

DEMÉTRIO BRITO VIANA

**CONTRIBUIÇÕES PARA A CONSTRUÇÃO DE MODELOS DE ESTIMATIVA  
DE RISCOS À SAÚDE ASSOCIADOS À TRANSMISSÃO DE *Giardia* E  
*Cryptosporidium* VIA ABASTECIMENTO DE ÁGUA PARA CONSUMO  
HUMANO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2011

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

V614c  
2011

Viana, Demétrius Brito, 1985-  
Contribuições para a construção de modelos de estimativa  
de riscos a saúde associados à transmissão de *Giardia* e  
*Cryptosporidium* via abastecimento de água para consumo  
humano / Demétrius Brito Viana. – Viçosa, MG, 2011.  
xv, 258f. : il. ; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: Rafael Kopschitz Xavier Bastos.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 145-155

1. Água - Consumo. 2. Protozoário. 3. Avaliação de riscos.  
I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

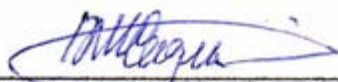
CDD 22. ed. 628.161

**DEMÉTRIUS BRITO VIANA**

**CONTRIBUIÇÕES PARA A CONSTRUÇÃO DE MODELOS DE ESTIMATIVA  
DE RISCOS À SAÚDE ASSOCIADOS À TRANSMISSÃO DE *Giardia* E  
*Cryptosporidium* VIA ABASTECIMENTO DE ÁGUA PARA CONSUMO HUMANO**

Dissertação apresentada à  
Universidade Federal de Viçosa, como  
parte das exigências do Programa de  
Pós-Graduação em Engenharia Civil,  
para obtenção do título de *Magister  
Scientiae*.

APROVADA: 21 de dezembro de 2011.



Dr. Daniel Adolpho Cerqueira



Prof.<sup>a</sup>. Silvia Maria Alves Correa  
Oliveira



Prof.<sup>a</sup>. Paula Dias Bevilacqua  
(Co-orientadora)



Prof. Rafael Kopschitz Xavier Bastos  
(Orientador)

## AGRADECIMENTOS

Ao professor e orientador Rafael Bastos, meus sinceros agradecimentos pelas manifestações de amizade, confiança e muita paciência nestes anos de convívio que permitiram a realização deste trabalho, sem esquecer das reuniões realizadas em seu “escritório” na cidade.

À Profª. Paula Dias Bevilacqua, pela participação em minha formação, pelo apoio ao longo destes anos e pela “concessão” da bolsa que permitiu minha manutenção em Viçosa.

À Professora Ann Mounteer, minha admiração e agradecimento pela colaboração ao longo da minha vida acadêmica.

À professora Silvia Maria Alves Correa Oliveira e ao doutor Daniel Adolpho Cerqueira pela participação na banca de avaliação, apesar dos vários percalços ocorridos.

E ao Daniel também pelo apoio no desenvolvimento do trabalho, sem esquecer da Karine, também de fundamental importância.

À minha família pela paciência e pelo apoio quase incondicional.

À Divisão de Água e Esgotos e ao Departamento de Veterinária da UFV, por toda a infra-estrutura disponibilizada para a condução dos trabalhos.

Aos servidores da DAG UFV pela disponibilidade e apoio dispensada durante todo o trabalho, em especial ao Luis Eduardo do Nascimento, Raimundo Jacinto, Sebastião Camilo e José Silvério Rosado.

A todos os colegas da pós-graduação e companheiros da Estação de Tratamento de Água pela amizade e pronta colaboração sempre que solicitados.

Aos amigos feitos em Viçosa, principalmente durante os tempos de graduação.

Às empresas de saneamento, pela disponibilização dos dados analisados no trabalho.

Ao CNPq pela disponibilização da bolsa que possibilitou a pesquisa.

À Universidade Federal de Viçosa, ao Departamento de Engenharia Civil e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, pela formação e condições de trabalho proporcionadas.

## **BIOGRAFIA**

Demétrius Brito Viana, filho de Euvaldo de Souza Viana e Valdênia Brito Viana, nascido em 05 de fevereiro de 1985, na cidade de Governador Valadares – MG.

Cursou o ensino fundamental e parte do ensino médio no Colégio Comunitário Dr Fernando Magalhães na cidade de Almenara – MG, tendo o concluído no Colégio Ibituruna em Governador Valadares no ano de 2002.

Em Março de 2003, iniciou o curso de Engenharia Ambiental na Universidade Federal de Viçosa, graduando-se em janeiro de 2008.

Em 2009, iniciou o Mestrado em Engenharia Civil – Saneamento Ambiental na Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de dissertação em dezembro de 2011.

## SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	VII
LISTA DE TABELAS.....	X
RESUMO.....	XIV
ABSTRACT.....	XV
1. INTRODUÇÃO GERAL.....	1
2. OBJETIVOS.....	3
2.1. OBJETIVO GERAL.....	3
2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	3
3. AVALIAÇÃO QUANTITATIVA DE RISCO MICROBIOLÓGICO APLICADA AO ABASTECIMENTO DE ÁGUA PARA CONSUMO HUMANO – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	4
3.1. INTRODUÇÃO.....	4
3.2. IDENTIFICAÇÃO DO PERIGO – A IMPORTÂNCIA DOS PROTOZOÁRIOS NO ABASTECIMENTO DE ÁGUA PARA CONSUMO HUMANO.....	6
3.3. MODELO DE EXPOSIÇÃO APLICADO AO ABASTECIMENTO DE ÁGUA PARA CONSUMO HUMANO.....	7
3.4. MODELOS DOSE-RESPOSTA.....	9
3.5. CARACTERIZAÇÃO DO RISCO: ESTIMATIVA DO RISCO DE INFECÇÃO DECORRENTE DE MÚLTIPLAS EXPOSIÇÕES.....	12
3.6. LIMITAÇÕES INERENTES À AQRM.....	14
3.7. MODELOS DETERMINÍSTICOS E MODELOS ESTOCÁSTICOS.....	15
3.7.1. <i>Caracterização das variáveis de entrada em modelos estocásticos de AQRM.....</i>	<i>17</i>
3.7.2. <i>Análise de sensibilidade em modelos estocásticos de avaliação de risco.....</i>	<i>27</i>
3.8. ESTATÍSTICAS UTILIZADAS PARA VERIFICAÇÃO DAS DISTRIBUIÇÕES DOS DADOS.....	29
3.9. REMOÇÃO DE (OO)CISTOS DE PROTOZOÁRIOS POR MEIO DE TRATAMENTO DE ÁGUA.....	32
3.9.1. <i>Características dos (oo)cistos e mecanismos de remoção.....</i>	<i>32</i>
3.9.2. <i>Eficiência de remoção de cistos de Giardia e de oocistos de Cryptosporidium em etapas do tratamento em ciclo completo.....</i>	<i>34</i>
3.9.3. <i>Turbidez como parâmetro indicador da eficiência do tratamento e da qualidade parasitológica da água tratada.....</i>	<i>37</i>
3.10. ABORDAGEM DO CONTROLE DE PROTOZOÁRIOS EM NORMAS DE QUALIDADE DA ÁGUA PARA CONSUMO HUMANO.....	40
4. LEVANTAMENTO E CARACTERIZAÇÃO DE DADOS DE TURBIDEZ DE ÁGUA BRUTA E TRATADA.....	45

4.1. INTRODUÇÃO E OBJETIVOS .....	45
4.2. MATERIAL E MÉTODOS.....	46
4.2.1. <i>Levantamento e caracterização dos dados de turbidez</i> .....	46
4.2.2. <i>Avaliação do atendimento aos limites de turbidez</i> .....	50
4.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	50
4.3.1. <i>Descrição geral dos dados de turbidez</i> .....	50
4.3.2. <i>Testes de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência dos dados de turbidez</i> .....	54
4.3.3. <i>Estatísticas preliminares para verificação da distribuição dos dados</i> .....	57
4.3.4. <i>Testes de normalidade e de aderência a funções distribuição de probabilidades</i> ...	60
4.3.5. <i>Avaliação do atendimento aos critérios de turbidez de água filtrada</i> . .....	64
4.4. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	69
5. AVALIAÇÃO QUANTITATIVA DE RISCO MICROBIOLÓGICO – ESTUDO DE CASO DA ETA UFV .....	71
5.1. INTRODUÇÃO E OBJETIVOS .....	71
5.2. MATERIAL E MÉTODOS .....	72
5.2.1. <i>Breve descrição da ETA UFV</i> .....	72
5.2.2. <i>Estimativa de risco por meio de modelagem estocástica</i> .....	73
5.2.3. <i>Modelo de exposição</i> .....	76
5.2.4. <i>Modelos dose-resposta</i> .....	81
5.2.5. <i>Análise de sensibilidade</i> .....	82
5.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	83
5.3.1. <i>Concentração de cistos de Giardia e de oocistos de Cryptosporidium na água bruta</i> .....	83
5.3.2. <i>Remoção de cistos de Giardia e oocistos de Cryptosporidium no tratamento da água</i> .....	91
5.3.3. <i>Consumo de água</i> .....	110
5.3.4. <i>Parâmetros dos modelos dose-resposta</i> .....	110
5.3.5. <i>Estimativas de risco</i> .....	111
5.3.6. <i>Análise de sensibilidade</i> .....	126
5.4. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	147
6. CONCLUSÕES GERAIS.....	149
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	153
ANEXO 1 .....	164
ANEXO 2 .....	193
ANEXO 3 .....	197

ANEXO 4 .....	201
ANEXO 5 .....	205

## LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1 – Função massa de probabilidades (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição de Poisson.....	19
Figura 3.2 – Função massa de probabilidades (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição Binomial.....	20
Figura 3.3 – Ilustração de funções massa de probabilidades binomial negativa para diferentes valores de $r$ e $p$ .....	20
Figura 3.4 – Exemplos de funções massa de probabilidades geométrica para diferentes valores de $p$ . ....	21
Figura 3.5 – Função densidade de probabilidades $s$ (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição uniforme. ....	22
Figura 3.6 – Função densidade de probabilidades $s$ (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição normal. ....	23
Figura 3.7– Função densidade de probabilidades da distribuição lognormal.....	24
Figura 3.8 – Função densidade de probabilidades $s$ (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição exponencial. ....	25
Figura 3.9 – Função Densidade de probabilidades $s$ (à esquerda) e Função de Probabilidade Acumulada (à direita) da distribuição beta. ....	26
Figura 3.10 – Função densidade de probabilidades $s$ da distribuição Gama. ....	27
Figura 4.1 – Variação do percentual de dados excluídos como <i>outliers</i> em cada série de dados.....	51
Figura 4.2 – Variação do coeficiente de variação da turbidez da água nas diferentes etapas do tratamento das 44 ETAs. ....	53
Figura 4.3 – Variação do coeficiente de autocorrelação para as séries de dados de turbidez da água bruta, decantada, filtrada e tratada.....	55
Figura 4.4 – Turbidez da água bruta e da água decantada. Gráficos de dispersão dos coeficientes de assimetria e curtose e destaque para os valores típicos de distribuições normais (marcado com $x$ ) (esquerda), e gráfico de distribuição de frequência dos coeficientes de assimetria e curtose (direita).....	58
Figura 4.5 – Turbidez da água filtrada individual, filtrada composta e água tratada. Gráficos de dispersão dos coeficientes de assimetria e curtose e destaque para os valores típicos de distribuições normais (marcado com $x$ ) (esquerda), e gráfico de distribuição de frequência dos coeficientes de assimetria e curtose (direita).....	59
Figura 4.6 – Gráficos de probabilidades (esquerda), histogramas de frequência dos dados de turbidez e Função Densidade de probabilidades (FDP) da distribuição lognormal (direita), séries de dados de turbidez da água bruta, água decantada, água filtrada individual, água filtrada composta e água tratada que apresentaram melhor ajuste à distribuição lognormal. ....	63
Figura 4.7 – Distribuição de frequência dos valores de turbidez das 20 séries de dados de efluentes de filtros individuais. ....	66
Figura 4.8 – Distribuição de frequência dos valores de turbidez das 21 séries de dados de efluentes de água filtrada composta. ....	66
Figura 4.9 – Distribuição de frequência dos valores de turbidez das 36 séries de dados de água tratada. ....	67
Figura 4.10 – Distribuição de frequência do percentual de atendimento aos limites de turbidez das 20 séries de dados de efluentes individuais. ....	67
Figura 4.11 – Distribuição de frequência do percentual de atendimento aos limites de turbidez das 21 séries de dados de efluentes de água filtrada composta.....	68
Figura 4.12 – Distribuição de frequência do percentual de atendimento aos limites de turbidez das 36 séries de dados de efluentes de água filtrada composta.....	68
Figura 5.1 – Vista aérea do campus da UFV , com indicação do ponto de captação em um dos reservatórios de acumulação de água (1) , e da localização da ETA UFV (2). ....	73
Figura 5.2 – Estação de tratamento de água da Universidade Federal de Viçosa, floculador e decantador (a) e filtros (b). ....	73

Figura 5.3 – Variação das concentrações de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> e de cistos <i>Giardia</i> na água bruta da ETAUFV, banco de dados completo e períodos de chuva e de seca.....	84
Figura 5.4 – Distribuições de probabilidade da concentração de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> valores não detectados iguais a zero, metade do limite de detecção e limite de detecção: período completo, chuva e seca.....	87
Figura 5.5 – Distribuições de probabilidade da concentração de cistos de <i>Giardia</i> para limites de detecção iguais a zero, metade do limite de detecção e limite de detecção: período completo, chuva e seca.....	88
Figura 5.6 – Variações do banco de dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal da água bruta da ETA UFV, período completo, chuva e seca.....	92
Figura 5.7 – Variações do banco de dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal da água efluente ao filtro 1 da ETA UFV, período completo, chuva e seca.....	92
Figura 5.8 – Variações do banco de dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal da água efluente ao filtro 2 da ETA UFV, período completo, chuva e seca.....	93
Figura 5.9 – Gráficos para verificação da aderência dos valores de turbidez às distribuições escolhidas, dados de turbidez da água bruta para o banco de dados completo, período de chuva e período de seca: dados horários, média diária, média de sete dias consecutivos e médias mensais.....	97
Figura 5.10 – Gráficos para verificação da aderência dos valores de turbidez às distribuições escolhidas, dados do efluente ao filtro 1 para o banco de dados completo, período de chuva e período de seca: dados horários, média diária, média de sete dias consecutivos e médias mensais.....	98
Figura 5.11 – Gráficos para verificação da aderência dos valores de turbidez às distribuições escolhidas, dados do efluente ao filtro 2 para o banco de dados completo, período de chuva e período de seca: dados horários, média diária, média de sete dias consecutivos e médias mensais.....	99
Figura 5.12 – Histogramas e distribuições de probabilidade ajustadas à remoção de oocistos de <i>Giardia</i> e <i>Cryptosporidium</i> segundo os modelos de Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992) e Lopes (2008), Filtro 1, dados horários, período de dados completo, chuva e seca.....	102
Figura 5.13 – Histogramas e distribuições de probabilidade ajustadas à remoção de oocistos de <i>Giardia</i> e <i>Cryptosporidium</i> segundo os modelos de Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992) e Lopes (2008), Filtro 2, dados horários, período de dados completo, chuva e seca.....	103
Figura 5.14 – Gráficos da Função Densidade de Probabilidades da distribuição Triangular ajustada para remoção de oocistos com base nos resultados do trabalho de Lopes (2008) com inoculação de oocistos em instalação piloto.....	106
Figura 5.15 – Gráficos da Função Densidade de Probabilidades das estimativas de consumo de água adotadas nos modelos de AQRM: distribuição Poisson (à esquerda) e triangular (à direita).....	110
Figura 5.16 – Gráficos das Funções Densidade de Probabilidades para o parâmetro K do modelo dose-resposta exponencial para <i>Cryptosporidium</i> e <i>Giardia</i> : triangular (à esquerda) e uniforme (à direita).....	111
Figura 5.17 – Gráficos da Função Densidade de Probabilidades uniforme adotada para o parâmetros do modelo dose-resposta beta-Poisson para <i>Cryptosporidium</i> : $\alpha$ (à esquerda) e $\beta$ (à direita).....	111
Figura 5.18 – Amplitude de variação das mediana das estimativas de risco de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , anual e semestral (chuva e seca)quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis em simulações com o seguinte modelo: valores de oocistos na água bruta não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção de oocistos de Nieminski e Ongerth (1995), consumo de água segundo distribuição Poisson,parâmetro k do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular.....	144
Figura 5.19 – Amplitude de variação das mediana das estimativas de risco de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , anual e semestral (chuva e seca)quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis em simulações com o seguinte modelo: valores de oocistos na água bruta não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção de oocistos de empírica, consumo de água segundo distribuição triangular,parâmetro k do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular.....	145
Figura 5.20 – Amplitude de variação das mediana das estimativas de risco de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , anual quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis	

em simulações com o seguinte modelo: valores de oocistos na água bruta não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995), empírico e triangular, consumo de água segundo distribuição Poisson e triangular, parâmetro  $k$  do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular. .... 146

## LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 – Remoção necessária de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> de acordo com a concentração na água bruta e a técnica de filtração, USEPA (2006).....	42
Tabela 3.2 – Remoção necessária de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> de acordo com a concentração na água bruta, Ministry of Health (2005).....	42
Tabela 4.1 – Caracterização geral dos bancos de dados fornecidos pelas estações de tratamento de água.....	50
Tabela 4.2 – Estatística descritiva referente à quantidade de dados fornecidos para cada etapa do tratamento.....	51
Tabela 4.3 – Quantidade de dados com e sem <i>outliers</i> e percentual de dados excluídos em cada tipo de amostra de água.....	51
Tabela 4.4 – Estatísticas descritivas referentes à turbidez (uT) da água em cada etapa de tratamento, 44 ETAs.....	52
Tabela 4.5 – Turbidez (uT) da água nas diferentes etapas do tratamento, menores e maiores valores mínimos e máximos, 1º e 2º quartis, e de desvios-padrão encontrados nos bancos de dados das 44 ETAs.....	52
Tabela 4.6 – Número e percentual de séries de dados de turbidez da água bruta, decantada, filtrada e tratada que satisfizeram os quesitos de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência.....	54
Tabela 4.7 – Verificação do atendimento às hipóteses de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência, valores médios de turbidez da água bruta, decantada e filtrada, ETA UFV.....	57
Tabela 4.8 – Resultados do teste dos postos sinalizados de Wilcoxon para avaliar se a mediana dos coeficientes de assimetria e curtose diferem, respectivamente, de 0 e 3.....	59
Tabela 4.9 – Resultados do teste de sinais para avaliar se a mediana dos coeficientes de assimetria e curtose diferem, respectivamente, de 0 e 3.....	60
Tabela 4.10 – Resultado do teste dos postos sinalizados de Wilcoxon e do teste de sinais para avaliar se a mediana dos coeficientes assimetria é superior a zero.....	60
Tabela 5.1 – Caracterização das variáveis de entrada dos modelos de AQRM.....	75
Tabela 5.2 – Concentrações de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> e cistos de <i>Giardia</i> no ponto de captação de água do ribeirão São Bartolomeu para abastecimento da ETA UFV.....	77
Tabela 5.3 – Valores de remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> em função da turbidez da água filtrada utilizados para o ajuste de distribuição empírica.....	80
Tabela 5.4 – Parâmetros dos modelos beta-Poisson e exponencial utilizados nos modelos de AQRM para <i>Cryptosporidium</i> e <i>Giardia</i> , valores médios, máximos, mínimos e distribuição de probabilidades.....	82
Tabela 5.5 – Quantidade de resultados positivos e não detectados no banco de dados de concentração de cistos de <i>Giardia</i> e de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> na água bruta da ETA UFV, Viçosa-MG, 2000 a 2011.....	83
Tabela 5.6 – Resultados dos testes de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade dos dados de concentração de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> e de cistos de <i>Giardia</i> na água bruta da ETAUFV (nível de significância 5%).....	84
Tabela 5.7 – Coeficientes de assimetria e curtose dos dados de concentração de (oo)cistos de <i>Giardia</i> e <i>Cryptosporidium</i> , banco de dados completos, período de chuva e de seca, assumindo valores não detectados como metade do limite de detecção, igual ao limite de detecção e como zero.....	86
Tabela 5.8 – Média aritmética, mediana e percentis 5 e 95% das distribuições ajustadas aos dados de concentração de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> assumindo valores não detectados como metade do limite de detecção, iguais ao limite de detecção e como zero, período completo, chuva e seca.....	90
Tabela 5.9 – Média aritmética, mediana e percentis 5 e 95% das distribuições ajustadas aos dados de concentração de oocistos de <i>Giardia</i> assumindo valores não detectados como metade do limite de detecção, iguais ao limite de detecção e como zero, período completo, chuva e seca.....	90

Tabela 5.10 – Resultados dos testes estatísticos de Mann-Whitney para comparação da turbidez nos períodos de chuva e seca .....	92
Tabela 5.11 – Resultados dos testes de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade, ao nível de 5% de significância, para os dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal para água, bruta, efluente do filtro 1 e efluente do filtro 2 da ETA UFV....	94
Tabela 5.12 – Coeficientes de assimetria e curtose para os dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal para água bruta, efluente do filtro 1 e efluente do filtro 2 da ETA UFV .....	95
Tabela 5.13 – Distribuições de probabilidades ajustadas aos resultados das simulações com os modelos propostos de remoção de oocistos utilizando dados horários, médios diários, médios de sete dias consecutivos e médios mensais de turbidez da água filtrada, período completo, período de chuva e período de seca.....	101
Tabela 5.14 – Faixas de turbidez dos efluentes dos filtros 1 e 2 da ETA UFV e eficiência de remoção de oocistos correspondente, banco de dados completo, período de chuva e período de seca, medidas de turbidez horária valores médios diários, médios de sete dias consecutivos e médios mensais. ....	105
Tabela 5.15 – Percentis da remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> obtidos pelos modelos de Lopes (2008), Nieminski e Ongerth (1995), e LeChevallier e Norton (1992), pela distribuição Triangular ajustada aos dados de Lopes (2008) e pela distribuição empírica ajustadas aos dados de turbidez da ETA UFV, e eficiência correspondente de remoção de oocistos, filtros 1 e 2 da ETA UFV, medidas de turbidez horária, banco de dados completo, período de chuva e período de seca. ....	108
Tabela 5.16 – Percentis da remoção de cistos de <i>Giardia</i> obtidos pelos modelos de Nieminski e Ongerth (1995) e de LeChevallier e Norton (1992), e eficiência correspondente de remoção de cistos, filtros 1 e 2 da ETA UFV, medidas de turbidez horária, banco de dados completo, período de chuva e período de seca. ....	109
Tabela 5.17 – Percentis e respectivos valores de consumo diário de água ( $L d^{-1}$ ) para as distribuições Triangular e Poisson.....	110
Tabela 5.18 – Estatística descritiva das estimativas de risco de infecção por <i>Cryptosporidium</i> para o cenário de: valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais a metade do limite de detecção do método analítico; modelo de LeChevallier e Norton (1992) para estimativa da remoção de oocistos em função da remoção de turbidez, aplicado ao filtro 1; consumo de água seguindo distribuição Poisson; e parâmetro do modelo dose-resposta exponencial seguindo distribuição triangular. ....	113
Tabela 5.19 – Estatística descritiva das estimativas de risco diário de infecção por <i>Cryptosporidium</i> para o cenário de: valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais a metade do limite de detecção do método analítico; modelo de Lopes (2008) para estimativa da remoção de oocistos em função da remoção de turbidez, aplicado ao filtro 1; consumo de água seguindo distribuição triangular; e parâmetro do modelo dose-resposta exponencial seguindo distribuição triangular. ....	113
Tabela 5.20 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson.....	114
Tabela 5.21 – das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson. ....	115
Tabela 5.22 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular. ....	116
Tabela 5.23 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Cryptosporidium</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular. ....	117
Tabela 5.24 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Giardia</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson. ....	118
Tabela 5.25 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Giardia</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson. ....	119

Tabela 5.26 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Giardia</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular. ....	120
Tabela 5.27 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por <i>Giardia</i> , considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular. ....	121
Tabela 5.28 – Percentual de dados de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> e cistos de <i>Giardia</i> não detectados para o banco de dados do período completo, período de seca e período de chuva. ....	123
Tabela 5.29 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção por <i>Giardia</i> anual e semestral (chuva e seca), considerando: os modelos de estimativa de remoção de cistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992), modelo dose-resposta exponencial com parâmetro k segundo distribuições uniforme e triangular, consumo de água segundo distribuição Poisson, e valores não detectados de cistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	127
Tabela 5.30 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção anual por <i>Cryptosporidium</i> sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição Poisson e valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	128
Tabela 5.31 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção semestral(período de chuva) por <i>Cryptosporidium</i> sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição Poisson e valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	129
Tabela 5.32 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção semestral(período de seca) por <i>Cryptosporidium</i> sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição Poisson e valores não detectados de oocistos assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	130
Tabela 5.33 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção anual por <i>Cryptosporidium</i> sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição triangular e valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	131
Tabela 5.34 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção semestral(período de chuva) por <i>Cryptosporidium</i> sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição triangular e valores não detectados de oocistos assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	132
Tabela 5.35 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção semestral(período de seca) por <i>Cryptosporidium</i> sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição triangular e valores não detectados de oocistos assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	133

Tabela 5.36 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção por <i>Giardia</i> anual e semestral (chuva e seca), considerando: os modelos de estimativa de remoção de cistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992), modelo dose-resposta exponencial com parâmetro k segundo distribuições uniforme e triangular, consumo de água segundo distribuição triangular, e valores não detectados de cistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção. ....	134
Tabela 5.37 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por <i>Cryptosporidium</i> inferior a $10^{-2}$ , $10^{-3}$ e $10^{-4}$ pppa, modelo de remoção de oocistos proposto por Nieminski e Ongerth (1995) ,modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular .....	137
Tabela 5.38 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por <i>Cryptosporidium</i> inferior a $10^{-2}$ , $10^{-3}$ e $10^{-4}$ pppa, modelo de remoção de oocistos proposto por LeChevallier e Norton (1992),modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular. ....	138
Tabela 5.39 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por <i>Cryptosporidium</i> inferior a $10^{-2}$ , $10^{-3}$ e $10^{-4}$ pppa, modelo de remoção de oocistos proposto por Lopes (2008),modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular. ....	139
Tabela 5.40 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por <i>Cryptosporidium</i> inferior a $10^{-2}$ , $10^{-3}$ e $10^{-4}$ pppa, modelo de remoção de oocistos empírica,modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular. ....	140
Tabela 5.41 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por <i>Cryptosporidium</i> inferior a $10^{-2}$ , $10^{-3}$ e $10^{-4}$ pppa, modelo de remoção de oocistos triangular,modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular. ....	141
Tabela 5.42 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por <i>Giardia</i> inferior a $10^{-2}$ , $10^{-3}$ e $10^{-4}$ pppa, modelos de remoção de cistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992),modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme), valores não detectados de cistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular. ....	142

## RESUMO

VIANA, Demétrius Brito, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2011. **Contribuições para a construção de modelos de estimativa de riscos à saúde associados à transmissão de *Giardia* e *Cryptosporidium* via abastecimento de água para consumo humano.** Orientador: Rafael Kopschitz Xavier Bastos. Coorientadora: Paula Dias Bevilacqua.

Esse trabalho objetivou: (i) caracterizar estatisticamente bancos de dados de turbidez de 44 estações de tratamento de água (ETAs); (ii) avaliar o atendimento dessas 44 ETAs aos padrões e critérios de turbidez de água tratada; e (iii) estimar riscos de infecção associados aos protozoários *Cryptosporidium* spp e *Giardia* spp. em água para consumo humano, em estudo de caso aplicado a ETA da Universidade Federal de Viçosa. A análise de bancos de dados de turbidez da água bruta e tratada (decantada e filtrada) das 44 ETAs, revelou que as hipóteses de aleatoriedade, independência, estacionariedade e homogeneidade dos dados foram, em geral, rejeitadas. Salvo poucas exceções, os dados de turbidez de água bruta e tratada foram caracterizados por assimetria positiva. Os dados referentes à água bruta apresentaram os maiores coeficientes de assimetria e de curtose. Testes estatísticos confirmaram a não normalidade de todas as séries de dados de turbidez analisadas e indicaram que a maioria destas poderia ser descrita por distribuição lognormal. O limite de 0,15 uT na água filtrada foi rarissimamente alcançado na maioria das ETAs avaliadas. Embora algumas ETAs tenham alcançado elevada margem de dados com turbidez abaixo de 0,30 uT, o percentual de ETAs que atendeu este limite foi baixo. Por sua vez, o padrão de 0,50 uT foi atingido por metade das estações com frequência superior a 80% dos dados, e o limite de 1,0 uT foi sistematicamente atendido pela quase totalidade das estações. A estimativa de riscos foi realizada por modelagem estocástica (simulação de Monte Carlo), utilizando o banco de dados da ETA UFV, incluindo informações sobre ocorrência de *Cryptosporidium* spp. e *Giardia* spp. na água bruta e remoção de turbidez. Modelos de Avaliação Quantitativa de Risco Microbiológico (AQRM) foram construídos a partir desses dados e informações de literatura sobre: (i) modelos dose-resposta; (ii) taxa de recuperação das técnicas laboratoriais de pesquisa de protozoários, (iii) modelos de estimativa de remoção de (oo)cistos em função da turbidez; (iv) estimativas de consumo de água. Os diferentes arranjos de modelos de AQRM resultaram em amplas variações nas estimativas de risco. Testes de análise de sensibilidade revelaram que as variáveis de maior impacto na estimativa de risco foram a concentração de (oo)cistos na água bruta, a remoção de (oo)cistos no tratamento da água e o consumo de água, indicando a necessidade de caracterização criteriosa dessas variáveis.

## ABSTRACT

VIANA, Demétrius Brito, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, December, 2011. **Contributions to the construction of models to estimate the health risks associated with transmission of *Cryptosporidium* and *Giardia* through drinking water.** Adviser: Rafael Kopschitz Xavier Bastos. Co-adviser: Paula Dias Bevilacqua.

This objectives of this work were: (i) to statistically characterize turbidity datasets of 44 water treatment plants (WTP), (ii) to evaluate the performance these 44 WTPs in achieving drinking-water turbidity standards, and (iii) to estimate risks of infection associated *Cryptosporidium* and *Giardia* in drinking-water, in case study applied to the University of Viçosa WTP (UFV WTP). The analysis of turbidity databases of raw and treated water of the 44 WTP showed that the hypotheses of data randomness, independence, stationarity and homogeneity were, in general, rejected. With few exceptions, turbidity data of raw and treated water were characterized by positive asymmetry. Raw water data showed the highest coefficients of skewness and kurtosis. Statistical tests confirmed the non-normality of all turbidity datasets analyzed, and indicated that most of them could be described by lognormal distribution. The standard of 0,15 NTU for filtered water was very rarely achieved in most WTP. Although a few WTP showed a high proportion of data with turbidity below 0,30 NTU, the actual percentage of WTP that met this standard was low. In turn, the standard of 0,50 NTU was achieved by half the WTP, often in more than 80% of data, and the 1,0 NTU standard was systematically attained in almost all WTP. Risks were estimated by stochastic modeling (Monte Carlo simulation), using the UFV WTP database, including information on the occurrence of *Cryptosporidium* and *Giardia* in the source water, and on turbidity removal. Models of Quantitative Microbiological Risk Assessment (AQRM) were constructed from these data and from literature information on: (i) dose-response models; (ii) recovery efficiency of the protozoa laboratory methods; (iii) relationships between (oo)cysts removal and turbidity, (ii) drinking-water consumption rates. Different AQRM models resulted in wide variations of risk estimates. Sensitivity analysis showed that the variables with the greatest impact on risk estimates were the (oo)cysts concentration in raw water, (oo)cysts removal by water treatment, and water consumption rates, indicating the need for a careful characterization these variables.

## 1. INTRODUÇÃO GERAL

O aporte de material fecal em corpos hídricos é responsável pela introdução nesses ambientes de microrganismos patogênicos e sua transmissão via consumo de água constitui grave problema para os responsáveis pela produção de água potável, não sendo raros os relatos sobre surtos de enteroparasitoses relacionados ao abastecimento de água. Nesse contexto, destaca-se a transmissão de protozoários, particularmente *Giardia* e *Cryptosporidium*, uma vez que esses organismos possuem distribuição cosmopolita e são responsáveis por números consideráveis de surtos, principalmente na Europa e nos Estados Unidos (EUA) durante as décadas de 1980 e 1990.

Esses organismos têm sido objeto de vários estudos em virtude de sua elevada infecciosidade e, sobretudo, das características que dificultam sua remoção e/ou inativação por processos físicos e/ou químicos de tratamento da água. Embora cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* sejam reconhecidamente resistentes à desinfecção, particularmente à cloração, são potencialmente removíveis por tratamento em ciclo completo (técnica que inclui decantação e filtração), desde que o sistema de tratamento seja submetido a rigoroso controle operacional.

Outro fator relevante diz respeito à dificuldade, analítica e financeira, do monitoramento de protozoários em água tratada (na verdade, de patógenos em geral), uma vez que os (oo)cistos tendem a estar presentes em concentrações muito baixas nessas amostras e as técnicas de isolamento e quantificação ainda apresentam limitações em termos de especificidade e, principalmente, de sensibilidade, além de custo elevado. Por isso, a qualidade microbiológica da água tratada é usualmente avaliada por meio de indicadores, microbianos ou não, da presença/ausência de patógenos, ou de indicadores da eficiência do tratamento na remoção de patógenos. No caso dos protozoários, como os cistos e oocistos desses organismos em alguns aspectos se comportam de forma similar às partículas em suspensão, o indicador tradicionalmente utilizado é a turbidez.

Na abordagem mais moderna e mais bem embasada cientificamente, o controle de protozoários em normas de qualidade da água para consumo humano costuma combinar os seguintes critérios: eficiência de tratamento requerido (associado, por exemplo, à turbidez da água filtrada) em função da ocorrência de protozoários na água bruta, com vistas ao atendimento de determinada meta de saúde. Em outras palavras, são estimadas concentrações de (oo)cistos na água tratada, cuja ingestão resultaria em estimativas de risco que não ultrapassem determinado nível de risco assumido como tolerável. Essa é a essência da metodologia de Avaliação Quantitativa de Risco Microbiológico (AQRM),

cujos modelos são compostos por modelos dose-resposta (associados a determinado patógeno) e por modelos de exposição (que possibilitam estimar doses de patógenos ingeridas em determinado cenário de exposição, no caso o consumo de água).

No entanto, as variáveis de entrada desses modelos são marcadas por variabilidade, às vezes ampla, e/ou cercadas de incertezas. Para assimilação dessas variações têm sido empregadas técnicas de modelagem estocástica (por exemplo, simulação de Monte Carlo), as quais requerem que as variáveis de entrada sejam bem caracterizadas, por exemplo, por meio de funções densidade de probabilidade e, dessa forma, os resultados (no caso, as estimativas de risco) são também expressos em termos de distribuição de probabilidades.

Do exposto, depreende-se ser de fundamental importância a melhor caracterização possível da turbidez e da remoção dessa variável em estações de tratamento de água (ETAs), já que modelos de AQRM frequentemente se valem dessas informações para estimar a remoção de (oo)cistos de protozoários no tratamento da água e a qualidade parasitológica da água tratada.

Neste trabalho foram reunidos bancos de dados de turbidez de 44 ETAs brasileiras, sistematizados e caracterizados estatisticamente de forma a subsidiar o emprego dessa variável em modelos de AQRM. De forma complementar, e fazendo uso de banco de dados de ocorrência de *Giardia* e *Cryptosporidium* no manancial de abastecimento da ETA da Universidade Federal de Viçosa, discute-se a aplicação de modelos de AQRM para a estimativa de riscos de infecção por *Giardia* e *Cryptosporidium* a partir da construção de vários cenários de exposição, com ênfase no emprego da turbidez em diferentes modelos de estimativa de remoção de protozoários no tratamento da água.

Como pano de fundo deste trabalho está também a discussão da norma brasileira de qualidade da água para consumo humano, já que esta vem, de forma cada vez mais explícita, incorporando a AQRM como base para o estabelecimento de dispositivos de controle de protozoários, e de forma cada vez mais rigorosa, a turbidez como indicador da qualidade parasitológica da água.

## **2. OBJETIVOS**

### **2.1. Objetivo geral**

Contribuir para a discussão em torno da construção de modelos de estimativa de riscos à saúde associados à transmissão de *Giardia* e *Cryptosporidium* via abastecimento de água para consumo humano e para a discussão da norma brasileira de qualidade da água para consumo humano.

### **2.2. Objetivos específicos**

- Avaliar o desempenho de 44 estações de tratamento de água no Brasil, em termos de atendimento ao padrão de turbidez de água tratada estabelecido na norma brasileira de qualidade de água para consumo humano e em outras normas e critérios de referência internacional.
- Caracterizar, estatisticamente, a turbidez dos afluentes e efluentes de estações de tratamento de água, como variáveis de entrada em modelos de AQRM.
- Caracterizar, estatisticamente, a ocorrência de *Cryptosporidium* e *Giardia* no manancial de abastecimento da estação de tratamento de água da Universidade Federal de Viçosa, como variável de entrada em modelos de AQRM.
- Testar técnicas de modelagem estocástica em modelos de AQRM com emprego da turbidez como indicador da eficiência do tratamento na remoção de (oo)cistos de protozoários.

### **3. AVALIAÇÃO QUANTITATIVA DE RISCO MICROBIOLÓGICO APLICADA AO ABASTECIMENTO DE ÁGUA PARA CONSUMO HUMANO – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

#### **3.1. Introdução**

Existem, basicamente, três abordagens para a formulação de critérios de qualidade microbiológica de água para consumo humano: (i) a exigência de ausência de organismos patogênicos e, ou de indicadores de contaminação; (ii) o estabelecimento de padrões de qualidade com base em evidências epidemiológicas ou (iii) na metodologia de avaliação quantitativa de risco microbiológico (AQRM) (BLUMENTHAL *et al.* 2000).

A primeira abordagem, ao pretender a ausência de organismos patogênicos (ou da indicação da ausência desses com base na ausência de organismos indicadores), tem sido associada à ideia de risco nulo, por sua vez criticável do ponto de vista conceitual e prático, já que risco é um conceito probabilístico, não existem indicadores absolutamente confiáveis que atestem a ausência de organismos patogênicos e, de mais a mais, a detecção de patógenos em amostras de água, principalmente tratada, ainda esbarra em limitações de ordem analítica.

Evidências epidemiológicas, isto é, a medida do risco associada ao consumo de água com determinada qualidade, sem dúvidas fornecem subsídios valiosos para o estabelecimento de padrões de qualidade da água. Estudos epidemiológicos apresentam como vantagem a capacidade de estimar o risco por meio da observação do efeito adverso em pessoas expostas ao perigo em questão, permitindo, em estudos que investigam diferentes níveis de exposição, indicar aquele associado a um risco de infecção ou doença na população exposta abaixo do nível tido como tolerável (BLUMENTHAL *et al.*, 2000). Porém, nem sempre, tais informações estarão disponíveis, seja pela eventual fragilidade dos serviços de vigilância epidemiológica, seja por limitações inerentes aos estudos epidemiológicos, por exemplo, a dificuldade de isolar um fator de risco específico ou a sensibilidade em detectar níveis baixos de risco (BLUMENTHAL *et al.*, 2001).

Face a tais limitações, a metodologia de AQRM surge como opção de estimativa, em base probabilística, dos riscos associados a determinados cenários de exposição (de consumo de água com determinada qualidade microbiológica) e, da mesma forma que

no caso da amostragem por evidências epidemiológicas, contrapor tais estimativas ao que se considere risco tolerável.

A metodologia de Avaliação Quantitativa de Risco (AQR) foi originalmente concebida para a exposição a substâncias químicas (Avaliação Quantitativa de Risco Químico - AQRQ) (USEPA, 2004) e constitui, há algum tempo, o paradigma central na formulação de padrões de potabilidade da água referentes às substâncias químicas tóxicas. Mais recentemente, essa metodologia tem sido adaptada para a quantificação de riscos decorrentes da exposição a agentes microbianos e tem, de fato, fornecido subsídios à formulação de normas e critérios de qualidade microbiológica da água para consumo humano, como por exemplo, as Diretrizes da Organização Mundial da Saúde (OMS) (WHO, 2006) e a norma dos Estados Unidos (USEPA, 2006).

Genericamente, AQR envolve quatro etapas: (i) identificação do perigo; (ii) avaliação da exposição; (iii) avaliação da dose-resposta; e (iv) caracterização do risco (HAAS *et al.*, 1999). É importante registrar que a Avaliação de Risco deve compor abordagem mais ampla, Análise de Risco, que inclui ainda o Gerenciamento e a Comunicação de Risco (HAAS *et al.*, 1999; HAAS e EINSENBURG, 2001).

A primeira etapa compreende a identificação do agente em questão (físico, químico ou microbiano) (perigo), ou situação (evento perigoso) que possa introduzir um perigo, e a avaliação dos respectivos efeitos adversos a saúde. Segundo Bastos *et al.* (2009), a compreensão da origem do perigo e de como este pode ser introduzido na cadeia produtiva também integra essa etapa e esse conhecimento será importante no planejamento dos procedimentos de Gerenciamento de Risco.

O propósito da avaliação da exposição é caracterizar o tamanho e a natureza da população exposta, determinar a dose média do agente ingerida em cada evento de exposição e a frequência e duração das prováveis vias de exposição (HAAS *et al.*, 1999).

A avaliação da dose-resposta descreve o potencial que tem o agente de causar resposta em diversos níveis de exposição. No caso de agentes químicos, a avaliação de efeitos crônicos é, em geral, obtida de estudos de laboratório com cobaias. Na AQRQ, informações sobre efeitos agudos advêm, em grande parte, de estudos com voluntários humanos e, mais recentemente, também de investigações epidemiológicas (TEUNIS *et al.*, 1996; TEUNIS *et al.*, 2004). A estimativa de risco é usualmente feita em termos de infecção e não de doença, em nome da segurança e também pela dificuldade de

quantificação de riscos associados a subgrupos populacionais mais susceptíveis (HAAS e EINSEMBERG, 2001).

Haas *et al.* (1999) descrevem a relação dose-resposta como uma caracterização matemática da associação entre a dose ministrada e a probabilidade de infecção ou doença na população exposta. A literatura consolidou o uso de dois modelos: exponencial, para estimativa de infecção por bactérias e vírus e beta-Poisson para protozoários, os quais serão mais bem explorados em tópico no item 3.4. Ambos estimam o risco de infecção associado a um único evento de exposição, no caso representado pela ingestão de determinada dose de microrganismos via consumo de água, isto é, número de microrganismos por volume de água ingerido.

Por fim, a caracterização do risco combina as informações disponíveis sobre exposição e dose-resposta, de forma a estimar riscos decorrentes da exposição continuada a determinado agente, quantitativamente e em termos probabilísticos (HAAS e EINSEMBERG, 2001).

### **3.2. Identificação do perigo – a importância dos protozoários no abastecimento de água para consumo humano**

Uma grande variedade de patógenos humanos pode ser transmitida via consumo de água, incluindo bactérias (tais como *Shigella* e *Campylobacter*), vírus (por exemplo, rotavírus, adenovírus e vírus da hepatite A) e protozoários (tais como *Giardia* e *Cryptosporidium*) (FORD e HAMNER, 2010).

Em princípio, na aplicação da metodologia de AQRM, todos os perigos e eventos perigosos devem ser identificados em todos os componentes do sistema de abastecimento. Na visão de Bastos *et al.* (2004), devem ser mapeadas as fontes de contaminação do manancial, identificados os organismos patogênicos de maior ocorrência ou importância, o potencial de remoção de patógenos nos sistemas de tratamento, bem como o de reintrodução de perigos, por exemplo, via recirculação de água de lavagem de filtros. Na identificação de perigos, devem ser considerados todos os patógenos possíveis de ocorrer, mas, no intuito de priorização de perigos, a OMS sugere que ‘patógenos-referência’ sejam identificados, no entendimento de que o controle desses asseguraria o dos demais, recomendando a consideração de pelos menos um tipo de vírus, bactéria e protozoário (rotavírus, *Campylobacter* e *Cryptosporidium* respectivamente) (WHO, 2006).

Nesse sentido, ganham destaque os protozoários, em razão de algumas de suas características biológicas, ambientais e epidemiológicas: (i) a natureza zoonótica de algumas espécies, o que potencializa sua circulação no ambiente; (ii) a propriedade de encistamento em etapas do ciclo biológico desses organismos, o que confere aos cistos e oocistos características de elevada resistência ambiental e aos processos de tratamento de água, particularmente à desinfecção com cloro e (iii) a elevada infectividade desses organismos (BASTOS *et al.*, 2000; USEPA, 1991; LEE *et al.*, 2007).

Diversos protozoários têm sido associados à transmissão via consumo de água (por exemplo, *Giardia* spp., *Cryptosporidium* spp., *Cyclospora cayetanensis*, *Toxoplasma gondii* e *Isospora belli*), mas o conhecimento sobre a *Giardia* e o *Cryptosporidium*, em particular sobre aspectos de veiculação hídrica, é muito mais amplo do que o da maioria dos outros protozoários patogênicos (KARANIS *et al.*, 2007). O *Cryptosporidium* tem recebido particular atenção, pois, comparativamente aos cistos de *Giardia*, os oocistos apresentam menores dimensões e densidade (tornando mais difícil a remoção por decantação e filtração) e maior resistência à ação de desinfetantes (MEDEMA *et al.*, 1998; BASTOS *et al.*, 2003; DAI e BOLL, 2006)

Por isso várias normas de qualidade da água para consumo humano, dentre elas a brasileira (BRASIL, 2011), tomam o *Cryptosporidium* como o, ou um dos, organismo-referência, tais como as normas dos Estados Unidos (USEPA, 2006), Canadá (HEALTH CANADA, 2008) e Nova Zelândia (MINISTRY OF HEALTH, 2005), bem como as Diretrizes da OMS (WHO, 2006) (ver item 3.10). Também por isso, vários estudos de AQRM aplicados ao abastecimento de água para consumo humano tomam também o *Cryptosporidium* como organismo-referência.

### **3.3. Modelo de exposição aplicado ao abastecimento de água para consumo humano**

Modelos de exposição expressam cenários com base nos quais são estimadas as doses de agentes patogênicos ingeridas a cada evento de exposição.

Cenários de exposição ao fator de risco ‘consumo de água’ são descritos, essencialmente, a partir do conhecimento ou da estimativa do número de organismos presentes na água de consumo e do volume de água consumido (ou seja, a estimativa da dose). Entretanto, como a mensuração de baixas concentrações de patógenos na água tratada está sujeita a limitações analíticas, usualmente se recorre ao conhecimento da

ocorrência de patógenos na água bruta e do potencial de remoção por meio do tratamento. Porém, a taxa de recuperação da técnica analítica utilizada para quantificação do patógeno não pode ser negligenciada, já que amplas variações podem ser computadas para essa variável com impactos consideráveis na estimativa final da dose.

A Equação 3.1 expressa, genericamente, modelos de exposição para a estimativa de doses de patógenos ingeridas via consumo de água, cujas variáveis são brevemente discutidas em seguida.

$$d = \frac{N}{Tr} \cdot 10^{-R} \cdot V \quad (3.1)$$

Onde:

d=dose ingerida de patógenos em um evento de exposição.

N = concentração de patógenos na água bruta (número de organismos. L<sup>-1</sup>).

Tr = taxa de recuperação do método de quantificação do patógeno (%).

R = remoção na estação de tratamento de água (log).

V=consumo per capita diário de água (L.d<sup>-1</sup>).

Em geral, a ocorrência de microrganismos em mananciais de abastecimento é caracterizada por grande variabilidade e, em relação aos (oo)cistos de protozoários, frequentemente por dados abaixo do limite de detecção (SMEETS *et al.*, 2007), muitas vezes em função dos reduzido volumes coletados para análise. Nesse último caso, diferentes abordagens são propostas para o tratamento do banco de dados: (i) estimativa por máxima verossimilhança da média e desvio padrão; (ii) atribuição de uma distribuição mista; (iii) atribuição de valor zero para os dados não detectados (distribuição discreta) e (iv) utilização do limite de detecção ou metade do limite de detecção para os dados não detectados (JAIDI *et al.*, 2009; KAYHANIAN *et al.*, 2002; PETERSON *et al.*, 2006; SIGNOR *et al.*, 2007, SMEETS *et al.*, 2007).

Incertezas adicionais podem ser inseridas nos modelos devido a questões analíticas, pois os métodos de detecção de (oo)cistos apresentam diferentes e variáveis taxas de recuperação (NIEMINSKI *et al.*, 1995; WOHLSEN *et al.*, 2004; USEPA, 2005). A taxa de recuperação de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia* é dependente de uma série de fatores que incluem, além da técnica de detecção em si, erros experimentais introduzidos pelos responsáveis pela análise, pelas condições dos cistos e

oocistos e pelo método de inoculação. Erros experimentais de superestimação são também possíveis devido a falsos positivos em decorrência da contagem indevida de outras partículas (USEPA, 2005).

A eficiência do tratamento pode estar sujeita a variações relativamente amplas, influenciadas por oscilações nas características da água bruta, de vazão e por aspectos operacionais da ETA. Picos de patógenos de curta duração na água bruta ou períodos, mesmo curtos, de falhas no tratamento podem levar ao aumento da exposição média e, portanto, ao aumento do risco de infecção (LECHEVALLIER e AU, 2004).

Em modelos de AQRM, a disponibilidade de um grande conjunto de dados de concentrações afluentes e efluentes de determinado patógeno seria o ideal para avaliação da eficiência do tratamento (TEUNIS *et al.*, 1997). Entretanto, tais bancos de dados são caracteristicamente compostos por pequeno número de dados e que muitas vezes contêm muitos resultados abaixo do limite de detecção; por isso a maioria dos estudos e modelos de AQRM se valem de informações de indicadores para avaliação do tratamento (PETTERSON *et al.*, 2006; SMEETS, 2008).

Como o presente estudo aborda especificamente a estimativa de riscos associados aos protozoários *Giardia* e *Cryptosporidium*, a remoção desses organismos por meio do tratamento de água será abordada de forma mais detalhada no item 3.9.

Do exposto, percebe-se que as variáveis de entrada de modelos de exposição aplicados ao abastecimento de água para consumo humano estão sujeitas a amplas variações e incertezas, as quais podem afetar a estimativa do risco e, portanto, devem ser devidamente consideradas em modelos de AQRM, como será visto no item 3.7.

### **3.4. Modelos dose-resposta**

Modelos dose-resposta são modelos matemáticos (probabilísticos) que permitem estimar o risco de infecção associado à ingestão de certa dose de determinado microrganismo. A fundamentação dessa abordagem é a seguir sintetizada, com base, essencialmente, no texto de Petterson *et al.* (2006).

O cálculo da probabilidade de infecção combina a probabilidade de exposição à probabilidade de infecção de acordo com a Equação 3.2.

$$P(\text{inf}/\mu) = \sum_{n=0}^{\infty} P(n/\mu) \times P(\text{inf}/n) \quad (3.2)$$

Onde:

$P(inf/\mu)$  = probabilidade de infecção associada ao consumo da concentração média de patógenos  $\mu$ .

$P(n/\mu)$  = probabilidade de exposição a um número  $n$  de patógenos dada a concentração média  $\mu$ .

$P(inf/n)$  = probabilidade de infecção associada à exposição a  $n$  organismos.

A distribuição de patógenos no meio é assumida como randômica e, portanto, a probabilidade de exposição a  $n$  organismos ( $P(n/\mu)$ ), quando a concentração média é igual a  $\mu$ , segue distribuição de Poisson (enquanto a dose média de patógenos é contínua, o número real de organismos que um indivíduo pode consumir constitui uma variável discreta).

Quando um único microrganismo é ingerido, a probabilidade de que este supere as barreiras do organismo do hospedeiro e alcance o local de infecção pode ser representada por  $r$ . Assumindo que cada microrganismo ingerido age de forma independente no hospedeiro, a probabilidade global de infecção pode ser descrita como um processo binomial, ou seja, o resultado pode ser um dentre duas possibilidades: infecção ou não infecção. Se a probabilidade de um único microrganismo causar infecção é denotado por  $r$ , então a probabilidade de não-infecção é dada por  $(1-r)$ . Em uma série de  $n$  ensaios independentes (correspondendo ao número de microrganismos ingeridos), a probabilidade de não ocorrer a infecção é dada por  $(1-r)^n$  e, portanto, a probabilidade de pelo menos um organismo provocar infecção é dada pela Equação 3.3

$$P(inf/n) = 1 - (1 - r)^n \quad (3.3)$$

As pressuposições de que a probabilidade de exposição ao patógeno é dada pela distribuição de Poisson e de que a probabilidade de infecção segue distribuição binomial definem um grupo de modelos descritos como *single-hit models*, associados ao conceito de que um único organismo possui capacidade de desencadear infecção<sup>1</sup>. Dois outros importantes pressupostos desses modelos devem ser destacados (VOSE, 2008): (i) a exposição a  $n$  organismos ocorre em um único evento e (ii) os organismos ingeridos apresentam a mesma probabilidade de causar infecção, independentemente do número de organismos  $n$ .

---

<sup>1</sup> Esses modelos são também conhecidos como *non-threshold models*, ou seja, não apresentam descontinuidade matemática e, portanto, superam o conceito até recentemente prevalente de dose infectante mínima. Em outras palavras, os modelos assumem que doses muito baixas, ou mesmo um único organismo, são capazes de se reproduzir no hospedeiro, dando início à infecção, ainda que com probabilidades também baixas.

A forma mais simples desses modelos assume que, para um dado patógeno, todos os organismos têm a mesma e constante probabilidade de sobrevivência no hospedeiro e de provocar infecção, dada por  $r$  (ou  $1/k$ ). Assim, quando os organismos estão distribuídos aleatoriamente (Poisson) no meio e a probabilidade de infecção associada a qualquer organismo é constante e igual a  $1/k$ , o modelo dose-resposta assume forma exponencial e a probabilidade de infecção associada à ingestão de uma dose  $d$  é dada pela Equação 3.4.

$$P_{i(d)} = 1 - e^{-\frac{d}{k}} \quad (3.4)$$

Onde:

$P_{i(d)}$  = probabilidade de infecção associada a uma única exposição à dose  $d$

$d$  = dose ingerida de patógenos.

$k$  = parâmetro característico da interação agente-hospedeiro

O modelo exponencial desconsidera variações de infectividade entre um mesmo tipo de microrganismos e de susceptibilidade entre hospedeiros. Essa limitação é parcialmente superada pelo modelo beta-Poisson, o qual também assume distribuição de Poisson para a dose, mas que a probabilidade de infecção de cada organismo ( $r$ ) varie segundo distribuição beta. Isso resulta em uma formulação matemática complexa (função hipergeométrica confluyente), mas que observados alguns requisitos<sup>2</sup> permite simplificações e expressão de acordo com as Equações 3.5, ou 3.6 e 3.7.

$$P_{i(d)} = 1 - \left(1 + \frac{d}{\beta}\right)^{-\alpha} \quad (3.5)$$

$$P_{i(d)} = 1 - \left(1 + \frac{d}{N_{50}}(2^{1/\alpha} - 1)\right)^{-\alpha} \quad (3.6)$$

Onde:

$P_{i(d)}$  = probabilidade de infecção associada a uma única exposição à dose  $d$

$d$  = dose ingerida de patógenos.

$\alpha$  e  $\beta$  = parâmetros característicos da interação agente-hospedeiro.

$N_{50}$  = dose infectante média

---

<sup>2</sup>A Equação 3.5 é válida quando  $\alpha \ll \beta$  e  $\beta \gg 1$  (HAAS *et al.*, 1999)

$$N_{50} = \frac{\beta}{2^{1/\alpha} - 1}. \quad (3.7)$$

Os valores de  $\alpha$  e  $\beta$  (ou  $N_{50}$ ) e  $r$  (ou  $k$ ) são obtidos de estudos com voluntários humanos ou de investigações epidemiológicas (TEUNIS *et al.*, 1996; TEUNIS *et al.*, 2002; TEUNIS *et al.*, 2005; TEUNIS *et al.*, 2008). A literatura tem consolidado o emprego do modelo exponencial para expressar a probabilidade de infecção por protozoários e do modelo beta-Poisson para bactérias e vírus (TEUNIS *et al.*, 1996; HAAS *et al.*, 1999). Não obstante, o modelo beta-Poisson é mais flexível (sua função matemática é definida por dois parâmetros) e pode expressar a relação dose-resposta para os mais variados organismos e situações. Por exemplo, Teunis *et al.* (2002) ajustaram o modelo  $\beta$ -Poisson aos resultados de estudos com três diferentes cepas de oocistos de *Cryptosporidium parvum* em hospedeiros humanos que apresentavam diferentes estados de imunidade.

### 3.5. Caracterização do risco: estimativa do risco de infecção decorrente de múltiplas exposições

Uma vez que cada evento de exposição é considerado independente, a estimativa da probabilidade de infecção devida a múltiplas exposições pode ser calculada de acordo com as premissas da distribuição binomial (série de eventos com dois resultados possíveis: infecção ou não infecção). Se a probabilidade de infecção para uma única exposição à dose  $d$  é dada por  $P_{i(d)}$ , então a probabilidade de não ser infectado é  $1 - P_{i(d)}$ ; logo para  $n$  exposições, a probabilidade de não-infecção é dada por  $(1 - P_{i(d)})^n$  e a probabilidade de infecção é dada pela Equação 3.8 (HAAS *et al.*, 1999).

$$P_{i(m)} = 1 - (1 - P_{i(d)})^n \quad (3.8)$$

Onde:

$P_{i(m)}$  = probabilidade total de infecção decorrente de  $n$  exposições à dose  $d$  durante um período de tempo  $m$ ; no caso de risco anual ( $P_{i(A)}$ ) e exposição diária,  $n = 365$ .

$P_{i(d)}$  = probabilidade de infecção associada a uma única exposição à dose  $d$

$d$  = dose ingerida de patógenos.

Várias normas ou critérios de água potável orientam a definição do nível de segurança baseado na probabilidade anual de infecção. Por exemplo, a norma dos Estados Unidos (USEPA, 2006) define como nível de risco tolerável  $10^{-4}$  por pessoa por ano (pppa) para

os diversos organismos patogênicos transmissíveis via abastecimento de água para consumo humano (HAAS *et al.*, 1999).<sup>3</sup> As diretrizes da OMS (WHO, 2006) são baseadas no conceito de ‘carga de doença’, medida pelo indicador ‘anos de vida perdidos ajustados por incapacidade’ (da sigla inglesa DALYs – *Disability Adjusted Life Years*), o qual permite a transformação de uma ‘incapacidade vivenciada’ (por exemplo, três dias com diarreia ou óbito devido à diarreia) em ‘anos de vida saudáveis perdidos’. A OMS assume como carga de doença tolerável  $1 \times 10^{-6}$  DALY, ou seja,  $1 \mu$  DALY por pessoa por ano (pppa), o que corresponde a níveis de risco toleráveis anuais de  $7,7 \times 10^{-4}$  pppa para rotavírus,  $3,1 \times 10^{-4}$  pppa para *Campylobacter* e  $2,2 \times 10^{-3}$  pppa para *Cryptosporidium*<sup>4</sup>.

Assim, a maioria dos estudos de AQRM aplicados ao consumo humano de água toma como referência o risco anual. Por outro lado, Signor e Ashbolt (2009) recomendam que metas de saúde sejam estabelecidas em períodos mais curtos de tempo, com os argumentos de que os níveis de exposição, e, por conseguinte de risco, variam durante o ano, e que surtos de doenças de veiculação hídrica são, em geral, associados a eventos de curta duração associados à intensificação da exposição (e, portanto, do risco); a referência a períodos de tempo mais curtos representaria, assim, medida de prevenção a eventos perigosos dessa natureza. Esses autores sugerem, então, que, em se mantendo a meta de risco anual de  $10^{-4}$ , o nível correspondente de risco tolerável diário seria  $10^{-6}$  por pessoa. Mara *et al.* (2007) acrescentam que essa abordagem poderia ser assim generalizada: o nível de risco tolerável anual de  $10^{-x}$  pppa corresponderia a um nível de risco tolerável por evento de exposição de  $10^{-(x+y)}$  por pessoa, sendo que o valor de y depende da frequência de exposição.

Mara (2011) questiona ainda o valor de carga de doença tolerável de  $10^{-6}$  DALY pppa assumido nas diretrizes da OMS, caracterizando-o como uma meta não realística, que repercute em elevados custos com tratamento, defendendo um aumento da carga de doença tolerável para  $10^{-4}$  DALY, mais viável técnica e economicamente, e proporcionando adequada margem de segurança a saúde pública.

---

<sup>3</sup> Risco tem sido expresso em base individual e, assim  $10^{-4}$  pppa (por pessoa por ano) representaria a probabilidade anual a que um indivíduo estaria sujeito a contrair uma infecção (isto é uma chance em 10.000). Alguns autores defendem, entretanto, que risco deva ser expresso em termos populacionais (MARA, 2009) e, nesse caso,  $10^{-4}$  significaria a probabilidade anual de um caso de infecção dentre 10.000 pessoas da população exposta (no caso, da população consumidora de água).

<sup>4</sup> A forma de conversão da medida de risco em DALY e vice-versa pode ser encontrada em WHO (2006), Bastos *et al.* (2009) e Mara (2009).

### 3.6. Limitações inerentes à AQRM

Conforme referido anteriormente, AQRM incorpora os paradigmas da AQRQ, ou seja, a estimativa do risco individual como resultado da exposição a certa concentração de patógenos, mesmo que continuada, mas de forma independente. Entretanto, importantes diferenças entre agentes químicos e microbianos impõem limitações que não podem ser ignoradas quando da interpretação de resultados de estimativas de risco, como por exemplo (PETTERSON *et al.*, 2001): (i) a concentração de patógenos em amostras ambientais pode aumentar ou diminuir devido à multiplicação ou inativação; (ii) microrganismos não se encontram distribuídos uniformemente no meio e o pressuposto de distribuição de Poisson assumido nos modelos dose-resposta podem não se ver confirmados; (iii) doenças infecciosas podem levar à transmissão secundária a pessoas que não tiveram contato direto com o veículo inicial de exposição; (iv) variações de susceptibilidade podem ser responsáveis por diferentes relações dose-resposta (incluindo a severidade dos agravos à saúde), pois algumas doenças podem conferir imunidade de curto ou longo prazo e, por outro lado, existem grupos particularmente sensíveis como crianças, idosos, gestantes e indivíduos imunocomprometidos ou imunodeprimidos.

Variações em susceptibilidade dentre a população exposta é um aspecto particularmente importante uma vez que os modelos dose-resposta disponíveis são, em sua maioria, provenientes de estudos experimentais com poucos indivíduos adultos e saudáveis (HAAS e EISENBERG, 2001). Outras restrições se referem ao número pequeno de dados que, em geral, deram origem a esses modelos e ao fato de que os mesmos são baseados em doses bem mais elevadas que aquelas advindas de exposição ambiental (BLUMENTHAL *et al.*, 2000).

Petterson *et al.* (2006) acrescentam como fragilidades dos estudos experimentais com humanos a incerteza acerca do número de agentes infecciosos efetivamente administrados e o fato de que as cepas de microrganismos administradas podem não ser as mais infecciosas.

Mais recentemente, informações obtidas de surtos de doenças entéricas têm sido utilizadas para estimar os parâmetros de modelos dose-resposta. Teunis *et al.* (2004) utilizaram dados de um surto de *E. coli* O157:H7 ocorrido em uma escola primária no Japão em 1996 devido ao consumo de alimentos contaminados. Teunis *et al.* (2005) desenvolveram estudo semelhante, determinando os parâmetros do modelo dose-resposta para *Campylobacter jejuni* com base em um incidente em uma fazenda, no qual

várias crianças de uma escola ficaram doentes em decorrência do consumo de leite *in natura* contaminado. A grande vantagem dos dados investigação de surtos é que estes demonstram resposta real à exposição a patógenos, sem as limitações e simplificações necessárias de um estudo controlado. Por outro lado, incertezas adicionais são introduzidas; por exemplo, em decorrência do período de incubação, é possível que a fonte de contaminação não esteja disponível para análise quando o surto for identificado; ou que a concentração do patógeno no momento da análise não seja representativa do momento da exposição; outra fonte de incerteza nesse tipo de estudo diz respeito ao número de indivíduos que relatam os sintomas da infecção (doença) (PETTERSON *et al.*, 2006).

Também merece ressalva o próprio pressuposto dos *single-hit models* de que cada organismo dentre aqueles ingeridos em cada evento de exposição apresentam a mesma probabilidade de causar infecção, independentemente do número de organismos ingeridos, desprezando a possibilidade de ação sinérgica entre microrganismos (VOSE, 2008).

Adicionalmente, AQRM, além de ser ‘patógeno-específica’, como observado por Mara *et al* (2007), não considera que um indivíduo possa ser infectado mais de uma vez em decorrência da exposição continuada, enquanto, do ponto de vista epidemiológico, infecção múltipla, ou múltiplas infecções, é algo perfeitamente possível de ocorrer.

Enfim, risco se manifesta em termos “populacional e dinâmico” e não “individual e estático” como assumido nos modelos de AQRM, e várias das próprias bases dos modelos dose-resposta são questionáveis. Assim, para que AQRM constitua ferramenta de fato útil de estimativa de risco, os modelos de exposição necessitam de ser formulados de tal forma que as doses sejam estimadas em bases realistas e se minimize a introdução de incertezas aos modelos.

### **3.7. Modelos determinísticos e modelos estocásticos**

Incetezas propriamente ditas são associadas à falta de conhecimento sobre determinado fenômeno, devido, por exemplo, a falhas em medições ou insuficiência de dados sobre variáveis que caracterizam um sistema. Variabilidade é definida como efeito aleatório inerente à determinada variável ou ao sistema avaliado. Assim, a incerteza pode ser minimizada através do aprimoramento das técnicas de mensuração ou da descrição mais completa da variável em questão. Quanto à variabilidade, mesmo que se invista em

estudos adicionais, não se pode eliminá-la ou reduzi-la, no máximo melhor descrevê-la; pode-se também reduzir a variabilidade por meio de melhor controle de processos (MORGAN e HERION, 2007; VOSE, 2008). Incerteza e variabilidade expressam conceitos e fontes de variação distintos, mas como nem sempre é fácil distingui-los, a maioria dos modelos as tomam em conjunto, como ‘incerteza total’ ou simplesmente ‘incertezas’ (VOSE, 2008).

Em modelos mais simples, chamados determinísticos, as variáveis de entrada são descritas por valores únicos, por exemplo, uma única medida, medidas de tendência central de determinado banco de dados (média, mediana, moda etc.) ou percentis dentro determinada distribuição de frequência de dados. Por conseguinte, a variável de saída (resposta, no caso a estimativa de risco) é expressa também por valor único. Tais modelos não levam, portanto, em consideração aspectos de variabilidade e incerteza em torno das variáveis de entrada e a variável de saída não proporciona flexibilidade em termos de tomada de decisão face à resposta obtida.

Modelos estocásticos são aqueles em que as variáveis de entrada são assumidas em faixas de valores e de acordo com determinada distribuição de frequência ou de probabilidades, incorporando, portanto, incertezas em torno de seus valores (MORGAN e HERION, 2007). Adicionalmente, como forma de propagação das incertezas, o modelo pode ser tratado por meio de amostragens sucessivas e aleatórias de cada uma das variáveis, por exemplo, por meio de técnicas de simulação de Monte Carlo (VOSE, 2008). Dessa forma, os resultados são também expressos em termos de distribuição de probabilidades, o que proporciona flexibilidade na tomada de decisões, ou seja, que valor de risco associado a determinada probabilidade de ocorrência se quer assumir como referência. Portanto, uma etapa fundamental na modelagem estocástica é a melhor caracterização possível dos parâmetros de entrada e, principalmente, das incertezas embutidas.

A simulação de Monte Carlo é uma técnica de amostragem inteiramente aleatória e, assim, pode incorrer em sub ou super amostragem em determinadas faixas da distribuição. A amostragem por Hipercubo Latino procura superar esse possível viés ao dividir a distribuição da variável de entrada do modelo em intervalos com probabilidades iguais de seleção, dentre os quais um valor aleatório pertencente a cada um dos intervalos é amostrado uma só vez, ou seja, após ser selecionado o intervalo é “descartado. Como o número de intervalos é igual ao número de iterações, cada

intervalo será amostrado apenas uma vez, reproduzindo a distribuição de probabilidades da variável de entrada (VOSE, 2008; PALISADE CORPORATION, 2010).

### ***3.7.1. Caracterização das variáveis de entrada em modelos estocásticos de AQRM***

Como destacado no item anterior, a estimativa de risco por meio de modelagem estocástica requer a melhor caracterização possível das variáveis de entrada dos modelos de AQRM.

Também como já referido, incertezas em torno dessas variáveis podem ser devidas a incertezas propriamente ditas, decorrentes da falta de conhecimento sobre o comportamento da variável, ou à variabilidade, intrínseca à variável. A primeira pode ser reduzida por obtenção de mais informações (por exemplo, mais monitoramento), a segunda não, mas pode ser mais bem caracterizada.

Bancos de dados de amostras de uma população podem ser caracterizados por meio de técnicas de estatística descritiva, lançando mão de ferramentas gráficas ou de distribuições de frequência e respectivas medidas de tendência central (média, mediana, moda), de posição (quantis), de dispersão (amplitude, a distância interquartilica, a variância, o desvio padrão e o coeficiente de variação), de curtose (curvatura ou achatamento) e assimetria (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Resumidamente, a estatística descritiva permite extrair da amostra informações necessárias para inferências sobre o comportamento populacional (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Medidas de posição e dispersão contribuem para caracterizar a variabilidade das distribuições, e medidas de assimetria e achatamento caracterizam a forma da distribuição (COSTA NETO, 1977).

O comportamento estatístico das variáveis aleatórias pode ainda, e melhor, ser descrito por modelos matemáticos que descrevem a probabilidade de ocorrência de um evento dentro de um espaço amostral, as chamadas funções distribuição de probabilidades, as quais podem ainda ser empregadas para interpolar, ou extrapolar, probabilidades não contidas dentre as observações. Os modelos de distribuição de probabilidades são classificados em discretos e contínuos de acordo com as variáveis aleatórias cujo comportamento é modelado.

Uma função de distribuição discreta é aplicada para modelar o comportamento de uma variável aleatória cujo espaço amostral é do tipo numerável, composto por valores isolados, em geral, números inteiros (NAGHETTINI e PINTO, 2007). O

comportamento das variáveis discretas é descrito por uma função massa de probabilidades (FMP) ou por uma função massa acumulada (FMA), onde cada variável é associada a um valor correspondente à sua probabilidade (COSTA NETO, 1977). Os principais modelos de variáveis aleatórias discretas podem ser agrupados em três grandes categorias. A primeira está relacionada às variações dos chamados processos de Bernoulli e inclui as distribuições binomial, geométrica e binomial negativa. A segunda refere-se aos processos de Poisson, na qual se destaca a própria distribuição de Poisson. A terceira inclui as distribuições hipergeométrica e multinomial (COSTA NETO, 1977; NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Funções distribuição de probabilidades contínuas são aplicadas para modelar o comportamento de variáveis aleatórias que podem assumir qualquer valor entre duas observações quaisquer (intervalo) (SPIEGEL, 1993), sendo descritas por uma função densidade de probabilidades (FDP) ou por uma função distribuição acumulada (FDA). Os principais modelos de variáveis aleatórias contínuas são representados pelas distribuições uniforme, normal, lognormal, loglogística, logística, exponencial, gama e beta (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

### 3.7.1.1. Distribuição Poisson

A distribuição Poisson descreve o comportamento de processos aleatórios que se desenvolvem em escala de tempo, ao longo de um comprimento, área ou volume. A dedução de sua função massa de probabilidade considera um intervalo de tempo subdividido em subintervalos, de modo que a probabilidade de ocorrer mais de um evento em cada subintervalo seja considerada desprezível quando comparada à probabilidade de uma única ocorrência, e que a probabilidade é constante para cada um dos subintervalos (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

A probabilidade de ocorrência de determinado número de eventos em um intervalo de tempo é dada pela Equação 3.9 e sua função de probabilidade acumulada é expressa pela Equação 10 (Figura3.1), sendo que  $\lambda$  representa o número médio de eventos por intervalo de tempo.

$$p(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \quad (3.9)$$

$$P(x) = \sum_{i=0}^x \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \quad (3.10)$$

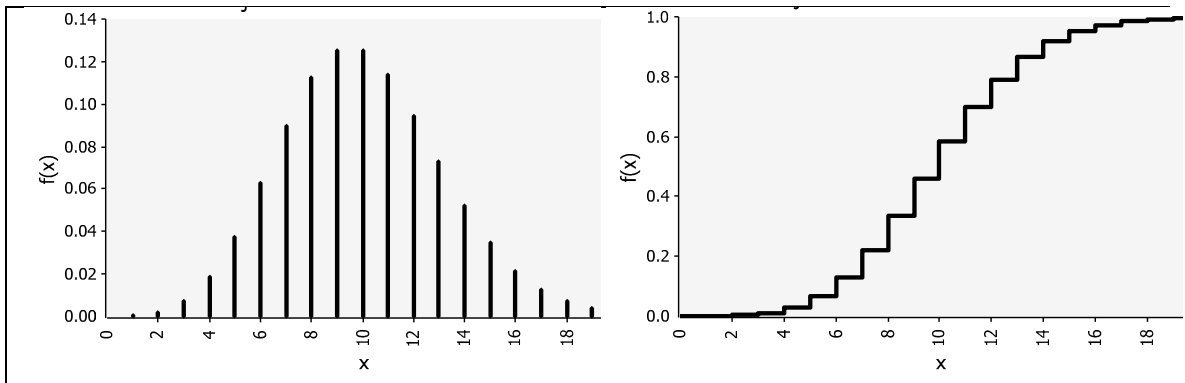


Figura 3.1 – Função massa de probabilidades (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição de Poisson.

### 3.7.1.2. Distribuição binomial

Considerando uma série de ensaios independentes (ou seja, o resultado de uma tentativa não afeta o resultado de outra tentativa), nos quais a probabilidade de sucesso é constante e igual a  $p$ , e a probabilidade de falha ( $1-p$ ), neste caso a variável aleatória  $x$  representa o número de sucessos obtidos em  $n$  provas (COSTA NETO, 1977). Como decorrência da hipótese de independência entre os experimentos, cada ponto do espaço amostral com  $x$  sucessos e  $(n-x)$  falhas terá probabilidade de ocorrência igual a  $[p^x \cdot (1-p)^{(n-x)}]$ . Entretanto, os sucessos e as falhas podem ser combinados em  $[n! / (x!(n-x)!)]$  possibilidades diferentes (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Portanto, a função massa de probabilidade da variável  $x$  segue uma distribuição binomial expressa pela Equação 3.11, com parâmetros  $n$  e  $p$ .

$$p(x) = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{(n-x)} \quad (3.11)$$

A função acumulada de probabilidades da distribuição binomial fornece a probabilidade de  $X$  ser menor ou igual ao argumento  $x$  e é dada pela Equação 3.12.

$$P(x) = \sum_{i=0}^x \frac{n!}{i!(n-i)!} p^i (1-p)^{(n-i)} \quad (3.12)$$

As funções massa e acumulada para distribuição binomial estão ilustradas na Figura 3.2.

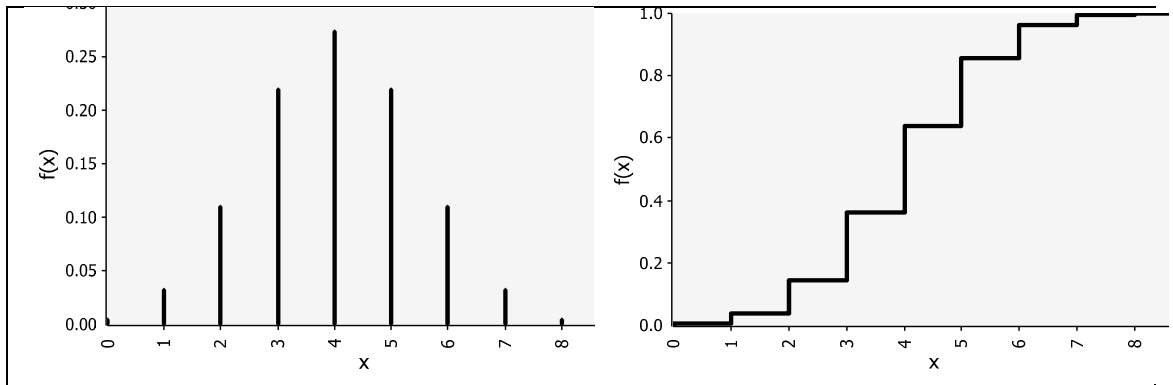


Figura 3.2 – Função massa de probabilidades (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição Binomial.

### 3.7.1.3. Distribuição Binomial Negativa

Uma variável é definida como seguir uma distribuição Binomial Negativa, quando  $Y$  refere-se ao número de repetições independentes necessárias para que um certo número  $r$  de ‘sucessos’ ocorram (NAGHETTINI e PINTO, 2007). A distribuição é expressa pela FMP e FMA representadas pelas Equações 3.13 abaixo. Em seguida, a Figura 3.3 ilustra a FMP.

$$p(y) = \binom{y-1}{r-1} p^r (1-p)^{y-r} \quad (y = r, r+1, r+2, \dots) \quad (3.13)$$

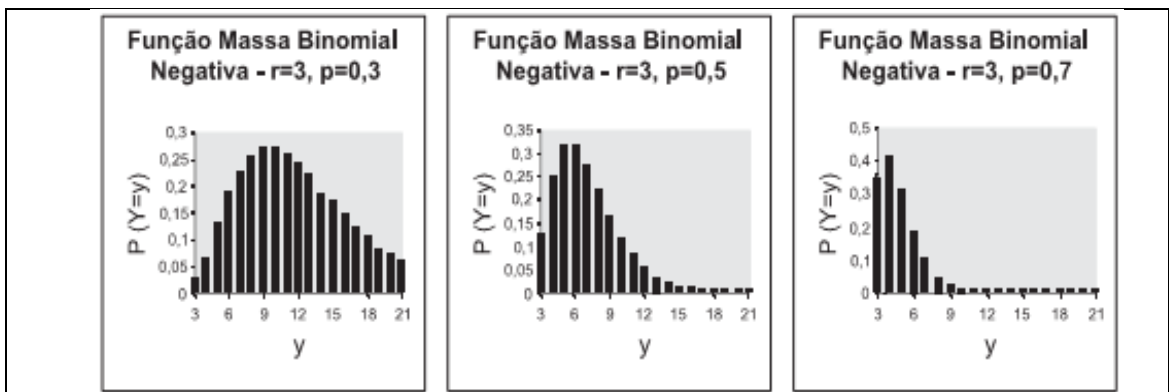


Figura 3.3 – Ilustração de funções massa de probabilidades binomial negativa para diferentes valores de  $r$  e  $p$ .

Fonte: Naghettini e Pinto (2007).

### 3.7.1.4. Distribuição Geométrica

Uma *variável geométrica*  $Y$  está associada ao número de tentativas necessárias para que um único ‘sucesso’ ocorra. Portanto, se a variável assume o valor  $Y = y$  significa que ocorreram  $(y - 1)$  ‘falhas’ antes da ocorrência do ‘sucesso’ (NAGHETTINI e PINTO, 2007). As funções massa e acumuladas da distribuição geométrica são dadas pelas 3.14 e 3.15, nas quais,  $p$ , ou seja, a probabilidade de ocorrência de um ‘sucesso’, representa o único parâmetro da distribuição (Figura 3.4).

$$p(y) = p(1-p)^{y-1} \quad (y = 1, 2, 3 \dots \quad 0 < p < 1) \quad (3.14)$$

$$P(y) = \sum_{i=0}^y p(1-p)^{i-1} \quad (y = 1, 2, 3 \dots) \quad (3.15)$$

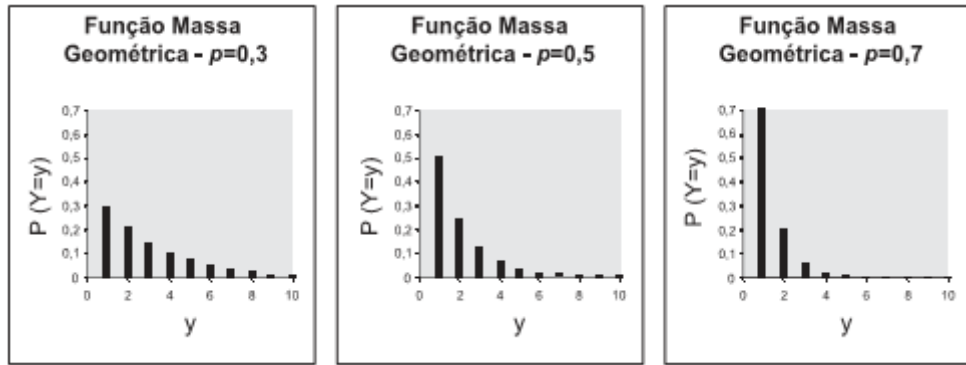


Figura 3.4 – Exemplos de funções massa de probabilidades geométrica para diferentes valores de  $p$ .

Fonte: Naghettini e Pinto (2007)

### 3.7.1.5. Distribuição Hipergeométrica

Suponha um conjunto com  $N$  itens, dos quais  $A$  possuem um certo atributo  $a$  (por exemplo, de cor azul ou de sinal positivo ou de alta qualidade, etc.) e  $(N-A)$  possuem o atributo  $b$  (por exemplo, de cor vermelha ou de sinal negativo ou de baixa qualidade, etc.). Considere que uma amostra contendo  $n$  itens, sorteados sem reposição, será retirada do conjunto de  $N$  itens. Finalmente, considere que a variável aleatória discreta  $Y$  refere-se ao número de itens com atributo  $a$ , contidos na amostra de  $n$  itens. A probabilidade de que  $Y$  seja igual a  $y$  itens do tipo  $a$ , é dada pela distribuição hipergeométrica, cuja função massa de probabilidades e função acumulada são expressas pelas Equação 3.16 e 3.17 (NAGHETTINI e PINTO, 2007). O denominador da equação 3.16 fornece o número total de possibilidades de se sortear uma amostra de tamanho  $n$ , a partir de um conjunto de  $N$  itens. O numerador, por outro lado, fornece o número de possibilidades de sortear amostras de  $y$  itens de atributo  $a$ , forçando os  $(n-y)$  itens restantes a terem o atributo  $b$ . A distribuição geométrica é análoga à distribuição exponencial (contínua).

$$p(y) = \frac{\binom{A}{y} \binom{N-A}{n-y}}{\binom{N}{n}} \quad (\text{com } 0 \leq y \leq A; y \leq n; y \geq A - N + n) \quad (3.16)$$

$$P(y) = \frac{\binom{A}{i} \binom{N-A}{n-i}}{\binom{N}{n}} \quad (3.17)$$

### 3.7.1.6. Distribuição Multinomial

A distribuição Multinomial é uma generalização da distribuição binomial, para o caso de um experimento que pode produzir  $r$  resultados  $a_1, a_2, \dots, a_r$ , diversos e mutuamente excludentes, cada qual com sua respectiva probabilidade de ocorrência  $p_1,$

$p_2, \dots, p_r$ , de modo que  $\sum p_i = 1$ . As variáveis aleatórias multinomiais são denotadas por  $Y_1, Y_2, \dots, Y_r$ ; nessa representação,  $Y_i$  representa o número de ocorrências do resultado  $a_i$ , em uma sequência de  $N$  experimentos independentes. A função massa de probabilidades conjuntas da distribuição multinomial é dada pela Equação 3.18

$$p(y) = \frac{N!}{y_1! y_2! \dots y_r!} p_1^{y_1} p_2^{y_2} \dots p_r^{y_r} \quad (3.18)$$

### 3.7.1.7. Distribuição uniforme

Em uma distribuição de probabilidades uniforme, uma variável aleatória contínua está igualmente distribuída em um intervalo, e sua Função Densidade de probabilidades é definida pela Equação 3.19 (COSTA NETO, 1977).

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \quad (\text{para } a \leq x \leq b) \quad (3.19)$$

Portanto, a probabilidade de que um evento esteja inserido dentro um intervalo ( $m-n$ ) qualquer é proporcional ao tamanho desse intervalo, e a Função de Probabilidade Acumulada da distribuição uniforme é definida pela Equação 3.20 (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$F(x) = \frac{x-a}{b-a} \quad (\text{para } a \leq x \leq b) \quad (3.20)$$

A Figura 3.5 ilustra a Função densidade de probabilidades e a função de probabilidade acumulada para uma distribuição uniforme.

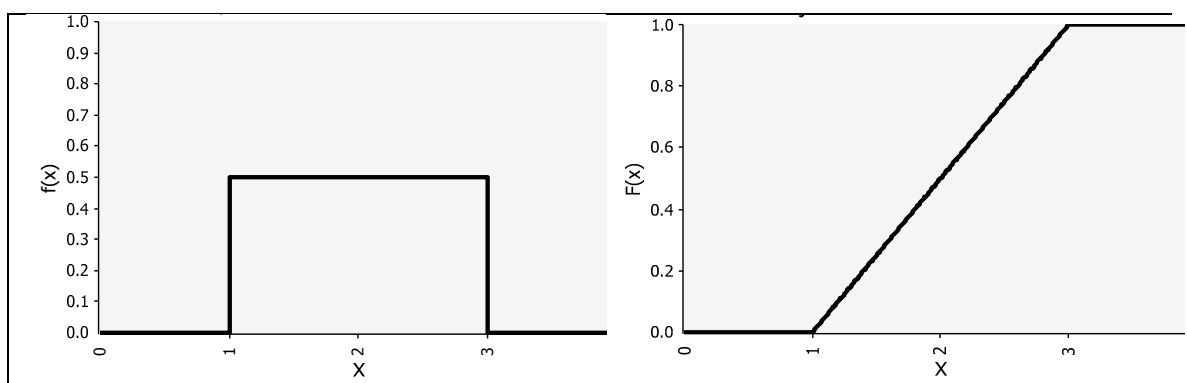


Figura 3.5 – Função densidade de probabilidades (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição uniforme.

A distribuição uniforme tem grande aplicação quando da escassez de dados e, ou quando se é capaz de identificar uma faixa de valores sem, no entanto, ser possível diferenciar as probabilidades de ocorrência dos valores contidos nesse intervalo (VOSE, 2008).

### 3.7.1.8. Distribuição normal

A distribuição normal é utilizada para descrever o comportamento de uma variável aleatória que flutua de forma simétrica em torno de um valor central. A distribuição normal está na origem da concepção teórica acerca da construção de intervalos de confiança, testes estatísticos de hipóteses, bem como das teorias de regressão e correlação (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

A distribuição normal é perfeitamente caracterizada pelo conhecimento dos parâmetros média ( $\mu$ ) e desvio padrão ( $\sigma$ ). A função densidade de probabilidades da distribuição normal é definida pela Equação 3.21 e sua probabilidade acumulada pela Equação 3.22 (COSTA NETO, 1977). Essas duas funções são ilustradas na Figura 3.6.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad \infty \geq x \geq -\infty \quad (3.21)$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi\mu}} \cdot \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx \quad (3.22)$$

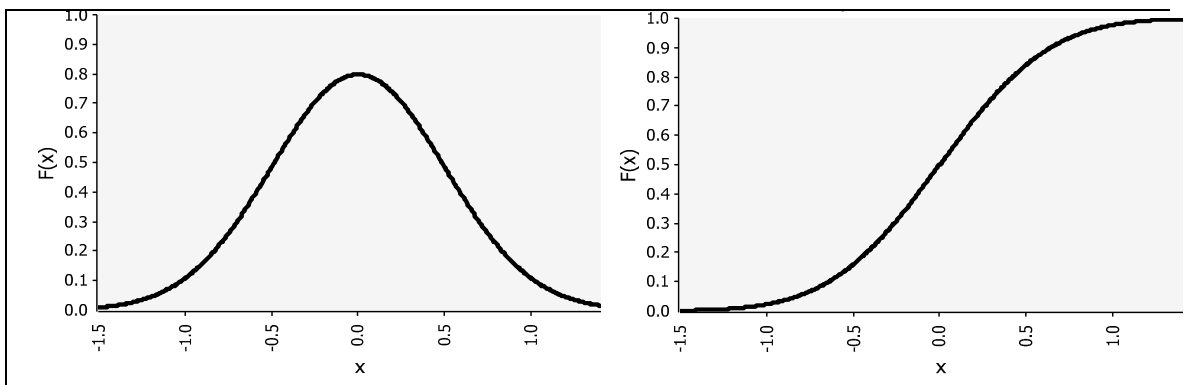


Figura 3.6 – Função densidade de probabilidades  $f(x)$  (à esquerda) e função de probabilidade acumulada  $F(x)$  (à direita) da distribuição normal.

De acordo com o Teorema do Limite Central, uma variável aleatória, resultante de uma soma de  $n$  variáveis aleatórias independentes, quando  $n$  tende ao infinito, segue uma distribuição normal (COSTA NETO, 1977; MANLY, 2001). Disso decorre que muitas características naturais e variáveis aleatórias de interesse prático sejam frequentemente descritas pela distribuição normal, principalmente quando o número de observações é grande. Além disso, muitas variáveis podem ser transformadas em normais de maneira relativamente simples. Por tudo isso, a distribuição normal é considerada das mais importantes distribuições de probabilidade (CHRISTMANN, 1978).

Por outro lado, muitos conjuntos de dados ambientais violam condições da distribuição normal (por exemplo, requisitos de que os dados sejam aleatórios, independentes e simetricamente distribuídos), por incluírem amplas incertezas e variabilidade, tais como,

valores extremos, problemas da amostragem e medição e complexas relações de causa e efeito (BERTHOUEX e HUNTER, 1983).

### 3.7.1.9. Distribuição lognormal

Quando o logaritmo de uma variável aleatória contínua é resultante de um grande número de componentes aleatórios independentes tende à distribuição normal, diz-se que a variável segue distribuição lognormal (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Ou seja, é um dos casos em que variáveis podem ser transformadas de forma a assumir distribuição normal. Em analogia à aplicação do Teorema do Limite Central, para explicar a ocorrência da distribuição normal, a distribuição lognormal aparece naturalmente como o produto de várias distribuições independentes.

Portanto, a distribuição lognormal é caracterizada pela média ( $\mu_{\ln(x)}$ ) e pelo desvio padrão ( $\sigma_{\ln(x)}$ ) do logaritmo da variável aleatória  $[\ln(x)]$  e sua função densidade probabilidades é dada pela Equação 3.23, ilustrada na Figura 3.7.

$$f(x) = \frac{1}{x \cdot \sigma \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{(\ln(x)-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad x > 0 \quad (3.23)$$

A distribuição lognormal é caracterizada por ser assimetricamente positiva, coeficiente de variação sempre positivo e coeficiente de assimetria proporcional ao coeficiente de variação (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

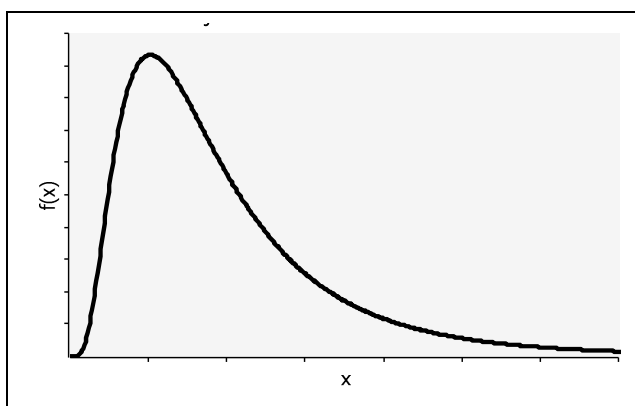


Figura 3.7– Função densidade de probabilidades da distribuição lognormal.

A distribuição lognormal bem se ajusta a variáveis ambientais que não assumem valores negativos e apresentam assimetria positiva, principalmente quando a maioria dos dados se agrupa em torno de valores pequenos, mas, eventualmente, ocorrem valores extremos. Portanto, costuma tipicamente representar o comportamento de dados microbiológicos ambientais (MANLY, 2001). Por exemplo, Hashimoto *et al.* (2002)

ajustaram uma função lognormal para os dados de concentração de *Cryptosporidium* e *Giardia* em um manancial superficial no Japão.

### 3.7.1.10. Distribuição exponencial

A distribuição exponencial possui larga aplicação para descrever o comportamento de variáveis aleatórias independentes, onde a ocorrência de uma observação não interfere em outra seguinte; é definida pela probabilidade de ocorrência de um evento em um intervalo de tempo, ou seja, pelo intervalo de tempo entre ocorrências sucessivas desse evento.

A função densidade da distribuição exponencial e sua função acumulada são expressas pelas equações 3.24 e 3.25, respectivamente, ilustradas na Figura 3.8 (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$f(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x} \quad x > 0 \quad (3.24)$$

$$F(x; \lambda) = 1 - e^{-\lambda x} \quad x > 0 \quad (3.25)$$

O parâmetro  $\lambda$  representa, a frequência de ocorrência de um evento.

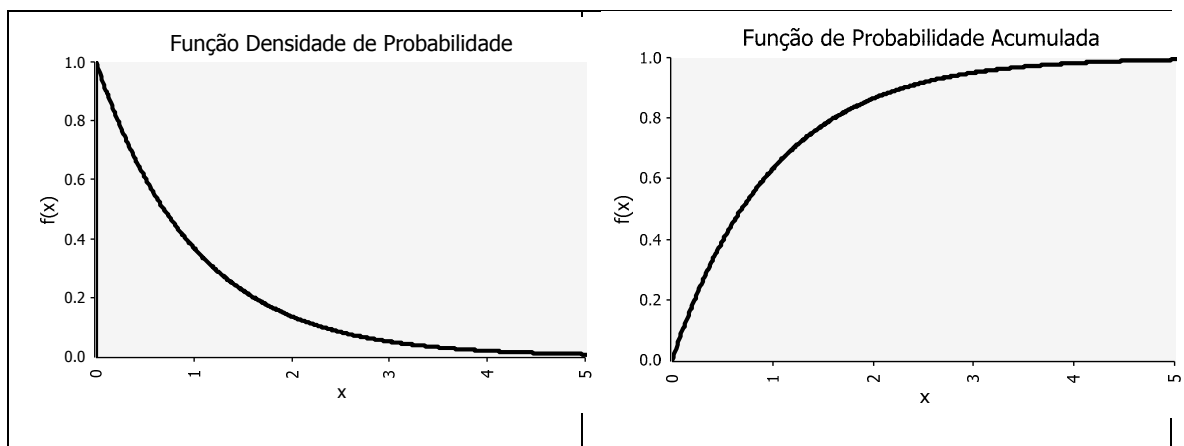


Figura 3.8 – Função densidade de probabilidades (à esquerda) e função de probabilidade acumulada (à direita) da distribuição exponencial.

### 3.7.1.11. Distribuição beta

A distribuição beta é um modelo probabilístico para uma variável aleatória contínua cujos valores possíveis são limitados superior e inferiormente. Na forma da distribuição beta padronizada, a variável é definida no intervalo  $[0,1]$ . Nesse caso, a função densidade beta é expressa pela Equação 3.26, na qual,  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros e  $B(\alpha,\beta)$  representa a função beta completa (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$f(x) = \frac{1}{B(\alpha,\beta)} x^{(\alpha-1)}(1-x)^{(\beta-1)} \quad \text{para } 0 \leq x \leq 1, \alpha > 0, \beta > 0 \quad (3.26)$$

Sua função de probabilidade acumulada é representada pela Equação 3.27, onde  $B_i(x, \alpha, \beta)$  denota a função beta incompleta (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$F(x) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} \int_0^x x^{(\alpha-1)} (1-x)^{(\beta-1)} dx = \frac{B_i(x, \alpha, \beta)}{B(\alpha, \beta)} \quad (3.27)$$

A Figura 3.9 ilustra as curvas de densidade de probabilidades e de probabilidade acumulada da distribuição beta.

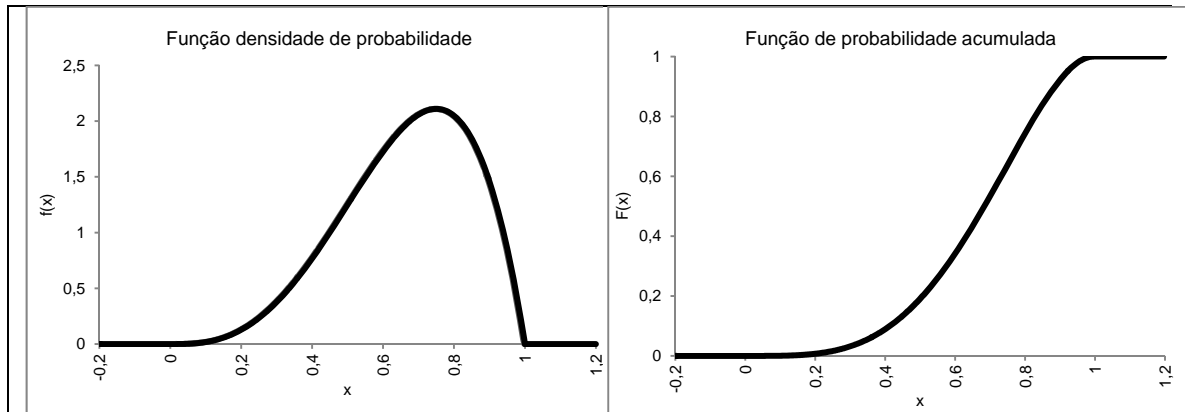


Figura 3.9 – Função Densidade de probabilidades s (à esquerda) e Função de Probabilidade Acumulada (à direita) da distribuição beta.

Por ser uma função definida por dois parâmetros ( $\alpha$  e  $\beta$ ), a função beta é bastante flexível e, assim, pode assumir uma variedade de formas. Isso faz com que a função beta seja de grande utilidade para a modelagem de variáveis com limites à direita e à esquerda. A distribuição uniforme é um caso particular da distribuição Beta, para  $\alpha=1$ ,  $\beta=1$  (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Como visto no item 3.4., o modelo dose-resposta beta-Poisson assume que probabilidade de causar infecção associada a cada microrganismo que compõe uma dada dose ingerida varie segundo distribuição beta.

### 3.7.1.12. Distribuição Gama

A distribuição Gama inclui as distribuições qui-quadrado, Erlang e exponencial como casos especiais, mas o parâmetro de forma da distribuição Gama não se limita a valores inteiros. A distribuição Gama começa na origem e tem uma forma flexível (FORBES *et al.*, 2011). A função densidade da distribuição Gama é definida pela Equação 3.28 (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$f(x) = \frac{\left(\frac{x}{\theta}\right)^{\eta-1} \exp\left(-\frac{x}{\theta}\right)}{\theta \Gamma(\eta)} \text{ para } x, \theta \text{ e } \eta > 0 \quad (3.28)$$

Na qual,  $\theta$  e  $\eta$  representam, respectivamente, os parâmetros de escala e forma; sinteticamente, o fator  $\Gamma(\eta)$  denota o fator de normalização que obriga a área total da densidade ser igual a 1. A Figura 3.10 ilustra as curvas de densidade de probabilidades da distribuição Gama.

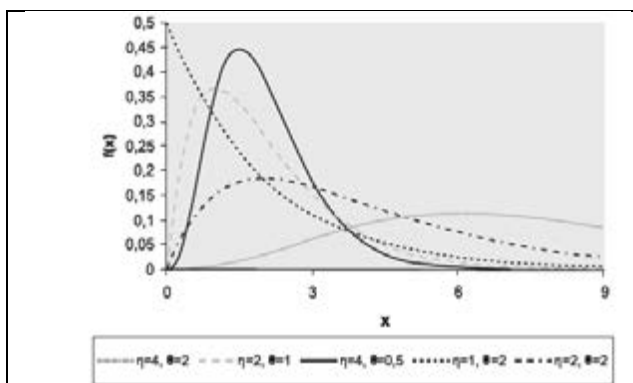


Figura 3.10 – Função densidade de probabilidades  $s$  da distribuição Gama.  
Fonte: NAGHETTINI e PINTO, 2007.

### 3.7.2. Análise de sensibilidade em modelos estocásticos de avaliação de risco

Análise de sensibilidade permite identificar o grau de importância de cada variável de entrada de um modelo sobre a variável de saída, identificando os parâmetros de entrada cujas distribuições são determinantes no cálculo das variáveis de saída e que, portanto, requerem maior critério na caracterização da variável durante a aplicação do modelo (FREY e PATIL, 2002; PALISADE CORPORATION, 2010).

Análises de sensibilidade podem ser realizadas para uma variedade de razões, incluindo a identificação dos principais insumos e/ou exploração da resposta do modelo a variáveis de entrada específicas. Este último pode ser útil para qualquer verificação e/ou validação do modelo. Portanto, a análise de sensibilidade constitui uma ferramenta útil para determinar os fatores envolvidos na determinação do risco, bem como aqueles que são fontes de imprecisão.

Esse tipo de teste apresenta três abordagens principais. Primeiro, determinar as principais variáveis envolvidas na determinação do risco. Uma segunda abordagem considera as variáveis que apresentam maior significado quando o risco atinge determinado valor. A análise de sensibilidade pode ainda relacionar variabilidade do risco (variável resposta) e a variabilidade dos parâmetros de entrada, o que significa que se uma alta correlação é encontrada, pode-se concluir que o fator é o grande responsável pela variabilidade da resposta (ZWIETERING e VAN GERWEN, 2000). Quanto maior for a correlação entre uma variável de entrada e uma variável de saída, mais importante

será esta variável de entrada na determinação do valor de saída (SPIEGEL, 1993; COSTA NETO, 1977).

A análise de sensibilidade permite ainda aferir, qualitativamente, o resultado das simulações do modelo: se esse é particularmente sensível a parâmetros de entrada sobre os quais existem poucos dados ou muita incerteza, o resultado das simulações pode ser considerado ‘frágil’; se, por outro lado, as variáveis de maior importância são aquelas sobre as quais se dispõe de banco de dados confiáveis (inclusive sob o ponto de vista estatístico), o resultado pode ser igualmente considerado confiável (PAVIONE, 2010).

Frey e Patil (2002) classificam as técnicas de análise de sensibilidade em métodos matemáticos, estatísticos e gráficos. Esses últimos são geralmente empregados como complemento dos métodos matemáticos e estatísticos

Métodos matemáticos avaliam a sensibilidade de uma variável resposta para um intervalo de variação de um parâmetro de entrada. Esses métodos não consideram a variabilidade dos parâmetros de entrada e saída, somente permitem aferir o impacto da variação de parâmetros de entrada, dentro de determinadas faixas, sobre a variável de saída. São, entretanto, úteis na identificação dos parâmetros que demandam mais informações e aqueles que poderiam ser “menosprezados” (FREY e PATIL, 2002).

Os métodos estatísticos envolvem simulações nas quais as variáveis de entrada são expressas em distribuições de probabilidade, avaliando o efeito da variação desses sobre a variável de saída. Dependendo do método estatístico empregado, uma ou mais variáveis de entrada são avaliadas simultaneamente, permitindo ainda identificar o efeito da interação entre múltiplas variáveis de entrada. Os métodos estatísticos incluem a análise de regressão e análise de variância (FREY e PATIL, 2002).

Outra possibilidade para realização da análise de sensibilidade é a Análise de Cenários. Essa análise objetiva identificar combinações de variáveis de entrada responsáveis por valores pré-determinados na variável de saída. Essa análise permite identificar quais variáveis de entrada contribuem preponderantemente para um determinado resultado. A execução dessa análise envolve a seleção das interações nas quais a variável de saída alcança o valor desejado e, em seguida, a análise dos valores amostrados para cada variável de entrada nessas iterações. São encontradas as medianas desse subconjunto de iterações para cada variável de entrada, as quais são comparadas às medianas relativas a todas as iterações. O objetivo desse processo é encontrar aquelas variáveis de entrada cujo subconjunto, ou ‘mediana condicional’, diferencia-se significativamente da

mediana geral. Se a mediana do subconjunto é próxima à mediana geral, a variável de entrada em questão é considerada não significativa. Se a mediana do subconjunto para a variável de entrada se desviar de forma significativa da mediana geral (isto é, pelo menos  $\frac{1}{2}$  desvio padrão) a variável de entrada é considerada significativa (PALISADE CORPORATION, 2010).

### **3.8. Estatísticas utilizadas para verificação das distribuições dos dados**

Segundo Naghettini e Pinto (2007), o requisito básico para aplicação de métodos estatísticos (testes de hipóteses, estimação de parâmetros, cálculo de quantis e testes de aderência) a um conjunto de dados é que estes sejam referentes a uma amostra aleatória simples, extraída de uma população única. Isso significa que cada elemento da amostra foi extraído da população de forma aleatória e que a probabilidade de escolha de cada elemento era equivalente, inclusive em caso de repetição. Nessa abordagem, estão implícitas as hipóteses de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade.

A hipótese de *aleatoriedade* dos dados significa que as flutuações da variável decorrem de causas naturais; no entanto, a aleatoriedade de uma série não pode ser demonstrada, apenas pode ser rejeitada pela presença de alguma intervenção de natureza não aleatória. A hipótese de *independência* assume, essencialmente, que nenhuma observação pode influenciar a ocorrência, ou a não ocorrência, de qualquer outra (mesmo que uma série seja considerada aleatória, as observações que a constituem podem não ser independentes). A hipótese de homogeneidade implica que todos os elementos de uma amostra provêm de uma única e idêntica população. A hipótese de estacionariedade refere-se ao fato que, excluídas as flutuações aleatórias, as observações amostrais são invariantes, com relação à cronologia de suas ocorrências. Os tipos de não-estacionariedades incluem tendências, ‘saltos’ e ciclos, ao longo do tempo, caracterizados por alterações bruscas (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Geralmente, a aplicação de testes paramétricos de hipóteses requer uma série de pressuposições associadas ao conhecimento prévio sobre o comportamento dos dados. Quando tais suposições não podem ser assumidas devem ser utilizados métodos e testes estatísticos que independem das distribuições populacionais e dos parâmetros associados, os chamados métodos não paramétricos (SIEGEL e CASTELLAN, 2006). A diferença fundamental se baseia no fato de que testes não paramétricos são

formulados através de estatísticas invariáveis com a distribuição dos dados originais, que podem ser obtidas a partir dos dados amostrais, mas que não os incluem diretamente em seu cálculo (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Segundo Pearson *et al.* (1977), em algumas situações pode ser possível especificar a direção do desvio da distribuição dos dados em relação a distribuição normal por meio dos coeficientes de assimetria e curtose. O coeficiente de assimetria avalia o afastamento de uma distribuição da condição de simetria (coeficiente próximo de zero), típica das distribuições normais; assume valor positivo ou negativo quando a distribuição é assimétrica, respectivamente, à direita e à esquerda. O coeficiente de curtose mede o grau de achatamento de uma distribuição. Coeficiente de curtose, obtido a partir da média e do desvio padrão, igual a três caracteriza condição intermediária denominada mesocúrtica, típica de distribuições normais, enquanto distribuições que possuem pico relativamente alto são denominadas leptocúrticas e aquelas que apresentam topo achatado são chamadas platicúrticas (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Dentre os testes específicos para verificação de normalidade de séries de dados destaque-se o teste de Lilliefors, o qual é baseado na distância vertical máxima entre as funções de distribuição cumulativa empírica e normal e compara esse máximo a valores tabulados com base no tamanho da amostra (PALISADE CORPORATION, 2010). No entanto, caso não se tenha conhecimento sobre a distribuição dos dados é necessário que sejam aplicados testes mais abrangentes aos quais não sejam atribuídas restrições quanto ao tipo de distribuição.

São frequentes situações nas quais não se conhece *a priori* a distribuição de probabilidades que descreve a população da qual se extraiu um certo conjunto de observações. Nessas circunstâncias, a seleção das distribuições de probabilidades aptas à modelagem de determinada variável é realizada com base: (i) nas características do evento observado; (ii) em possíveis deduções teóricas quanto às propriedades distributivas da variável em questão; e (iii) na aderência da distribuição (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Os testes estatísticos aplicados para definir a forma do modelo distributivo da população de onde a amostra foi extraída são denominados de testes de aderência, os quais têm por objetivo verificar se existe diferença estatisticamente significativa entre as observações e a população hipotética. A probabilidade associada ao ajuste dos dados à distribuição é dada pela hipótese nula e, desse modo, um p-valor superior ao nível de significância ( $\alpha$ )

adotado determinaria a aceitação da hipótese de aderência a uma dada função (MONTGOMERY e RUNGER, 2003).

Entretanto, as estatísticas dos diferentes testes de aderência têm distribuições e probabilidades específicas, assim, os resultados de diferentes testes não são comparáveis entre si e, portanto, não se prestam à seleção do modelo distributivo mais adequado para certa amostra de observações, muito embora possam auxiliar na tomada de decisão quanto à adequação, ou inadequação, de certo modelo distributivo a uma dada amostra (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Dentre os principais testes de aderência estão o Qui-quadrado, o Kolmogorov-Smirnov, o Anderson-Darling e de Filliben. O teste Qui-quadrado ( $\chi^2$ ), aplicável a variáveis discretas e contínuas, avalia a diferença entre o número de eventos observados em cada categoria e o número de eventos esperados. Esse teste é baseado na divisão do banco de dados de uma observação em categorias ou classe, cujo número e amplitude podem interferir profundamente na decisão do teste (NAGHETTINI e PINTO, 2007; SIEGEL e CASTELLAN, 2006).

O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov (KS) não é aplicável a variáveis aleatórias discretas; é um teste não paramétrico, cuja estatística de teste é baseada na diferença máxima entre as funções de probabilidades acumuladas, empírica e teórica, de variáveis aleatórias contínuas. Constitui um teste conservador, no que se refere à decisão de rejeição da hipótese nula (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

O poder dos testes de aderência do Qui-Quadrado e de Kolmogorov-Smirnov, de discriminar entre hipóteses falsas e verdadeiras, é bastante diminuído nas caudas inferior e superior. Alternativamente, o teste de aderência de Anderson-Darling é um teste não paramétrico que procura ponderar mais fortemente as caudas das distribuições, nas quais as maiores (ou as menores) observações da amostra podem alterar sobremaneira a qualidade do ajuste. O teste de aderência de Anderson-Darling, tal como o de Kolmogorov-Smirnov, baseia-se na diferença entre as funções de probabilidades acumuladas, empírica e teórica de variáveis aleatórias contínuas (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

O teste de aderência de Filliben foi concebido como um teste de verificação da hipótese nula de normalidade. Posteriormente, foi adaptado para contemplar diversas outras distribuições de probabilidades. A estatística do teste de aderência de Filliben é construída com base no coeficiente de correlação linear entre as observações ordenadas

em modo crescente e os quantis teóricos. A ideia essencial do teste de aderência de Filliben é que a eventual existência de uma forte associação linear entre as observações e os quantis da distribuição teórica é um indicador de que as observações podem ter sido extraídas de uma população com a mesma distribuição de probabilidades (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

### **3.9. Remoção de (oo)cistos de protozoários por meio de tratamento de água**

#### ***3.9.1. Características dos (oo)cistos e mecanismos de remoção***

Tratamento em ciclo completo (ou tratamento convencional) é o termo usualmente empregado para descrever a sequência de tratamento que inclui a mistura rápida-coagulação, a floculação, a decantação ou flotação, a filtração e a desinfecção. É geralmente aplicada para o tratamento de água de turbidez mais elevada e o controle do processo de coagulação deve fazer com que prevaleça o mecanismo de varredura e a formação de flocos com boas características de sedimentabilidade. No tratamento de águas de turbidez mais baixa pode ser empregada a técnica da filtração direta, para a qual deve prevalecer o mecanismo de coagulação por adsorção-neutralização de cargas e a formação de flocos com boas características de filtrabilidade (DI BERNARDO e DANTAS, 2005). Até a etapa da filtração o que se objetiva é a clarificação da água (remoção de cor e turbidez) mas, pelo fato de que os (oo)cistos de protozoários apresentam algumas características similares às de partículas em suspensão ou dos colóides, essas etapas de tratamento promovem também a remoção de (oo)cistos por decantação e filtração.

Partículas em suspensão ou dispersões coloidais tendem a adquirir carga elétrica negativa, o que compromete a coagulação pela ação de forças de repulsão eletrostática. Portanto, a remoção de partículas e substâncias responsáveis pela turbidez e cor da água por meio de técnicas de clarificação da água é influenciada pela capacidade de neutralizar o potencial elétrico em torno das partículas, o chamado potencial zeta, minimizando as forças de repulsão e maximizando as condições de agregação (ADAMSON e GAST, 1997; ROSEN, 2004; MORFESIS *et al.*, 2009).

Como a maioria das partículas presentes em águas superficiais, cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* tendem a apresentar carga superficial negativa com pH da água de neutro a alcalino e carga elétrica neutra em valores de pH mais baixos (DROZD e SCHWARTZBROD, 1996; ONGERTH e PERCORARO, 1996; XAGORARAKI e

HARRINGTON, 2004). Dessa forma, espera-se que os (oo)cistos desses protozoários apresentem comportamento similar às partículas naturais, respondendo de maneira semelhante ao processo de condicionamento químico (coagulação) e às demais etapas de tratamento, ou seja, a floculação, decantação ou flotação e filtração (LECHEVALLIER e AU, 2004).

Vários estudos têm procurado determinar o potencial zeta de (oo)cistos de *Cryptosporidium* spp. e *Giardia* spp. sob diferentes condições, sendo consolidado o reconhecimento da influência de diferentes fatores, tais como a qualidade da água (particularmente o pH) e o tipo de coagulante utilizado no tratamento (BRUSH *et al.*, 1998; DROZD e SCHWARTZBROD, 1996; ONGERTH e PERCORARO, 1996).

Ongerth e Pecoraro (1996) encontraram valores de potencial zeta de aproximadamente -35 mV tanto para oocistos de *Cryptosporidium* spp. quanto para cistos de *Giardia lamblia* em água destilada com pH em torno da neutralidade. Drozd e Schwartzbrod (1996) encontraram valor próximo a -25 mV para oocistos em água deionizada e pH em torno de 7. Em ambos os estudos observou-se aumento do potencial com o decaimento do pH, aproximando-se de 0 mV.

A interação entre os oocistos de *Cryptosporidium* e sais de ferro e alumínio foi estudada por Bustamante *et al.* (2001). Esses autores não identificaram influência de cloreto férrico sobre o potencial zeta dos oocistos, sugerindo o predomínio do mecanismo de coagulação por varredura na remoção dos oocistos. No entanto, quando o sulfato de alumínio foi utilizado como coagulante, as espécies hidrolisadas de alumínio teriam sido adsorvidas na superfície dos oocistos provocando a diminuição do potencial zeta, sugerindo que nesse caso tenha predominado o mecanismo de coagulação por adsorção e neutralização de cargas.

O tamanho e a densidade dos (oo)cistos são também fatores que influenciam o potencial de remoção por decantação e filtração. Oocistos de *Cryptosporidium* apresentam diâmetro entre 4-7  $\mu\text{m}$  e densidade entre 1009-1045  $\text{kg. m}^{-3}$ ; cistos *Giardia* apresentam tamanho e densidades entre 8-15  $\mu\text{m}$  e 1.013 – 1.036  $\text{kg. m}^{-3}$ , respectivamente, e, portanto, menores velocidades de sedimentação: aproximadamente 0,60- 1,4  $\mu\text{m s}^{-1}$  para cistos de *Giardia* spp. e 0,2 - 0,8  $\mu\text{m s}^{-1}$  para oocistos de *Cryptosporidium* spp. (DAI e BOLL, 2006; MEDEMA *et al.*, 1998; SEARCY *et al.*, 2005). Entretanto, quando aderidos em material particulado, os (oo)cistos têm sua velocidade aumentada. Por exemplo, Searcy *et al.* (2005), avaliando a velocidade de sedimentação de oocistos de *Cryptosporidium* sob diferentes condições, encontraram valores de 0,76  $\mu\text{m.s}^{-1}$  para os

oocistos isoladamente,  $53,3 \mu\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$  quando os oocistos foram misturados em suspensão de óxido de ferro e  $7,9 \mu\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$  em meio à suspensão de partículas naturais.

Do exposto, depreende-se que a otimização da coagulação é quesito fundamental para a efetiva remoção de (oo)cistos na decantação e na filtração (BAUDIN e LAINE, 1998; COFFEY *et al.*, 1999; EMELKO *et al.*, 2000). Por exemplo, em pesquisa realizada por Dugan *et al.* (2001) em instalação piloto de tratamento convencional, a remoção média de oocistos de *Cryptosporidium* na decantação foi de 1,3 log e 0,2 log, respectivamente em condições de dosagem otimizada e subdosagem de coagulante. Por sua vez, a importância de mecanismos físico-químicos de aderência de oocistos de *Cryptosporidium* em meios filtrantes é bem demonstrada no trabalho de SHAW *et al.* (2000): a camada de areia de filtros rápidos foi recoberta com óxidos de alumínio e ferro (adquirindo carga positiva), sendo observadas remoções de oocistos de 72% e 95%, respectivamente nos meios não recobertos e recobertos.

Como mencionado, o ciclo biológico da *Giardia* e do *Cryptosporidium* inclui estágios de encistamento no trato intestinal do hospedeiro. Os cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* são as principais formas excretadas e, que portanto, circulam no meio ambiente, podendo chegar às estações de tratamento de água e aí necessitam de ser removidas para evitar que sejam ingeridos por novos hospedeiros. Os (oo)cistos, particularmente os oocistos de *Cryptosporidium*, apresentam, entretanto, paredes espessas que os tornam relativamente persistentes no ambiente e resistentes aos agentes desinfetantes. A ação do cloro sobre os cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* é reconhecidamente limitada, no sentido de que a inativação somente é alcançada com elevados valores de CT (residual desinfetante na saída do tanque de contato x tempo de contato), o que pode inviabilizar técnica e, ou economicamente a cloração da água. Não obstante, a cloração pode ainda constituir solução viável para a inativação de cistos de *Giardia*, mas não de oocistos de *Cryptosporidium*. Entretanto, outros agentes desinfetantes apresentam sim maior poder de inativação sobre os (oo)cistos, por exemplo, o dióxido de cloro, o ozônio e a radiação ultravioleta (ver item 3.9.2).

### **3.9.2. Eficiência de remoção de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* em etapas do tratamento em ciclo completo.**

A abordagem mais atual do tratamento da água incorpora o conceito de múltiplas barreiras, isto é o entendimento de que as várias etapas do tratamento devam constituir

barreiras de proteção, e que a capacidade de remoção de contaminantes de cada etapa seja considerada de forma somatória, oferecendo margem de manobra para suprir eventuais flutuações de qualidade da água bruta ou de condições operacionais. Assim, uma ou mais barreiras podem contrabalançar possíveis falhas de etapas antecedentes (WHO, 2006). Ou nas palavras de Bastos *et al.* (2004), o número de etapas/processos que compõem a estação de tratamento determina o seu grau de confiabilidade ou estabilidade.

Em se tratando de (oo)cistos de protozoários, a primeira barreira física é representada pela etapa de decantação ou flotação, e a filtração pode constituir a última barreira de proteção quando a desinfecção não é efetiva na inativação dos (oo)cistos, como no caso da cloração. Entretanto, a própria efetividade da decantação e da filtração como barreiras de proteção dependerá da otimização das etapas antecedentes, principalmente da coagulação (CARLSON *et al.*, 2000; LECHEVALIER e AU, 2004; MEDEMA *et al.*, 1998).

Segundo LeChevallier e Au (2004), sob condições otimizadas, a remoção de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* na decantação e no tratamento em ciclo pode alcançar, respectivamente, 1-2 log e 4 log, ou mais. No entanto, a literatura registra ampla variação de eficiência de remoção de (oo)cistos, dependendo da qualidade da água, das condições experimentais e das técnicas de quantificação de (oo)cistos. Por exemplo, em geral estudos em escala de bancada ou piloto resultam em eficiência de remoção superior àquelas usualmente verificadas em monitoramentos de ETAs em escala real.

O impacto da coagulação é bem demonstrado no trabalho de Dugan *et al.* (2001) em estação de tratamento convencional em escala piloto: remoção média de oocistos na decantação de 1,3 log, mas apenas 0,2 log quando foram aplicadas subdosagens do coagulante.

O trabalho de Dugan *et al.* (2001) destaca também o efeito da qualidade da água, pois a elevação da turbidez da água bruta foi acompanhada por maior remoção de oocistos de *Cryptosporidium* na etapa de decantação. Por outro lado, no trabalho de Silva (2008) em experimentos envolvendo a inoculação de oocistos de *Cryptosporidium* ( $10^3$  oocistos.L<sup>-1</sup>) em instalação piloto no Brasil, a remoção de oocistos de *Cryptosporidium* na decantação (1,76-2,48 log) não foi influenciada pela turbidez da água bruta (preparada com caulim, 10 e 100 uT).

Assavasilavasukul *et al.* (2008) também constataram efeito da turbidez da água bruta em experimentos com tratamento em ciclo completo, assim como da concentração inicial de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia*; esse estudo apontou remoção de 3,2 log com concentração inicial de  $7 \times 10^4$  oocistos.L<sup>-1</sup> e de 1,1 log com concentração inicial de  $5,3 \times 10^2$  oocistos.L<sup>-1</sup>. Payment e Franco (1993), avaliando o desempenho de três estações em escala real em Montreal, Canadá, registraram remoção de oocistos próxima a 4 log na decantação para concentração média na água bruta de 742 oocistos.L<sup>-1</sup>; no entanto, em outra estação cuja água afluyente apresentava melhor qualidade, cerca de 2 oocistos.L<sup>-1</sup>, a remoção média encontrada foi 0,7 log.

Por outro lado, Hashimoto *et al.* (2002) observaram remoções de 2,47 e 2,53 log de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia*, respectivamente, durante o monitoramento por período de um ano de uma estação de tratamento em ciclo completo no Japão que trata água proveniente de um rio com médias geométricas de 0,40 oocistos.L<sup>-1</sup> e de 0,17 cistos.L<sup>-1</sup>. Bastos *et al.* (2004), avaliando ao longo de doze meses duas estações de tratamento de água em ciclo completo abastecidas pelo mesmo manancial, encontraram remoções médias de 1,6 e 2,25 log de cistos de *Giardia* e de 0,89 e 1,71 log de oocistos de *Cryptosporidium*, para cada ETA, respectivamente. LeChevallier *et al.* (1991) analisando 82 amostras de efluentes de estações de tratamento de água localizadas nos EUA e Canadá, constataram que a maior parte dos sistemas alcançou entre 2-2,5 log de remoção de oocistos por sedimentação e filtração.

Cerqueira (2008), utilizando a mesma instalação piloto e condições experimentais que Silva (2008), encontrou valor médio de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* de 2,7 log com tratamento em ciclo completo, e mais uma vez a turbidez inicial parece não ter influenciado a eficiência do processo. Também no Brasil e em experimentos envolvendo a inoculação de oocistos de *Cryptosporidium* ( $10^1$ - $10^3$  oocistos.L<sup>-1</sup>), Lopes (2008) obteve 0,5 log na decantação e 1,5 log no tratamento em ciclo completo.

Outro fator importante é o período de amadurecimento dos filtros (até atingirem desempenho estável no início da carreira de filtração, pós-retrolavagem), durante o qual a probabilidade de trespasse de (oo)cistos é maior (HUCK *et al.*, 2002; EMELKO *et al.*, 2003; FAGUNDES, 2006; FERNANDES, 2007; LOPES, 2008).

Enfim, os trabalhos acima citados confirmam a grande variabilidade dos registros de literatura sobre remoção de (oo)cistos de *Giardia* e *Cryptosporidium* em etapas de clarificação da água. A Agência de Proteção Ambiental dos Estados Unidos (USEPA), sistematizando alguns destes e outros trabalhos (KELLEY *et al.*, 1995; STATES *et*

al.,1997; EDZWALD e KELLY, 1998; MCTIGUE *et al.*, 1998; PATANIA *et al.*, 1999; EMELKO *et al.*, 2000; HUCK *et al.*, 2000; NIEMINSKI *et al.*, 2000; HARRINGTON *et al.*, 2003), assume que a decantação e o tratamento em ciclo completo são capazes de alcançar remoção de oocistos de *Cryptosporidium* de 0,5 e 3 log, respectivamente (USEPA, 2006), sendo que estes valores se tornaram, na prática, referência internacional.

A eficiência da desinfecção é usualmente aferida pelo produto Ct (residual desinfetante na saída do tanque de contato x tempo de contato) necessário e suficiente para uma dada eficiência de inativação de determinado organismo e sob condições específicas de qualidade da água (principalmente pH e temperatura). Como mencionado no item anterior, cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* são altamente resistentes à ação do cloro, sendo que, no caso do *Cryptosporidium*, a cloração se torna mesmo inviável. Não obstante, outros agentes desinfetantes apresentam maior poder de inativação sobre os (oo)cistos. A título de exemplo, são apresentadas equações para a estimativa de eficiência de inativação de cistos de *Giardia* com cloro (Equação 3.29) (USEPA, 1991), com dióxido de cloro (Equação 3.30) (USEPA, 1991) e de oocistos de *Cryptosporidium* com dióxido de cloro (3.31) (USEPA, 2006).

$$\log \text{ inativação cistos } \textit{Giardia} \text{ (cloro)} = \frac{Ct}{0,2828 \times \text{pH}^{2,69} \times C^{0,15} \times 0,933^{T-5}} \quad (3.29)$$

$$\text{Log inativação cistos } \textit{Giardia} \text{ (dióxido de cloro)} = [(Ct \times T^{0,49}) + 0,18] / 23,85 \quad (3.30)$$

$$\text{Log inativação oocistos (dióxido de cloro)} = (0,001506 \times 1,09116^T) \times Ct \quad (3.31)$$

Onde:

C = concentração de cloro livre ou dióxido de cloro na saída do tanque de contato (mg.L<sup>-1</sup>)

t = tempo de contato (min.)

T = temperatura (°C)

### **3.9.3. Turbidez como parâmetro indicador da eficiência do tratamento e da qualidade parasitológica da água tratada**

O monitoramento rotineiro da presença de patógenos em água tratada revela-se inviável, tanto no aspecto técnico quanto econômico, em razão da grande diversidade de patógenos possíveis de serem veiculados via abastecimento de água para consumo

humano, do alto custo das análises e de limitações analítico-laboratoriais, tais como limite de detecção e taxa de recuperação (BASTOS *et al.*, 2000). Assim sendo, o procedimento de rotina no controle da qualidade microbiológica da água tem sido o emprego de parâmetros indicadores da eficiência do tratamento (ou seja da remoção de organismos patogênicos).

Segundo Bastos *et al.* (2000), a escolha de um organismo que desempenhe o papel de indicador exige que este organismo seja mais resistente ao processo de tratamento que os patógenos e que o mecanismo de remoção de ambos seja semelhante. Nieminski *et al.* (2000) acrescentam que a escolha de um indicador deve ainda levar em conta a praticidade analítica e os custos associados.

Nesse sentido, os organismos indicadores tradicionalmente utilizados para avaliação da qualidade microbiológica da água (as bactérias do grupo coliforme) pouco se prestam como indicadores da remoção de protozoários por meio de técnicas de tratamento convencional da água, pois bactérias são altamente susceptíveis aos agentes desinfetantes (enquanto protozoários são altamente resistentes, particularmente o *Cryptosporidium*) e, por outro lado, não são efetivamente removidas por meio da filtração (enquanto os (oo)cistos de protozoários podem ser). Outros organismos vêm sendo estudados como potenciais indicadores da inativação ou remoção de (oo)cistos de protozoários em estações de tratamento de água, tais como esporos de bactérias aeróbias (mais especificamente, *Bacillus subtilis*) e anaeróbias (mais especificamente, *Clostridium perfringens*), mas ainda não se dispõe de resultados de todo convincentes (COFFEY *et al.*, 1999; EMELKO *et al.*, 2003).

Uma vez que os (oo)cistos de protozoários são preponderantemente removidos na decantação e, principalmente, na filtração, parâmetros que expressem a remoção de partículas em suspensão são naturais candidatos a indicadores da remoção de (oo)cistos, como por exemplo, a turbidez e a contagem de partículas por distribuição de tamanho. De modo geral, se reconhece que a otimização do tratamento (a começar pela coagulação) para a remoção de partículas tem, inegavelmente, efeito positivo sobre a remoção de (oo)cistos de protozoários (USEPA, 1991; USEPA, 2006). Entretanto, restam controvérsias sobre qual parâmetro (contagem de partículas ou turbidez) e respectivos valores numéricos melhor desempenhariam o papel de indicador de remoção efetiva de cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* (LECHEVALLIER *et al.*, 1991; LECHEVALLIER e NORTON, 1992; NIEMINSKI e ONGERTH, 1995;

NIEMINSKI, 1997; HATUKAI *et al.*, 1997; LI *et al.*, 1997; HUCK *et al.*, 2002; STATES *et al.*, 2002; HSU e YEH; 2003; LOPES, 2008).

Apesar de alguns desses estudos indicarem elevada correlação entre remoção de partículas de dimensões similares às dos (oo)cistos e remoção de (oo)cistos, dada a elevada variação em torno de resultados registrados na literatura, por vezes a não comparabilidade entre resultados (devido ao uso de equipamentos com diferentes princípios de contagem de partículas), além do custo mais elevado determinação comparativamente à turbidez, alguns autores reconhecem ser ainda inapropriado estabelecer padrões de qualidade da água baseados na contagem de partículas (VANGELDER *et al.*, 1999; LETTERMAN, 2001; SOMMER, 2000; citados por PADUA e DI BERNARDO, 2001).

Por outro lado, em que pesem também incertezas quanto à precisão da turbidez como indicador da remoção de (oo)cistos, não restam dúvidas sobre sua utilidade, inclusive pela simplicidade e baixo custo de determinação laboratorial. Embora seja difícil o estabelecimento de limites numéricos de turbidez que assegurem a ausência de (oo)cistos de protozoários, existem evidências suficientes de que a produção de efluentes filtrados com turbidez a mais reduzida possível representa importante medida de controle de protozoários (ABOYTES *et al.*, 2004; LECHEVALLIER *et al.*, 1991; LECHEVALLIER e NORTON, 1992; LOPES, 2008; NIEMINSKI e ONGERTH, 1995; STATES *et al.*, 2002) e nesse sentido caminham muitas das mais influentes normas de qualidade da água para consumo humano (ver item 3.10).

A literatura registra número considerável de estudos que procuram associar a remoção de turbidez e (oo)cistos de protozoários, bem como valores absolutos de turbidez da água filtrada com a presença/ausência de (oo)cistos. Dentre os trabalhos em que foi possível estabelecer tal relação numérica, se pode citar o de Nieminski e Ongerth (1995), que, investigando instalações em escala real e piloto de filtração direta e ciclo completo, encontraram relação significativa entre a remoção de turbidez e as de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* (Equações 3.32 e 3.33, respectivamente). Resultados similares foram obtidos por LeChevallier e Norton (1992) em estudos em três estações em escala real de ciclo completo abastecidas por mananciais com características distintas (Equações 3.34 e 3.35).

$$\log \text{rem } Giardia = 1,0093 \log \text{rem turbidez} + 1,6697 \quad (R^2 = 0,64) \quad (3.32)$$

$$\log \text{rem } Cryptosporidium = 0,9631 \log \text{rem turbidez} + 1,1009 \quad (R^2 = 0,55) \quad (3.33)$$

$$\log \text{rem } \textit{Giardia} = 0,892 \log \text{rem turbidez} + 0,694 \quad (R^2 = 0,78) \quad (3.34)$$

$$\log \text{rem } \textit{Cryptosporidium} = 0,996 \log \text{rem turbidez} + 0,494 \quad (R^2 = 0,77) \quad (3.35)$$

No Brasil, Lopes (2008), trabalhando com inoculação de oocistos de *Cryptosporidium* em uma estação piloto de tratamento em ciclo completo obteve a relação expressa na Equação 3.36, da qual, entretanto, foram excluídos valores tidos como *outliers* e dados relativos ao início das carreiras de filtração (com eficiências mais baixas de remoção de oocistos).

$$\log \text{rem } \textit{Cryptosporidium} = 0,991 \log \text{rem turbidez} + 0,2307 \quad (R^2 = 0,58) \quad (3.36)$$

### **3.10. Abordagem do controle de protozoários em normas de qualidade da água para consumo humano**

Conforme destacado por Bastos *et al.* (2009), na grande maioria de normas e critérios vigentes em vários países, em geral não são estabelecidos valores máximos permitidos (VMP) como limites numéricos para microrganismos patogênicos, mas a ausência desses organismos como valor desejável. Além disso, a abordagem para o controle de protozoários costuma combinar os seguintes critérios: (i) Avaliação Quantitativa de Risco Microbiológico (AQRM); (ii) padrão de turbidez; (iii) tratamento requerido.

A norma dos Estados Unidos tem como fundamentação a AQRM, toma como meta de saúde um nível de risco tolerável de  $10^{-4}$  e assume explícita e numericamente a turbidez como indicador da remoção de oocistos. São computados créditos de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* para diferentes técnicas de filtração em função da turbidez da água filtrada, como resumido a seguir .

O controle de protozoários na regulamentação norteamericana foi inicialmente dirigido à *Giardia* (USEPA, 1989) e, quase dez anos depois, o foco passou a ser o *Cryptosporidium*, até mesmo porque, por hipótese, a remoção desses organismos garantiria a remoção de cistos de *Giardia* (USEPA, 1998). Em resumo, as normas dos EUA conheceram a seguinte evolução.

- USEPA (1989), USEPA (1991): Remoção / inativação, por meio da filtração-desinfecção, de 99,9% (3 log) de cistos de *Giardia*: (i) filtração rápida em tratamento convencional - turbidez da água filtrada  $\leq 0,5$  uT em 95% dos dados mensais; máximo de 5,0 uT (2,5 log remoção) + desinfecção para inativação

equivalente a 0,5 log; (ii) filtração direta - turbidez da água filtrada  $\leq 0,5$  uT em 95% dos dados mensais; máximo de 5,0 uT (2,0 log remoção) + desinfecção para inativação equivalente a 1,0 log; (iii) filtração lenta - turbidez da água filtrada  $\leq 1,0$  uT em 95% dos dados mensais; máximo de 5,0 uT (2,0 log remoção) + desinfecção para inativação equivalente a 1,0 log.

- USEPA (1998): Remoção, por meio da filtração, de 99% (2 log) de oocistos de *Cryptosporidium*: (i) filtração rápida em tratamento convencional e filtração direta - turbidez da água filtrada  $\leq 0,3$  uT em 95% dos dados mensais e máximo de 1,0 uT; (ii) filtração lenta - turbidez da água filtrada  $\leq 1,0$  uT em 95% dos dados mensais e máximo de 5,0 uT)
- USEPA (2006): (i) Tratamento convencional (filtração rápida) e filtração lenta: 3 log de remoção de oocistos de *Cryptosporidium*, desde que obedecido o padrão de turbidez de 0,3 uT para o tratamento convencional (95% dos dados mensais e máximo de 1,0 uT) e 1,0 uT para a filtração lenta (95% dos dados mensais e máximo de 5,0 uT); (ii) Filtração direta: 2,5 log de remoção de oocistos de *Cryptosporidium*, desde que obedecido o padrão de turbidez de 0,3 uT (95% dos dados mensais e máximo de 1,0 uT); (iii) Tratamento convencional ou filtração direta: 0,5 log adicional de remoção de oocistos de *Cryptosporidium*, desde que atendido critério de efluente filtrado com turbidez  $\leq 0,15$  uT (95% dos dados mensais).

A ocorrência de oocistos na água bruta determina a remoção necessária de forma a resguardar o nível de risco tolerável subjacente à norma, o que, por sua vez, computados os créditos atribuíveis à técnica de tratamento existente, indica a necessidade de remoção complementar, conforme a Tabela 3.1. São estabelecidos créditos adicionais de remoção para o controle no manancial (0,5 log), filtração em margem (0,5 -1,0 log), filtração secundária, rápida (0,5 log) e lenta (2,5 log), cujo detalhamento encontra-se em USEPA (2006). Para a desinfecção, os créditos de remoção devem ser atribuídos de acordo com os parâmetros de controle dos processos, por exemplo valores de CT(dose x tempo de contato), tal como exemplificado no item 3.9.2.

Tabela 3.1 – Remoção necessária de oocistos de *Cryptosporidium* de acordo com a concentração na água bruta e a técnica de filtração, USEPA (2006)

Categoria	Concentração (C) de <i>Cryptosporidium</i> no manancial (oocistos/L) <sup>(1)</sup>	Tratamento adicional aos créditos assumidos	
		Tratamento convencional e filtração lenta	Filtração direta
1	$C \leq 0,075$	NR <sup>(2)</sup>	NR
2	$0,075 \leq C < 1,0$	1,0 log	1,5 log
3	$1,0 \leq C < 3,0$	2,0 log	2,5 log
4	$C \geq 3,0$	2,5 log	3,0 log

(1) média aritmética de 24 meses de monitoramento (ver detalhamento em USEPA, 2006); (2) NR: não requerido.

No Canadá, sistemas de abastecimento que utilizam fontes superficiais ou subterrâneas sob influência direta de águas de superfície devem filtrar a água a fim de atender limites de turbidez especificados de acordo com as técnicas de tratamento utilizadas. Sempre que possível, os sistemas devem ser projetados e operados para reduzir ao máximo possível a turbidez, tendo como meta valores inferiores a 0,1 uT. Quando isso não for possível, os limites de turbidez a serem atendidos são os seguintes (HEALTH CANADA, 2008):

- filtração antecedida por coagulação: turbidez igual ou inferior a 0,3 uT em pelo menos 95% das medições, sem nunca exceder 1,0 uT.
- filtração lenta: turbidez igual ou inferior a 1,0 uT em pelo menos 95% das medições, sem nunca exceder 3,0 uT.

Na Nova Zelândia (MINISTRY OF HEALTH, 2005) segue, essencialmente a abordagem adotada pela USEPA, com algumas particularidades. A remoção de oocistos de *Cryptosporidium* por meio do tratamento também é estipulada de acordo com a qualidade da água bruta (Tabela 3.2).

Tabela 3.2 – Remoção necessária de oocistos de *Cryptosporidium* de acordo com a concentração na água bruta, Ministry of Health (2005)

Concentração média (C) de <i>Cryptosporidium</i> no manancial (oocistos/10 L)	Tratamento requerido (log remoção)
$C < 0,01$	2
$C < 0,75$	3
$0,75 \leq C < 9,99$	4
$C \geq 10$	5

Os créditos (log de remoção) de oocistos de *Cryptosporidium* atribuíveis às diversas técnicas de filtração são semelhantes aos propostos pela USEPA, mas as especificações de turbidez da água filtrada são mais detalhadas e, ou rigorosas.

Para se creditar 3 log de remoção de oocistos para o tratamento convencional e 2,5 log para a filtração direta, a turbidez medida na saída de cada filtro deve cumprir os seguintes requisitos:

- Turbidez inferior a 0,3 uT em mais que 5% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 0,5 uT em mais que 1% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 1,0 uT por mais de três minutos durante a carreira de filtração.

Crédito adicional de 0,5 log de remoção pode ser atribuído, se forem verificadas as seguintes condições no efluente combinado de mais de um filtro:

- Turbidez inferior a 0,15 uT em mais que 5% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 0,30 uT em mais que 1% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 0,50 uT por mais de três minutos durante a carreira de filtração.

No caso de efluentes de filtros individuais, quando verificadas as condições a seguir, pode ser computado crédito adicional de remoção de 1 log

- Turbidez inferior a 0,10 uT em mais que 5% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 0,30 uT em mais que 1% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 0,50 uT por mais de três minutos durante a carreira de filtração.

No caso da filtração lenta, podem ser atribuídos 2,5 log de remoção nas seguintes condições:

- Turbidez inferior a 0,50 uT em mais que 5% do tempo de monitoramento (mensal)
- Turbidez inferior a 1,0 uT por mais de três minutos durante a carreira de filtração.

As diretrizes da Organização Mundial da Saúde (OMS) também se encontram assentes na abordagem de remoção necessária em função da ocorrência de oocistos no manancial, nesse caso para nível de proteção à saúde de  $10^{-6}$  DALYs pppa (ver item 3.1.3). São apresentadas também sugestões de remoção de oocistos por diferentes técnicas de tratamento, mas a turbidez não é assumida como parâmetro microbiológico, explícito e numérico, de qualidade da água pós-filtração e, ou, pré-desinfecção, muito embora se enfatize que, idealmente, a turbidez pré-desinfecção deva ser tão reduzida quanto 0,1 uT (WHO, 2006).

O padrão de turbidez de água filtrada da norma brasileira (BRASIL, 2011) é de 0,50 e 1,0 uT, respectivamente para filtração rápida e lenta. Entretanto, reconhecendo

dificuldades de parte dos sistemas de abastecimento de água em, de pronto, atender tais critérios, a Portaria MS nº 2.914/2011 prevê o cumprimento dessas metas de forma progressiva: (i) em no mínimo 25% das amostras mensais coletadas ao final do 1º ano após a publicação da nova Portaria;(ii) em no mínimo 50% das amostras mensais coletadas ao final do 2º ano;(iii) em no mínimo 75% das amostras mensais coletadas ao final do 3º ano; e (iv) em no mínimo 95% das amostras ao final do 4º ano. Em todos os casos, no restante das amostras mensais coletadas a turbidez deve obedecer os VMPs estabelecido na versão anterior de norma, a Portaria MS nº 518/2004: 1 e 2 uT, respectivamente para a filtração rápida e lenta.

A Portaria MS n 518 / 2004 impõe ainda o monitoramento de *Giardia* e *Cryptosporidium* no ponto de captação de água quando a média geométrica anual de *E.coli* nesse ponto for maior ou igual a 1.000 org/100 mL. Adicionalmente, quando a média aritmética da concentração de oocistos de *Cryptosporidium* spp. for maior ou igual a 3,0 oocistos/L no(s) ponto(s) de captação de água, a portaria recomenda que a turbidez do efluente filtrado (filtração rápida) seja menor ou igual a 0,3 uT em 95% das amostras mensais, ou que, alternativamente, se empregue processo de desinfecção que comprovadamente alcance a mesma eficiência de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* spp. Em um exercício expedito, quando da ocorrência de 3,0 oocistos L<sup>-1</sup> na água bruta, atribuindo remoção de 3 log de oocistos ao alcance sistemático da meta de 0,30 uT na água filtrada, estima-se que o padrão de potabilidade brasileiro resulta, implicitamente, em nível de risco de infecção anual tolerável próximo a 10<sup>-3</sup> pppa.

## **4. LEVANTAMENTO E CARACTERIZAÇÃO DE DADOS DE TURBIDEZ DE ÁGUA BRUTA E TRATADA**

### **4.1. Introdução e objetivos**

A turbidez da água filtrada é, reconhecidamente, um dos principais indicadores de desempenho de estações de tratamento de água. Como referido no item 3.10, encontra-se consolidado na literatura internacional o entendimento de que, com vistas ao controle de protozoários, deve-se buscar produção de água com a menor turbidez possível, sendo 0,50 uT, 0,30 uT e 0,15 uT valores tomados como indicadores da remoção de, respectivamente, 2,5 log de cistos de *Giardia*, 3 e 3,5 log de oocistos de *Cryptosporidium*.

No Brasil, a recentemente revisada norma de potabilidade da água, a Portaria MS nº 2914/2011 (BRASIL, 2011), incorpora as preocupações internacionais relacionadas à transmissão de protozoários via abastecimento de água. O padrão de turbidez da água filtrada (filtração rápida - tratamento completo ou filtração direta) foi reduzido para 0,5 uT (era 1 uT na Portaria 518/2004). Entretanto, o atendimento ao valor máximo permitido de 0,5uT turbidez deverá ser cumprido em metas progressivas ao longo de quatro anos: em 25% das amostras analisadas mensalmente no primeiro ano, até em 95% no quarto ano (sempre com VMP de 1 uT no restante das amostras mensais) (ver item 3.10).

Valor limite de turbidez à parte, o fato é que o monitoramento da turbidez é prática incorporada e rotineira na maioria das estações de tratamento de água (ETAs) no Brasil: na água bruta, como parâmetro de controle operacional; na água tratada, como verificação de atendimento ao padrão de potabilidade. Assim, é de se supor que grande número de estações de tratamento de água brasileiras conte com vastos bancos de dados de turbidez da água, por vezes pouco explorados.

Procurou-se, portanto, como um dos objetivos deste trabalho, levantar e caracterizar estatisticamente dados de turbidez de água bruta e tratada em ETAs no Brasil, bem como avaliar o desempenho dessas ETAs na remoção de turbidez. Como pano de fundo, estão os objetivos de caracterização da variabilidade da turbidez como variável de entrada em modelos de AQRM aplicados ao consumo humano de água, bem como de sistematizar e disponibilizar informações sobre alcance de metas de turbidez de água filtrada como subsídio ao necessariamente contínuo processo de atualização da norma brasileira de qualidade da água para consumo humano.

## 4.2. Material e Métodos

### 4.2.1. Levantamento e caracterização dos dados de turbidez

Foram obtidos dados de turbidez de 44 ETAs em operação no Brasil, todas operando com tratamento em ciclo completo e abastecidas por mananciais superficiais, localizadas em sua maioria nos estados de Minas Gerais (30) e São Paulo (nove), mas também nos estados do Amazonas, Mato Grosso do Sul (uma ETA cada) e Paraná (três ETAs). Conforme compromisso assumido com os serviços que colaboraram com o trabalho, os sistemas não foram identificados, sendo, quando necessário, descritos apenas por símbolos.

O banco de dados solicitado englobava série histórica de três anos de monitoramento da turbidez horária em cada etapa do tratamento (água bruta, decantada e filtrada - efluente de cada filtro). No entanto, os bancos de dados fornecidos pelas estações apresentaram grandes variações em termos de período e frequência de monitoramento. Além disso, muitos não dispunham de dados referentes aos efluentes de cada filtro individualmente, tendo sido fornecidos dados do efluente filtrado formado pela misturas dos efluentes de todos os filtros; em outros casos foram fornecidos dados de ‘água tratada’, ou seja, do efluente da etapa de desinfecção.

Tendo sido percebida acentuada frequência de dados de turbidez extremamente elevados, inclusive para água filtrada, procedeu-se, previamente, à caracterização estatística dos dados, à exclusão de dados atípicos, ou *outliers*. Existem vários métodos de identificação de *outliers*; dentre estes, um amplamente utilizado é a detecção por meio da distribuição de frequência dos dados, sendo considerados *outliers* valores acima de  $Q_3 + 1,5(Q_3 - Q_1)$  e abaixo de  $Q_1 - 1,5(Q_3 - Q_1)$ , sendo  $Q_1$  e  $Q_3$ , respectivamente, o primeiro e o terceiro quartis (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Os dados de monitoramento de turbidez em cada etapa das ETAs foram inicialmente caracterizados por meio de estatística descritiva: número de dados, média aritmética, mediana, moda, valores máximo e mínimo, quartis inferior e superior, percentis 10 e 90%, variância, desvio padrão, assimetria e curtose.

Os coeficientes de assimetria e curtose, calculados para cada série de dados e apresentados na forma de gráficos de dispersão, foram utilizados para verificação preliminar da normalidade dos dados (PEARSON *et al.*, 1977). A hipótese de normalidade das séries de dados foi também testada pelo teste de Lilliefors, e a aderência dos dados a diferentes distribuições foi verificada por meio dos testes Qui-

quadrado ( $\chi^2$ ), Kolmogorov Smirnov (KS) e Anderson Darling (AD); em ambos os casos foi utilizado o programa @Risk 5.5 (PALISADE CORPORATION, 2010).

Os dados de turbidez foram ainda testados quanto às hipóteses de *aleatoriedade*, *independência*, *homogeneidade* e *estacionariedade*. Para verificação desses requisitos básicos da análise de frequência foram utilizados testes não paramétricos, portanto, independentes da distribuição de probabilidades dos dados analisados.

Um dos testes de aleatoriedade utilizado é baseado no número de inflexões (pico ou vale) observadas em um gráfico construído com valores de determinada variável distribuídos cronologicamente. Números de inflexões elevados ou reduzidos denotam não aleatoriedade dos dados. Para uma amostra aleatória com  $N$  observações, o valores esperados para o número de inflexões ( $p$ ) e sua variância são dados pelas equações 4.1 e 4.2, respectivamente (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$E[p] = \frac{2(N-2)}{3} \quad (4.1)$$

$$Var[p] = \frac{16N-29}{90} \quad (4.2)$$

Para amostras de tamanho  $N > 30$ , a variável  $p$  segue, aproximadamente, distribuição normal. Portanto, se a hipótese nula é de que a amostra é aleatória, a estatística desse teste não paramétrico pode ser formulada conforme a Equação 4.3.

$$T = \frac{p-E[p]}{\sqrt{Var[p]}} \quad (4.3)$$

O teste de execuções, disponibilizado pelo programa Stat Tools 5.7, foi também utilizado para verificação da aleatoriedade das séries de dados. Nesse teste, execuções são definidas como um número de sequências de valores consecutivos acima ou abaixo de algum ponto de corte, fixado no presente trabalho pela mediana; para uma sequência aleatória não são esperadas quantidades excessivamente elevadas ou reduzidas de execuções (PALISADE CORPORATION 2010). O teste de execuções conta o número de execuções e em seguida informa um valor  $p$  para o teste.

O teste de Wald Wolfowitz foi utilizado para verificação da independência dos dados de turbidez. Sendo  $X_i$  um elemento qualquer de uma amostra e  $X'_i$  a diferença entre esse elemento e a média amostral, a estatística do teste é definida pela Equação 4.4 (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} X'_i X'_{i+1} + X'_1 X'_N \quad (4.4)$$

Sob a hipótese de que as observações são independentes, a estatística  $R$  segue distribuição normal, com média e variâncias expressas pelas equações 4.5 e 4.6.

$$E[R] = \frac{S_2}{N-1} \quad (4.5)$$

$$Var[R] = \frac{S_2^2 - S_4}{N-1} + \frac{S_2^2 - 2S_4}{(N-1)(N-2)} - \frac{S_2^2}{(N-1)^2} \quad (4.6)$$

Onde  $r$  (em  $S_r$ ) denota a ordem dos momentos amostrais em relação à origem:

$$S_r = N m'_r, \quad m'_r = \frac{\sum_{i=1}^N (X'_i)^r}{N}.$$

Portanto, se a hipótese nula é de que os elementos da amostra são independentes, a estatística do teste não paramétrico de Wald-Wolfowitz pode ser formulada como na Equação 4.7.

$$T = \frac{R - E[R]}{\sqrt{Var[R]}} \quad (4.7)$$

Para avaliar a existência de correlação, e assim o grau de dependência das observações, foi utilizada o teste de auto-correlação, o qual mede a correlação entre observações em diferentes e defasados entre si por um período de tempo  $k$ . A Equação 4.8 expressa o cálculo do coeficiente de autocorrelação, sendo:  $x$  a variável,  $N$  o tamanho da amostra,  $\mu$  a média das observações e  $k$  a defasagem (diferença entre o tempo das observações).

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} ((x_i - \mu)(x_{i+k} - \mu))}{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2} \quad (4.8)$$

A homogeneidade foi verificada por meio do teste proposto por Mann e Whitney. A idéia intuitiva do teste de Mann-Whitney é que dadas duas subamostras de tamanho  $N_1$  e  $N_2$ ,  $N_1 \leq N_2$ , extraídas de uma mesma amostra de tamanho  $N$ , se as duas sub-amostras não forem homogêneas, os elementos da primeira apresentarão ordens de classificação consistentemente mais baixas (ou mais altas), em relação às ordens de classificação correspondentes a segunda sub-amostra. A estatística do teste  $V$  de Mann-Whitney é dada pelo *menor valor* entre as quantidades  $V_1$  e  $V_2$ , expressas pelas Equações 4.9 e 4.10 (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

$$V_1 = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1+1)}{2} - R_1 \quad (4.9)$$

$$V_2 = N_1 N_2 - V_1 \quad (4.10)$$

Onde  $R_1$  denota a soma das ordens de classificação dos elementos da primeira subamostra. Se  $N_1, N_2 > 20$ , e sob a hipótese de que se trata de uma amostra homogênea, demonstra-se que  $V$  segue distribuição normal, com média e variância expressas pelas equações 4.11 e 4.12, respectivamente.

$$E[V] = \frac{N_1 N_2}{2} \quad (4.11)$$

$$Var[V] = \frac{N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)}{12} \quad (4.12)$$

Portanto, se a hipótese nula é de que a amostra é homogênea, a estatística do teste não paramétrico de Mann-Whitney pode ser formulada pela Equação 4.13.

$$T = \frac{V - E[V]}{\sqrt{Var[V]}} \quad (4.13)$$

Uma tendência temporal presente em uma série de dados  $X_t$ , ao longo do tempo  $t$ , pode ser detectada pela correlação entre a série e o índice de tempo. Essa é a idéia essencial do teste não paramétrico de *Spearman*, aplicado para avaliar a estacionariedade dos dados (NAGHETTINI e PINTO, 2007). A base do teste é o coeficiente de correlação entre as ordens de classificação  $m_t$ , da sequência  $X_t$ , e os índices de tempo  $T_t$ , esses iguais a 1, 2, ... ,  $N$ . O teste de correlação de Spearman faz uso do coeficiente expresso pela Equação 4.14.

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^N (m_t - T_t)^2}{N^3 - N} \quad (4.14)$$

Para  $N > 10$  e hipótese nula de que não há correlação entre  $m_t$  e  $T_t$ , a distribuição de  $r_s$  pode ser aproximada a função normal, de média determinada pela Equação 4.15 e variância pela Equação 4.16.

$$E[r_s] = 0 \quad (4.15)$$

$$Var[r_s] = \frac{1}{N-1} \quad (4.16)$$

Portanto, se a hipótese nula é  $H_0$ : (a amostra não apresenta tendência temporal, dados estacionários), a estatística do teste não paramétrico de Spearman pode ser formulada como na Equação 4.17.

$$T = \frac{r_s}{\sqrt{Var[r_s]}} \quad (4.17)$$

As estatísticas dos testes aplicados para verificação das hipóteses fundamentais da análise de frequência seguem distribuição normal padrão e, em sendo testes bilaterais, a decisão deve ser a de rejeitar a hipótese nula se  $|T| > Z_{1-\alpha/2}$ .

Os testes para as hipótese de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência foram realizados em planilhas Excel, mas, como acima referido, aleatoriedade foi também verificada com o teste de execuções realizado com o programa Stat Tools 5.7.

#### **4.2.2. Avaliação do atendimento aos limites de turbidez**

Tendo como referência os padrões de potabilidade brasileiro e norte americano para turbidez pós-filtração para a técnica de tratamento em ciclo completo, foi verificado, nas diversas ETAs, o atendimento aos seguintes critérios de turbidez: 0,15uT, 0,30 uT, 0,50 uT, 1,0 uT e 2,0 uT (sendo esse último, de fato, referente à filtração lenta).

### **4.3. Resultados e discussão**

#### **4.3.1. Descrição geral dos dados de turbidez**

De modo geral, todas as ETAs apresentaram dados de turbidez referentes à água bruta (afluente a estação), água decantada (efluente do decantador) e água filtrada (amostra composta pela mistura dos efluentes de cada filtro). Entretanto, em alguns casos foram disponibilizados dados de água tratada (após desinfecção) em lugar de água filtrada, e em outros foram apresentados dados relativos aos efluentes de cada filtro individualmente. Na Tabela 4.1 encontram-se quantificados os conjuntos de dados disponibilizados por cada estação em relação ao tipo de amostra de água.

Tabela 4.1 – Caracterização geral dos bancos de dados fornecidos pelas estações de tratamento de água.

Amostras	Nº de estações
Bruta, decantada, tratada	20
Bruta, decantada, filtrada composta, tratada	8
Bruta, decantada, filtrada composta	2
Bruta, decantada, filtrada individual, filtrada composta, tratada	4
Bruta, decantada, filtrada individual, tratada	2
Bruta, decantada, filtrada individual	1
Bruta, filtrada composta	7

Porém, praticamente todas séries de dados obtidas apresentaram algum tipo de deficiência ou inconsistência. Algumas apresentaram valores de turbidez excessivamente elevados, inclusive na água filtrada/tratada e, em alguns casos, turbidez da água afluente aos sistemas sistematicamente inferior aos valores efluentes por longos períodos de monitoramento. Outras séries de dados apresentaram falhas ou períodos em que o monitoramento não foi realizado.

Foram também observadas grandes variações em termos de número de dados, frequência de amostragem e período de monitoramento. O período de monitoramento variou de um a nove anos, apresentando, em sua maioria, alguma descontinuidade. Algumas ETAs apresentaram dados médios diários, no entanto, a grande maioria forneceu dados de monitoramento em frequência horária ou a cada duas horas.

As séries de dados originalmente fornecidas foram marcadas por grande amplitude de variação, destacando-se a ocorrência de dados com valores muito reduzidos de turbidez da água bruta e, por outro lado, muito elevados para água decantada, filtrada composta, e tratada. Na Tabela 4.2 são apresentados os números de dados que foram utilizados nas análises, já sem os *outliers*, e suas variações.

Tabela 4.2 – Estatística descritiva referente à quantidade de dados fornecidos para cada etapa do tratamento.

Tipo de dado	Quantidade de dados	Mínimo	1º quartil	Mediana	2º quartil	Máximo
Água Bruta	449.733	1.373	4.849	8.510	14.832	26.156
Água Decantada	322.286	6	2.026	4.235	12.608	25.406
Filtrada Individual	203.887	1.539	2.585	5.114	20.311	23.460
Filtrada composta	327.466	440	10.555	16.375	21.610	28.727
Água tratada	514.686	503	7.827	14.801	20.650	29.469
Total	1.817.895					

Em geral, para todas as séries de dados, o percentual de dados excluídos foi reduzido. Em 90% das séries de dados fornecidas por cada estação o percentual de dados excluídos foi inferior a 12%, no entanto houve casos em que o percentual de dados foi mais elevado, cerca de 20% (Figura 4.1).

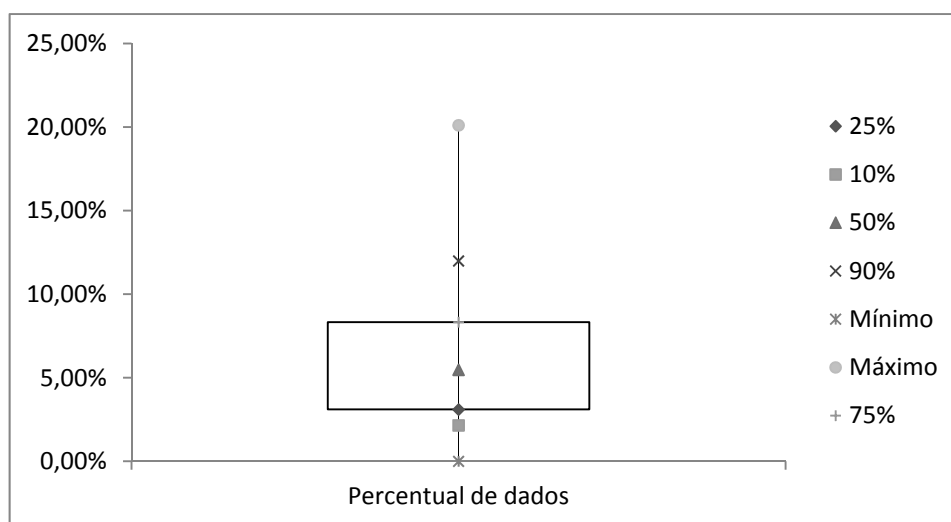


Figura 4.1 – Variação do percentual de dados excluídos como *outliers* em cada série de dados.

Considerando o banco de dados como um todo, cerca de 5,6% das informações foram identificadas como *outliers*. Na Tabela 4.3 se verifica que o maior percentual de dados excluídos foi referente à água bruta (9,7%).

Tabela 4.3 – Quantidade de dados com e sem *outliers* e percentual de dados excluídos em cada tipo de amostra de água.

	Água bruta	Água decantada	Filtrada individual	Filtrada composta	Água tratada
Banco de dados com outliers	498019	336413	216591	340582	535400
Banco de dados sem outliers	449733	322286	203887	327466	514686
Percentual de dados excluídos	9,70%	4,20%	5,87%	3,85%	3,87%

Em geral, um extenso banco de dados foi disponibilizado por todas as ETAs, excetuando-se as informações sobre água decantada fornecidas por uma estação - somente seis dados. No entanto, apenas sete estações dispunham de dados de turbidez dos efluentes de cada um dos filtros individualmente. Na Tabela 4.4 são apresentadas estatísticas descritivas dos valores de turbidez de todos os dados fornecidos pelas 44 ETAs para cada etapa de tratamento (excluídos os *outliers*).

Tabela 4.4 – Estatísticas descritivas referentes à turbidez (uT) da água em cada etapa de tratamento, 44 ETAs.

Parâmetro	Bruta	Decantada	Filtrada individual	Filtrada composta	Tratada
Número de dados	449733	322286	203887	327466	514686
10%	3,04	0,68	0,08	0,14	0,15
25%	6,00	1,10	0,11	0,20	0,25
50%	12,50	1,90	0,20	0,29	0,39
75%	25,00	2,94	0,40	0,50	0,60
90%	60,00	5,00	0,64	0,69	0,86
Máximo	1460,00	21,00	1,89	1,80	2,10
Mínimo	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
Desvio Padrão	79,66	1,94	0,27	0,23	0,30

A Tabela 4.5 expressa de outra forma a variabilidade dos dados de turbidez em cada etapa de tratamento, sendo apresentados os maiores e menores valores mínimos e máximos, 1º e 2º quartis, e de desvios-padrão encontrados nas amostras de água bruta, decantada, filtrada individual, filtrada composta e tratada, considerando o bancos de dados completo das 44 ETAs (excluídos os *outliers*)

Tabela 4.5 – Turbidez (uT) da água nas diferentes etapas do tratamento, menores e maiores valores mínimos e máximos, 1º e 2º quartis, e de desvios-padrão encontrados nos bancos de dados das 44 ETAs.

Amostra	Mínimo		1º quartil		2º quartil		Máximo	
	Menor	Maior	Menor	Maior	Menor	Maior	Menor	Maior
Água bruta	0,01	14,00	1,17	34,60	2,17	376,00	5,20	1460,00
Água decantada	0,02	1,80	0,32	6,20	0,53	11,00	0,85	21,00
Filtrada individual	0,01	0,13	0,08	0,43	0,13	0,95	0,20	1,89
Filtrada composta	0,01	0,43	0,08	0,80	0,18	1,20	0,30	1,80
Água tratada	0,01	0,55	0,05	0,80	0,09	1,23	0,16	2,10

Para as seis estações que dispunham de dados de água filtrada individual, de água filtrada composta e/ou água de tratada, o teste de Mann-Whitney foi utilizado para avaliar diferenças entre esses tipos de amostras. Os resultados dos testes estatísticos indicaram, em todas as comparações, que, apesar de apresentarem valores de turbidez um tanto próximos, as amostras de água filtrada individual são estatisticamente diferentes das amostras de água filtrada composta e de água tratada. Desse modo, esses dados foram tratados em separado.

Ressalta-se a ocorrência de dados de turbidez muito reduzidos, 0,01 uT, mesmo para água bruta. Como a exclusão de *outliers* não afetou os valores inferiores, uma vez que o método utilizado resultou em limite inferior negativo para todas as séries de dados, foram mantidos esses dados de turbidez com valores muito reduzidos apesar de, intuitivamente, serem destoantes da realidade.

A variabilidade da turbidez nos diversos tipos de amostras foi avaliada também com base nos coeficientes de variação (CV) – relação entre desvio padrão e a média aritmética (Figura 4.2). A análise da figura revela grande variabilidade dos dados, tanto em relação aos os dados referentes a uma mesma série de dados (mesma ETA), quanto entre séries de dados diferentes (entre diferentes ETAs), uma vez que enquanto algumas apresentam certa estabilidade (baixo coeficiente de variação) outras apresentam coeficientes de variação elevados.

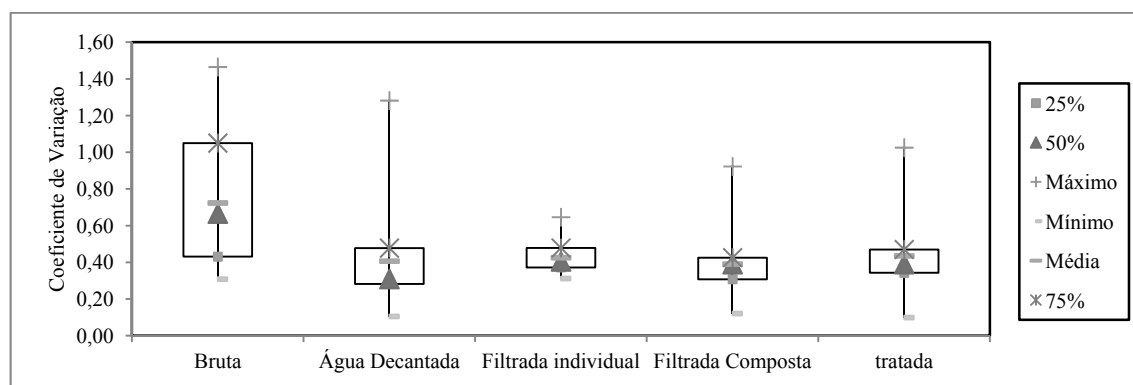


Figura 4.2 – Variação do coeficiente de variação da turbidez da água nas diferentes etapas do tratamento das 44 ETAs.

Nota-se, então, que a turbidez da água bruta apresentou grandes amplitudes de variação, as quais são, em geral, bem absorvidas nas etapas de decantação e filtração, ainda que se observem variações importantes entre as ETAs avaliadas.

As variações de turbidez da água bruta se fizeram sentir em um mesmo manancial ou entre mananciais distintos. A elevada variabilidade dos dados de turbidez provenientes de um mesmo manancial de abastecimento é característica de mananciais superficiais, principalmente na ausência de barramentos. Já a variabilidade entre diferentes mananciais pode ser resultado das condições climáticas e de uso e ocupação do solo em cada bacia contribuinte. A mediana da turbidez da água bruta variou de 1 a 100 uT, com coeficientes de variação entre 0,31 e 1,46.

Como esperado para uma etapa de separação física, a decantação tende a reduzir marcadamente a turbidez da água, tanto em termos de valores absolutos quanto de

amplitude de variação. Entretanto, a decantação está mais sujeita a variações da água bruta do que a filtração e isso ajuda a explicar a maior amplitude da variação da turbidez da água decantada em relação à da água filtrada. Picos de turbidez da água decantada podem indicar condição de operação em sobrecarga e, ou possíveis falhas na etapa de coagulação / mistura rápida.

Naturalmente, como última barreira de clarificação da água, a filtração mostrou menor variação que a decantação. A maior variabilidade dos dados relativos à água filtrada composta e à água tratada (comparativamente à variabilidade da turbidez medida em cada filtro individualmente) pode ser devida à influência da mistura de águas provenientes de filtros com desempenho diferenciado e, ou de outra etapa do tratamento (desinfecção).

#### **4.3.2. Testes de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência dos dados de turbidez**

A Tabela 4.6 resume os resultados dos testes de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência, apresentando o percentual de séries de dados de cada amostra que atendeu a cada critério. Ressalta-se que duas das estações captam água no mesmo ponto e, portanto, nesse caso, foi considerada apenas uma série de dados de água bruta. Os requisitos foram considerados atendidos quando os respectivos testes resultaram em valor de  $p$  igual ou superior ao nível de significância de 5%.

Tabela 4.6 – Número e percentual de séries de dados de turbidez da água bruta, decantada, filtrada e tratada que satisfizeram os quesitos de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência

Tipo de amostra de água	Total de séries analisadas	Aleatoriedade		Independência		Homogeneidade		Estacionariedade	
		nº de séries	%	nº de séries	%	nº de séries	%	nº de séries	%
Bruta	43	0	0%	0	0%	5	12%	4	9%
Decantada	39	0	0%	1	3%	4	10%	3	8%
Filtrada individual	20	0	0%	0	0%	6	30%	2	10%
Filtrada composta	21	0	0%	0	0%	0	0%	2	10%
Tratada	34	0	0%	0	0%	2	6%	2	6%

Tanto o teste de execuções quanto o teste baseado no número de inflexões classificaram todas as séries de dados como não aleatórias. Por definição, a hipótese de aleatoriedade expressa que as flutuações de uma variável decorrem de causas naturais (NAGHETTINI e PINTO, 2007). No caso da água bruta, precipitação elevada ou longos períodos de estiagem interferem na aleatoriedade dos dados ao condicionar os valores de turbidez a

níveis acima ou abaixo do “normal” por períodos relativamente longos. A elevada frequência de monitoramento, típica da rotina de ETAs, também tende a reduzir a aleatoriedade, uma vez que os dados de turbidez representariam, devido ao reduzido intervalo de monitoramento, condições aproximadamente iguais.

O teste de Wald Wolfowitz, aplicado para verificação da hipótese de independência, classificou todas as séries como não independentes, a exceção de uma série de dados de água decantada composta por apenas seis dados. A hipótese de independência dos dados implica que nenhuma observação da amostra pode influenciar a ocorrência, ou a não ocorrência, de qualquer outra observação seguinte (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Em decorrência de fenômenos naturais, condições operacionais e/ou de elevada frequência de monitoramento, a turbidez da água, bruta ou tratada, tende a apresentar valores aproximados, reduzidos ou elevados, por longos períodos de tempo, ou em grande quantidade de dados consecutivos, o que repercute na não independência das séries. A não rejeição da hipótese de independência poderia ser esperada para maiores intervalos entre amostragens (OLIVEIRA, 2006).

A dependência entre os dados de turbidez em cada série foi confirmada pelo teste de autocorrelação com defasagem um (dados consecutivos), que revelou elevados coeficientes de autocorrelação para a grande maioria das séries (Figura 4.3).

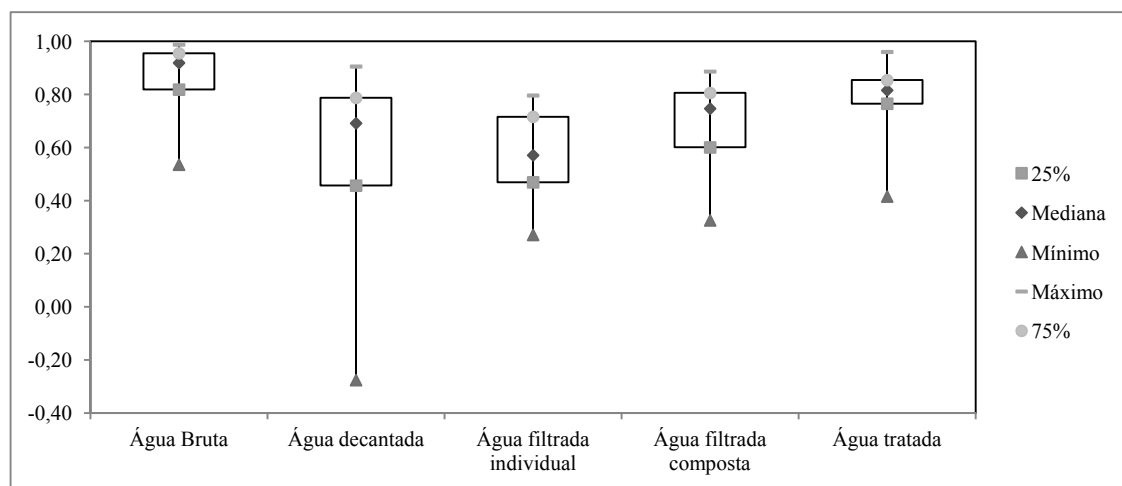


Figura 4.3 – Variação do coeficiente de autocorrelação para as séries de dados de turbidez da água bruta, decantada, filtrada e tratada.

As hipóteses de homogeneidade e estacionariedade foram em maior número de série de dados, com destaque para a homogeneidade dos dados de turbidez da água filtrada, quando medida individualmente em cada filtro. Entretanto, no geral, as hipóteses de homogeneidade e estacionariedade foram confirmadas em poucas séries de dados: 17 e 13, respectivamente, e isso pode ser também resultado da frequência de amostragem.

Em resumo, nenhuma das séries de dados de turbidez atendeu, simultaneamente, às quatro hipóteses (independência, aleatoriedade, homogeneidade e estacionariedade), sendo que a grande maioria não atendeu a nenhum dos critérios. As hipóteses de independência e aleatoriedade foram rejeitadas em praticamente todas as séries de dados, e as de homogeneidade e estacionariedade foram apenas eventualmente confirmadas.

Oliveira (2006), analisando dados provenientes de 208 estações de tratamento de esgoto no Brasil, e Pavione (2010), avaliando o banco de dados de um sistema piloto de lagoas de polimento, verificaram que, em geral, as séries de dados de diversas variáveis de monitoramento não atenderam às hipóteses fundamentais da análise de frequência, principalmente quando os dados eram relativos a longos períodos de tempo e com elevada frequência de monitoramento.

De acordo com Oliveira (2006) citando Bobée e Ashkar (1991), o baixo atendimento às hipóteses fundamentais da análise de frequência não invalida a aplicação de outros testes estatísticos, uma vez que testes estatísticos determinam apenas a probabilidade de atendimento a determinados critérios e que os testes aplicados não foram desenvolvidos para variáveis ambientais, que possuem características próprias. Oliveira (2006), entretanto, recomenda maior cautela na interpretação dos resultados de testes estatísticos quando as hipóteses de independência, aleatoriedade, homogeneidade e ou estacionariedade são nitidamente rejeitadas

Por ser objeto do estudo de AQRM, apresentado no próximo capítulo, os dados da Estação de Tratamento de Água da Universidade Federal de Viçosa (ETAUFV) foram analisados em separado e de forma mais detalhada. Em tentativa de se verificar o efeito da frequência de monitoramento, os dados da ETA UFV, foram agrupados em médias: diária, de sete dias e mensal. Nota-se que os resultados foram bem similares aos dos bancos de dados horário de todas as estações: rejeição quase por completo das hipóteses de aleatoriedade e independência dos dados e confirmação das hipóteses de homogeneidade e estacionariedade apenas em poucas situações, principalmente quando se trabalhou com médias mensais e, ou para os dados de água filtrada (Tabela 4.7).

Infere-se, pois, que os resultados predominantemente aqui observados expressem mesmo a natureza de dados de turbidez de água bruta e tratada, ou seja: as variações não são aleatórias, os dados não são independentes, não são homogêneos e não são estacionários, isto é, incluem tendências não aleatórias, ciclos e saltos ao longo do tempo.

Tabela 4.7 – Verificação do atendimento às hipóteses de aleatoriedade, estacionariedade, homogeneidade e independência, valores médios de turbidez da água bruta, decantada e filtrada, ETA UFV.

Amostra	Aleatoriedade			Independência			Homogeneidade			Estacionariedade		
	Diária	7 dias	Mensal	Diária	7 dias	Mensal	Diária	7 dias	Mensal	Diária	7 dias	Mensal
Água bruta	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	S
Água decantada	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
Filtrada 1	N	N	N	N	N	N	N	S	S	N	N	S
Filtrada 2	N	N	S	N	N	N	N	N	S	N	N	N

S: sim; N: não

### 4.3.3. Estatísticas preliminares para verificação da distribuição dos dados

Coefficientes de assimetria e curtose foram determinados para os dados de turbidez da água bruta, decantada, filtrada individual, filtrada composta e tratada das 44 estações avaliadas, exceto para uma série de dados de água decantada de uma dada ETA, composta por apenas seis observações (Figuras 4.4 e 4.5).

Com exceção de duas séries de dados, uma de água filtrada composta e outra de água tratada, que apresentaram assimetria ligeiramente negativa (-0,1 e -0,07 respectivamente), todas as demais séries das diversas etapas de tratamento foram caracterizadas por assimetria positiva, indicando distribuição assimétrica à direita (maior concentração de dados próxima à cauda inferior).

Muitos valores de curtose foram diferentes de três, o que indica que o grau de achatamento das distribuições dos dados de turbidez diferiu muitas vezes do característico de uma distribuição normal. No entanto, observa-se que os coeficientes de curtose para turbidez da água decantada, filtrada individual, filtrada composta e tratada (ou seja, à exceção da água bruta) apresentaram-se distribuídos em torno de três, com medianas iguais a 3,07; 3,20; 2,94 e 2,97 respectivamente.

Os dados referentes à água bruta se destacaram por apresentar os maiores coeficientes de assimetria, bem como os maiores coeficientes de curtose. Ou seja, os dados de água bruta foram aqueles que demonstraram maior distanciamento dos valores de assimetria e curtose típicos de distribuições normais.

Excepcionalmente, os coeficientes de assimetria e curtose dos dados de turbidez de água decantada de uma única estação mostraram-se excessivamente elevados (76 e 6462 respectivamente).

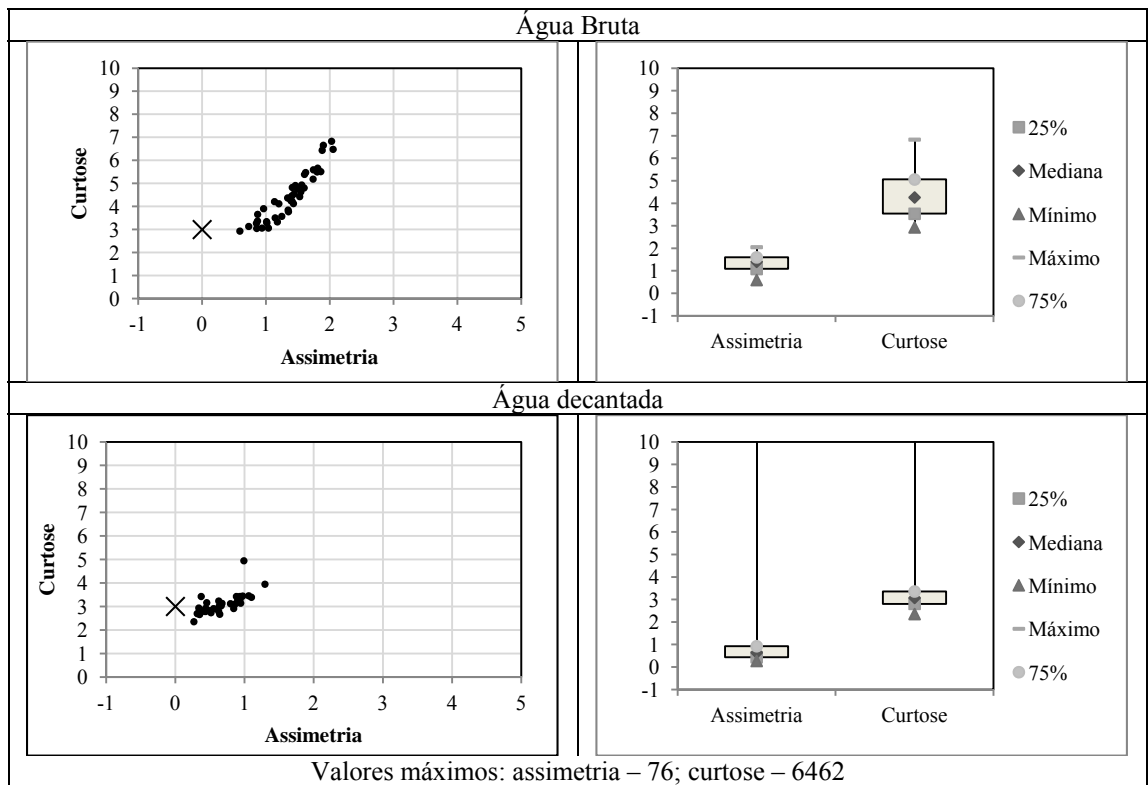


Figura 4.4 – Turbidez da água bruta e da água decantada. Gráficos de dispersão dos coeficientes de assimetria e curtose e destaque para os valores típicos de distribuições normais (marcado com x) (esquerda), e gráfico de distribuição de frequência dos coeficientes de assimetria e curtose (direita)

De forma a verificar estatisticamente o distanciamento dos coeficientes de assimetria e curtose dos valores típicos da distribuição normal, foram aplicados o Teste de Sinal e o Teste dos Postos sinalizados de Wilcoxon. Como pode ser visto nas Tabelas 4.8 e 4.9, os resultados desses testes indicaram que o coeficiente de assimetria diferiu de zero em todas as amostras; já o coeficiente de curtose não pode ser considerado diferente de três para as amostras de água decantada, filtrada individual e tratada, sendo caracterizadas como distribuições mesocúrticas. As amostras de água bruta e filtrada composta apresentaram valores de coeficiente de curtose superiores a três, o que as caracteriza como leptocúrticas.

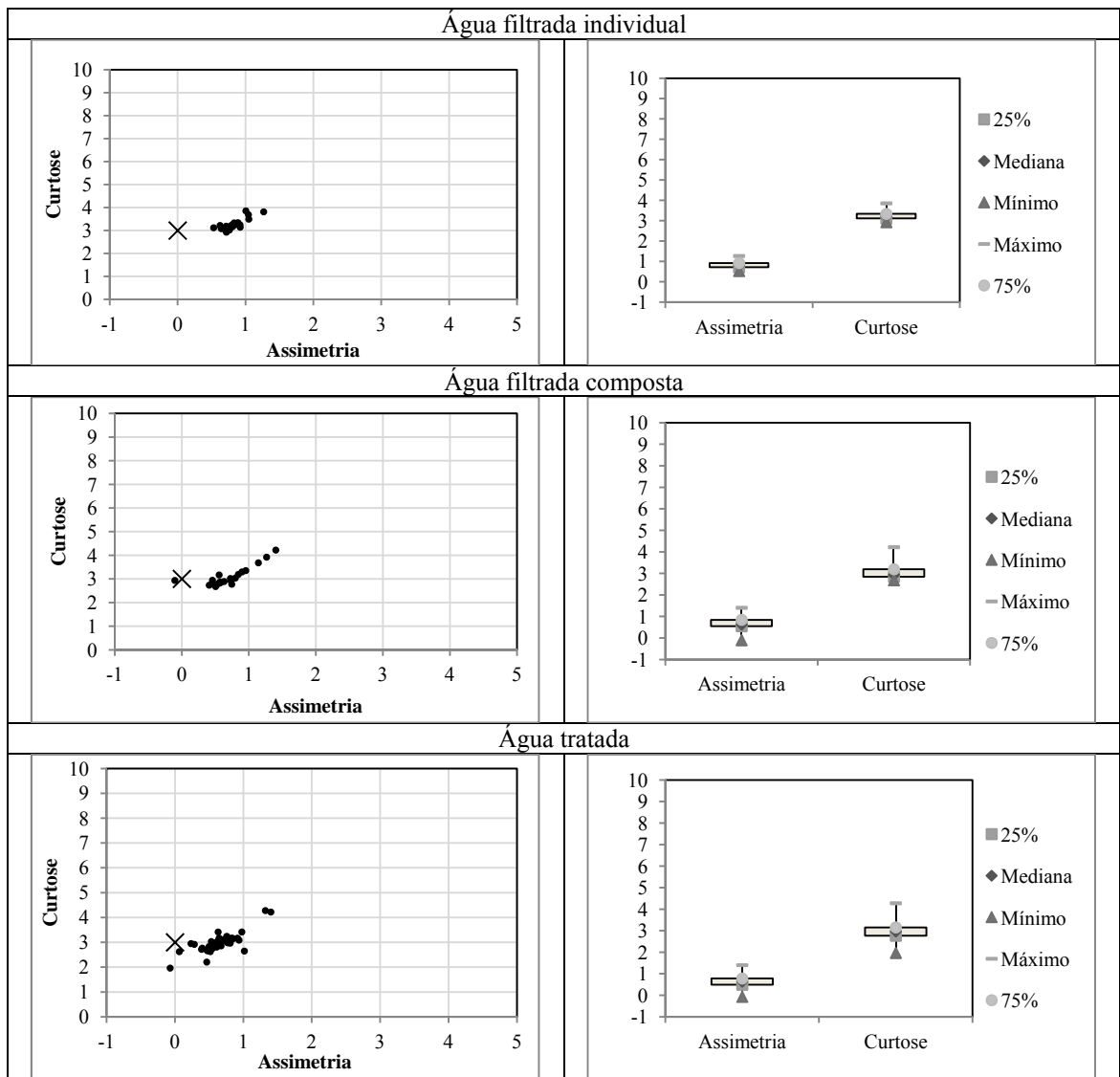


Figura 4.5 – Turbidez da água filtrada individual, filtrada composta e água tratada. Gráficos de dispersão dos coeficientes de assimetria e curtose e destaque para os valores típicos de distribuições normais (marcado com x) (esquerda), e gráfico de distribuição de frequência dos coeficientes de assimetria e curtose (direita)

Tabela 4.8 – Resultados do teste dos postos sinalizados de Wilcoxon para avaliar se a mediana dos coeficientes de assimetria e curtose diferem, respectivamente, de 0 e 3

Teste de postos sinalizados (uniamostrais)	Curtose				
	Água bruta	Água decantada	Água filtrada individual	Água filtrada composta	Água tratada
Hipóteses					
Mediana hipotética (MH)	3	3	3	3	3
Hipótese alternativa	$\neq 3$	$< 3$	$< 3$	$< 3$	$< 3$
p	< 0,0001	0,2019	0,9446	0,0002	0,6318
Teste de postos sinalizados (uniamostrais)	Assimetria				
	Água bruta	Água decantada	Água filtrada individual	Água filtrada composta	Água tratada
Hipóteses					
Mediana hipotética (MH)	0	0	0	0	0
Hipótese alternativa	$\neq 0$	$< 0$	$< 0$	$< 0$	$< 0$
p	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001

Tabela 4.9 – Resultados do teste de sinais para avaliar se a mediana dos coeficientes de assimetria e curtose diferem, respectivamente, de 0 e 3

Teste de sinal (uniamostr)al	Curtose				
	Água bruta	Água decantada	Água filtrada individual	Água filtrada composta	Água tratada
Hipóteses					
Mediana hipotética (MH)	3	3	3	3	3
Hipótese alternativa	$\diamond < 3$	$\diamond < 3$	$\diamond < 3$	$\diamond < 3$	$\diamond < 3$
p	< 0,0001	0,6271	0,6636	< 0,0001	0,6177
Teste de sinal (uniamostr)al	Assimetria				
	Água bruta	Água decantada	Água filtrada individual	Água filtrada composta	Água tratada
Hipóteses					
Mediana hipotética (MH)	0	0	0	0	0
Hipótese alternativa	$\diamond < 0$	$\diamond < 0$	$\diamond < 0$	$\diamond < 0$	$\diamond < 0$
p	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001

Avaliando-se a assimetria dos dados, o Teste de Sinal e o Teste dos Postos sinalizados de Wilcoxon confirmaram a hipótese de assimetria positiva em todas as amostras (Tabela 4.10).

Tabela 4.10 – Resultado do teste dos postos sinalizados de Wilcoxon e do teste de sinais para avaliar se a mediana dos coeficientes assimetria é superior a zero

Teste de postos sinalizados (uniamostr)al	Assimetria				
	Água bruta	Água decantada	Água filtrada individual	Água filtrada composta	Água tratada
Hipóteses					
Mediana hipotética (MH)	0	0	0	0	0
Hipótese alternativa	$> 0$	$> 0$	$> 0$	$> 0$	$> 0$
p	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001
Teste de sinal (uniamostr)al	Assimetria				
	Água bruta	Água decantada	Água filtrada individual	Água filtrada composta	Água tratada
Hipóteses					
Mediana hipotética (MH)	0	0	0	0	0
Hipótese alternativa	$> 0$	$> 0$	$> 0$	$> 0$	$> 0$
p	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001

#### 4.3.4. Testes de normalidade e de aderência a funções distribuição de probabilidades.

Os resultados do teste de Lilliefors, específico para normalidade, concluíram pela não normalidade de todas as séries de dados das cinco diferentes amostras ao nível de 5% de significância (Tabela 1, Anexo 1).

O programa @Risk 5.7 (PALISADE CORPORATION, 2010) calcula, para o teste de Chi-quadrado, os p-valores e os valores críticos com base nos pontos apropriados em uma distribuição Chi-quadrado com k-1 graus de liberdade (onde k é o número de intervalos). Já os valores críticos e p-valores para as estatísticas de ajuste AD e KS foram determinados por estudos detalhados envolvendo simulação de Monte Carlo, no entanto, o programa não apresenta esses valores para várias distribuições. Massey (1951) apresenta os valores críticos para a estatística do teste KS para amostras de diferentes tamanhos e para diferentes níveis de significância, tendo sido esses valores

utilizados para auxiliar na discussão dos resultados obtidos com os testes de aderência (Tabelas 2 a 6, Anexo 1).

O teste do Chi-quadrado não apontou ajuste satisfatório de nenhuma das distribuições testadas aos dados de turbidez, de todo os tipos de amostras, a 5% de significância. Por sua vez, os testes de Kolmogorov-Smirnov (KS) e de Anderson Darling (AD) forneceram resultados semelhantes para as séries testadas, ao menos quando se considera a ordenação das distribuições pelo valor da estatística dos testes. Esse desempenho semelhante pode estar relacionado ao fato de ambos os testes, KS e AD, não envolverem a divisão dos dados em classes. Por outro lado, esses testes podem ser vistos como complementares, uma vez que, enquanto o teste AD confere mais peso às regiões das caudas, o poder do teste KS de discriminar entre hipóteses falsas e verdadeiras é bastante diminuído nessas regiões (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Em virtude do número de dados em cada série, os limites críticos previstos por Massey (1951) apresentaram-se muito reduzidos e, apesar de o teste KS ter resultado em valores geralmente baixos, a estatística do teste KS foi sempre superior aos valores críticos, indicando a rejeição de todas as distribuições testadas para todas as séries.

Considerando as três distribuições que, de acordo com os resultados do teste KS, resultaram em melhor ajuste a cada série de dados, duas distribuições se destacaram por terem sido apontadas na grande maioria das séries de todas as amostras avaliadas: (i) a distribuição lognormal, que foi apontada em pelo menos 75% das séries de dados das diferentes amostras de água; (ii) a distribuição loglogística, que despontou sempre em percentual inferior à lognormal, mas nunca em menos de 60% das séries de água bruta, decantada, filtrada composta, filtrada individual ou tratada. Complementarmente, a análise dos gráficos de probabilidades evidenciou também melhor aderência dos dados às distribuições lognormal (principalmente) e loglogística. A distribuição lognormal é aplicável a variáveis aleatórias que assumem apenas valores positivos e, alguns, muito elevados. A forma dessa distribuição apresenta, portanto, assimetria positiva (FORBES *et al.*, 2011). Tais características podem, de fato, ser esperadas em séries de dados de turbidez bruta (decorrente de variações sazonais, por exemplo) e de efluentes de unidades de tratamento de água (resultado, por exemplo, de falhas no tratamento).

No entanto, em relatório final de avaliação de dados de drenagem urbana elaborado pela ASCE/EPA (2000), questiona-se o fato de que, apesar do vasto emprego da distribuição lognormal para descrever o comportamento de diversos parâmetros afluentes e efluentes a processos de tratamento, algumas variáveis, dentre as quais a turbidez, nem sempre se

ajustam a essa distribuição devido à natureza dos métodos usados para sua quantificação.

A distribuição loglogística apresenta, com a distribuição logística, relação semelhante a que existe entre a as distribuições normal e lognormal, isto é, se dada variável segue distribuição loglogística, o logaritmo da variável apresenta distribuição logística. A distribuição logística é simétrica e pode assumir qualquer valor real, assim como a distribuição normal, diferindo dessa por sua função distribuição de probabilidades apresentar formato mais alongado (leptocúrtica). A distribuição loglogística encontra emprego na modelagem de processos de crescimento, caracterizados por um estágio inicial lento, seguido por uma fase de crescimento acelerado e, finalmente, de redução até atingir condição de equilíbrio ou saturação (FORBES *et al.*, 2011). As semelhanças entre as duas distribuições, lognormal e loglogística, podem justificar a “coincidência” entre os ajustes a estas distribuições.

A Figura 4.6 mostra exemplos de séries de dados que bem se ajustaram à distribuição lognormal, ilustrados por meio de gráficos de probabilidades e da sobreposição de histogramas de frequência dos dados de turbidez e da Função Densidade de probabilidades (FDP) da distribuição lognormal. Nos gráficos de probabilidade o eixo das abscissas refere-se à distribuição cumulativa teórica (da distribuição em teste) e o eixo das ordenadas à distribuição cumulativa empírica (dos dados em questão). Se a série de dados tiver a mesma distribuição de frequência da função em teste, os dados formarão uma reta.

Em resumo, embora os resultados dos testes KS tenham apontado valores sempre acima dos limites críticos propostos por Massey (1951), as estatísticas desse teste foram sempre muito baixas, o que, em conjunto com as análises gráficas, respaldam a indicação de que, majoritariamente, a função lognormal bem represente a distribuição dos dados de turbidez da água bruta e tratada. Testes de aderência foram também aplicados separadamente aos dados da ETA UFV, agrupados em médias, diária, semanal, de sete dias consecutivos e mensal. Com os dados agrupados dessa forma, pode-se perceber maior diferenciação no comportamento das amostras de água bruta e filtrada (Tabelas 1 a 3, Anexo 2). Isso parece então confirmar o entendimento de que o tamanho do banco de dados horários repercutiu em limites críticos muito baixos para que a hipótese de ajuste às distribuições testadas fosse aceita.

Assim como no caso das medidas horárias, quando os dados de turbidez da água bruta da ETA UFV foram agrupados em valores médios, as distribuições loglogística e

lognormal foram as que mais bem os descreveram. No entanto, para os efluentes filtrados, outras opções de distribuições de probabilidade apresentam-se como candidatas, podendo-se citar, além das distribuições lognormal e loglogística, as distribuições beta e gama.

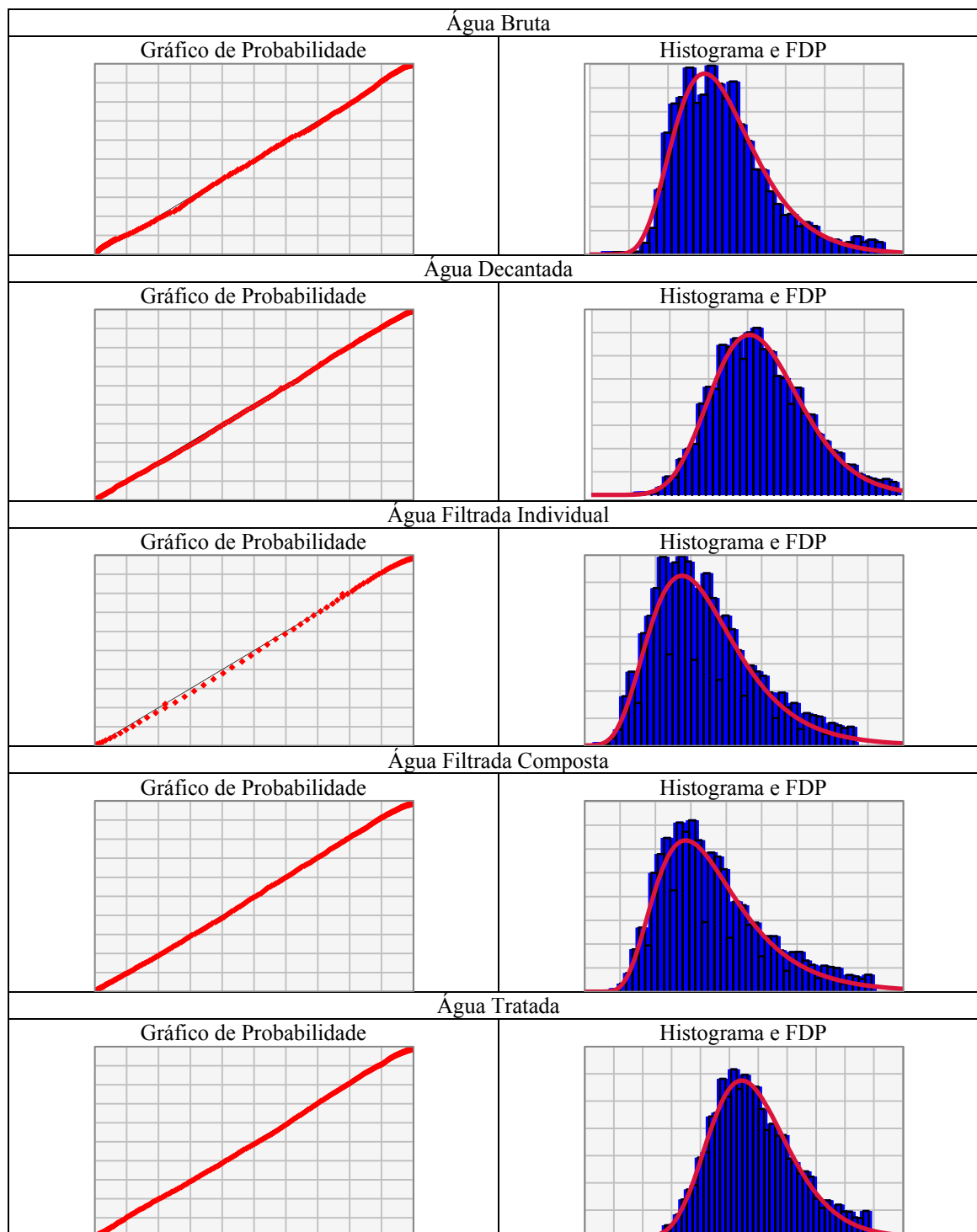


Figura 4.6 – Gráficos de probabilidades (esquerda), histogramas de frequência dos dados de turbidez e Função Densidade de probabilidades (FDP) da distribuição lognormal (direita), séries de dados de turbidez da água bruta, água decantada, água filtrada individual, água filtrada composta e água tratada que apresentaram melhor ajuste à distribuição lognormal.

#### **4.3.5. Avaliação do atendimento aos critérios de turbidez de água filtrada.**

Como apenas sete ETAs forneceram dados de turbidez dos efluentes de cada filtro individualmente, optou-se por incorporar também os dados de água filtrada composta e água tratada na avaliação do atendimento aos critérios de turbidez de água filtrada. Entende-se que se essa abordagem não constitui critério rigoroso, ao menos permite inferir sobre o desempenho global da estação. Ressalta-se ainda que os dados aqui analisados não incluem os *outliers*, previamente excluídos.

A análise de frequência dos dados de água filtrada individual, filtrada composta e tratada deixa evidente a dificuldade de se alcançar os limites de turbidez entendidos como indicadores da remoção de (oo)cistos de protozoários. Nas Figuras 4.7 a 4.9 são apresentadas as estatísticas descritivas das séries de dados de água filtrada individual, filtrada composta e tratada, respectivamente (valores de turbidez referente a percentis específicos). Já nas Figuras 4.10 a 4.12, os dados são apresentados de forma inversa, com os percentuais de atendimento a cada limite de turbidez.

O padrão de 0,15 uT foi rarissimamente alcançado pela grande maioria das estações avaliadas, qualquer que seja o tipo de amostra avaliada (filtrada individual, filtrada composta ou água tratada). Esse padrão foi consistentemente, alcançado em apenas quatro séries de dados de água filtrada individual, uma série de dados de água filtrada composta e uma série de dados de água tratada, pertencentes a uma mesma estação.

Testes estatísticos (teste de Kruskal-Wallis seguido pelo teste de comparações múltiplas entre os valores de turbidez efluentes a cada filtro, a 5% de significância, realizado com o programa XLSTAT), demonstraram que as quatro séries de dados de água filtrada individual apresentaram turbidez, significativamente, inferior as demais.

O limite de 0,30 uT aparece como mais factível de ser atendido, no entanto ainda muito distante de constituir regra dentre as estações avaliadas. Apesar de não serem raros os casos de ETAs que alcançam elevada margem de dados abaixo 0,30 uT, o percentual de ETAs que atingem esse limite sistematicamente é baixo.

Se, por um lado, este fato comprova a fragilidade de desempenho das estações avaliadas, por outro demonstra ser possível um aperfeiçoamento e a otimização do desempenho das unidades de tratamento, para alcançar valores mais restritivos de turbidez.

Por sua vez, o atendimento aos limites de 0,50 e 1,0 uT, previstos na norma brasileira, desponta como uma realidade das ETAs avaliadas. O limite de 0,50 uT foi alcançado

com frequência superior a 80% dos dados em metade das séries de dados, e o limite de 1,0 uT foi sistematicamente atendido pela quase totalidade das estações.

A Portaria MS nº 2.914/2011, prevê um plano de metas progressivas de atendimento ao limite 0,50 uT. A meta prevista para o primeiro ano de vigência da norma de 25% dos dados mensais de turbidez da água filtrada abaixo de 0,50 uT, desponta como um cenário atendido na quase totalidade das séries dados analisadas, sendo que muitas séries de dados já atenderiam as metas previstas para o segundo, principalmente, e terceiro anos (50 e 75% dos dados mensais abaixo de 0,50 uT respectivamente) (Figuras 4.10 a 4.12). No entanto, fica evidente a dificuldade de boa parte das estações em alcançar a meta final de atendimento progressivo do padrão de turbidez:  $\leq 0,5$  uT em 95% dos dados mensais.

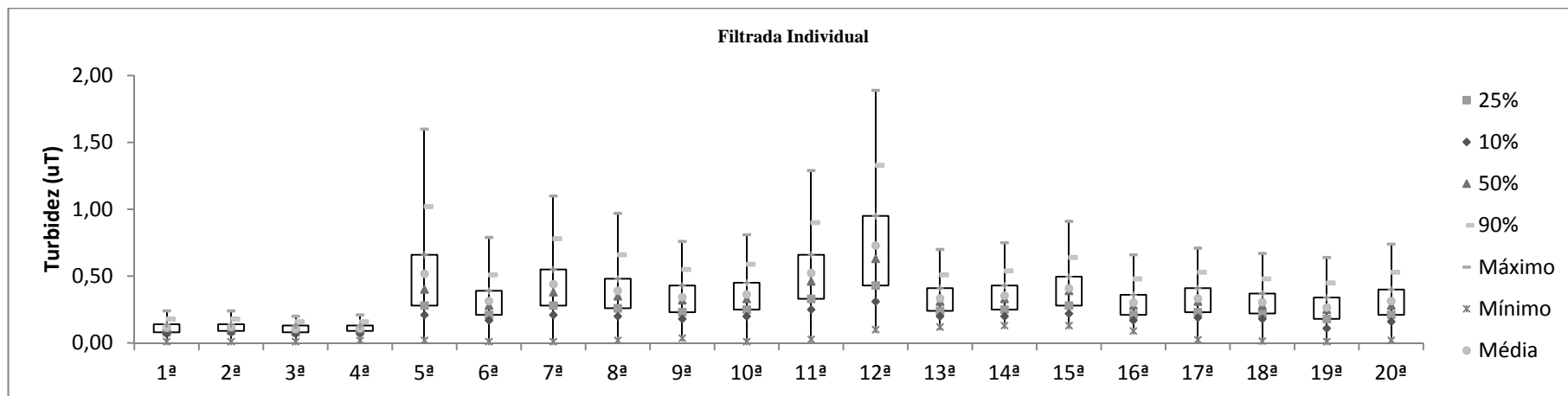


Figura 4.7 – Distribuição de frequência dos valores de turbidez das 20 séries de dados de efluentes de filtros individuais.

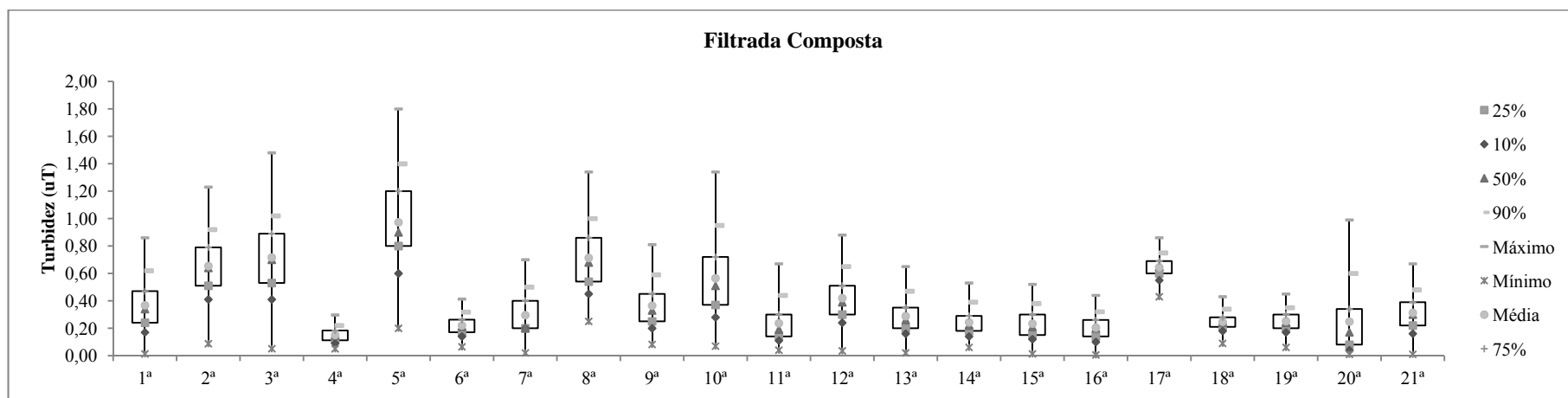


Figura 4.8 – Distribuição de frequência dos valores de turbidez das 21 séries de dados de efluentes de água filtrada composta.

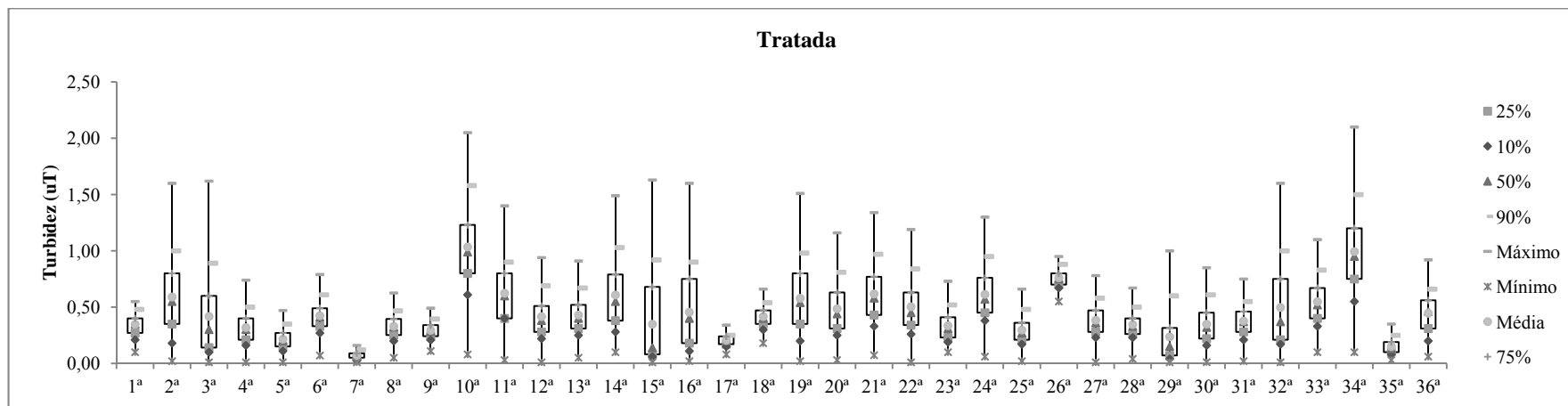


Figura 4.9 – Distribuição de frequência dos valores de turbidez das 36 séries de dados de água tratada.

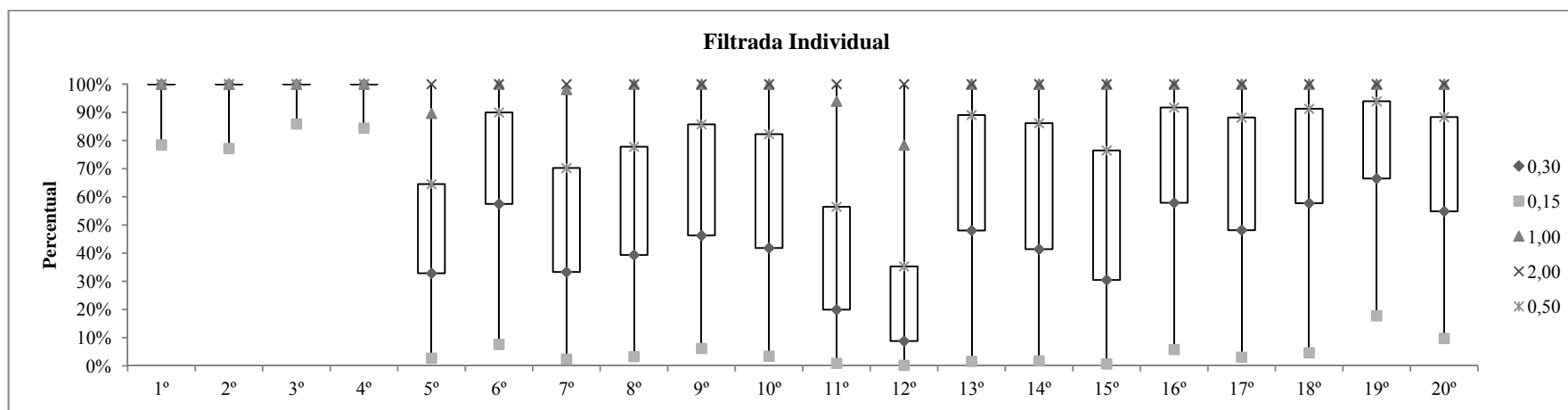


Figura 4.10 – Distribuição de frequência do percentual de atendimento aos limites de turbidez das 20 séries de dados de efluentes individuais.

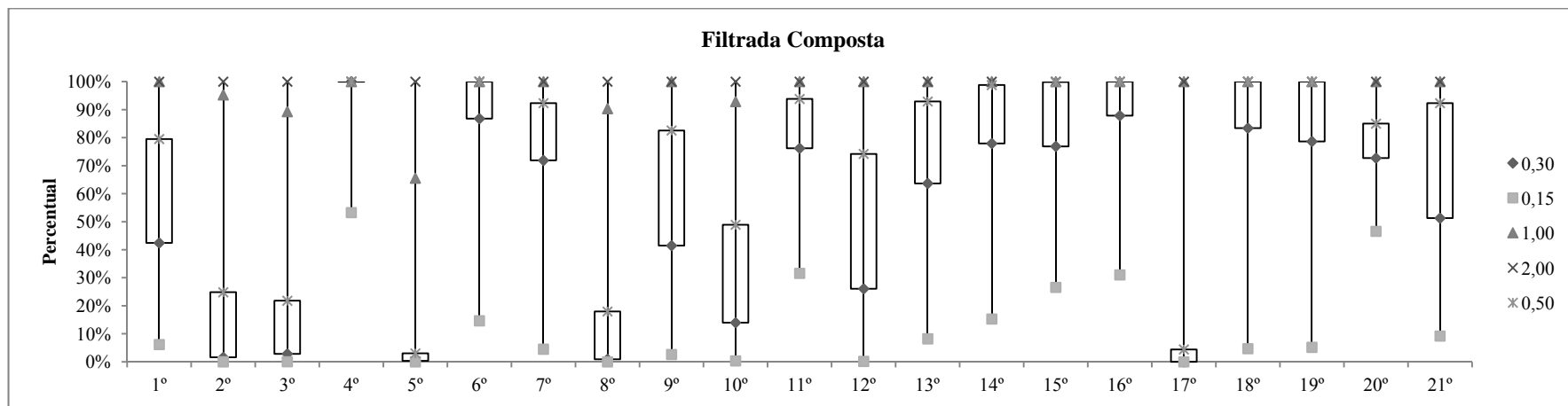


Figura 4.11 – Distribuição de frequência do percentual de atendimento aos limites de turbidez das 21 séries de dados de efluentes de água filtrada composta

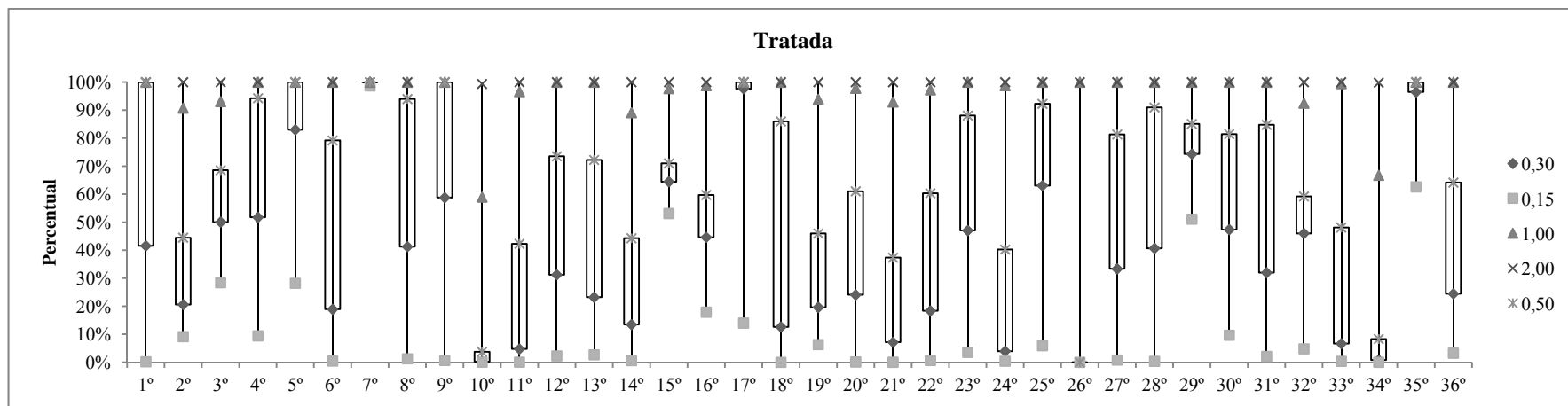


Figura 4.12 – Distribuição de frequência do percentual de atendimento aos limites de turbidez das 36 séries de dados de efluentes de água filtrada composta.

#### 4.4. Considerações finais

Nenhuma das séries de dados de turbidez avaliadas atendeu, simultaneamente, aos critérios de independência, aleatoriedade, homogeneidade e estacionariedade, sendo que a quase totalidade não atendeu a quaisquer desses critérios. As hipóteses de aleatoriedade e independência foram rejeitadas em todas as séries de dados de turbidez, os quais apresentaram, em sua maioria, elevados coeficientes de autocorrelação. As hipóteses de homogeneidade e estacionariedade foram confirmadas em algumas, porém poucas, séries de dados. Se isso não invalida a aplicação de outros testes com fins de inferências estatísticas acerca de dados de turbidez da água em estações de tratamento, por outro lado sugere cautela e critério na interpretação de resultados de testes estatísticos.

Em geral, as séries de dados de água bruta e tratada (decantada, filtrada e desinfetada) das 44 estações de tratamento avaliadas não apresentaram distribuição normal. A distribuição lognormal foi a que, de modo geral, melhor descreveu as séries de dados com medidas horárias de turbidez das 44 estações. O agrupamento dos dados da ETA UFV em valores médios resultou em melhores ajustes às distribuições testadas, confirmando o emprego das distribuições lognormal e loglogística. O ajuste dos dados de turbidez da água bruta às distribuições lognormal e loglogística foram confirmados, mas para os efluentes dos filtros outras distribuições aparecem como candidatas: distribuição gama e distribuição beta.

As 44 ETAs avaliadas não apresentaram dificuldades de atendimento ao limite de turbidez de água filtrada de 1,0 uT estabelecido na versão anterior da norma brasileira de qualidade da água para consumo humano – a Portaria MS nº 518/2004 Brasil. O valor de 0,50 uT para água filtrada tido como indicador de remoção de cistos de *Giardia* e estabelecido como padrão de potabilidade na Portaria MS nº 2.914/2011 foi alcançado em frequência relativamente elevada, porém com dificuldade crescente de alcance das metas progressivas de atendimento estabelecidas para os primeiros quatro anos de vigência da norma brasileira. Por sua vez, os valores de turbidez tidos como indicadores de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* (0,30 e 0,15 uT) foram atendido com dificuldade. Isso sugere que a incorporação de padrão mais rigoroso de turbidez de água filtrada na norma brasileira talvez requeira grandes esforços de otimização de processos de tratamento de água.

Registra-se ainda o grande número de ETAs que não dispõem de dados de turbidez do efluente individual dos filtros e, em menor número, mesmo do efluente filtrado

composto originado da mistura dos efluentes de todos os filtros. Cabe ressaltar que o monitoramento da água filtrada é, de acordo com Portaria MS nº 2.914/2011, obrigatório e constitui informação fundamental acerca do desempenho de importante barreira de proteção à veiculação de protozoários (portanto, importante medida de controle de risco).

Sugere-se que outros estudos como o aqui desenvolvido sejam implementados de forma a se obter uma descrição e avaliação mais amplas e representativas do panorama das estações de tratamento de água no Brasil em termos de qualidade de água filtrada e, conseqüentemente, do potencial e limitações de atendimento aos limites de turbidez impostos na norma brasileira de qualidade da água para consumo humano.

## 5. AVALIAÇÃO QUANTITATIVA DE RISCO MICROBIOLÓGICO – ESTUDO DE CASO DA ETA UFV

### 5.1. Introdução e objetivos

Como referido no Capítulo 3, a metodologia de AQRM tem servido de base à formulação de normas e critérios de qualidade microbiológica de água para consumo humano, muitas das quais tomam o *Cryptosporidium* como organismo-referência e, por isso, vários estudos de AQRM se dedicam à estimativa de risco associado à transmissão desse protozoário via abastecimento de água. Na verdade, desde a década de 1980, diversos estudos de AQRM aplicados ao abastecimento de água para consumo humano e à estimativa de riscos de infecção por *Giardia* e *Cryptosporidium* têm sido desenvolvidos, com delineamento e objetivos diversos:

(i) Haas *et al.* (1983) avaliou as estimativas de risco de diferentes modelos dose quanto à sua capacidade de descrever dados experimentais de estudos dose-resposta para diferentes microrganismos de veiculação hídrica;

(ii) Rose *et al.* (1991) buscaram estimar a eficiência de tratamento necessária para viabilizar o alcance a metas de saúde pré-estabelecidas.

(iii) Teunis *et al.* (1997) incorporaram a variabilidade do tratamento e da concentração de (oo)cistos de *Cryptosporidium* e *Giardia* nos cálculos de estimativa de risco e a indentificaram como principal fonte de incertezas na aplicação da AQRM.

(iv) Jaidi *et al.* (2009) delineararam seus estudos de avaliação de risco utilizando modelagem estocástica com o objetivo de avaliar os impactos relativos à seleção de diferentes variantes das variáveis de entrada sobre as estimativas de risco de infecção, particularmente as distribuições atribuídas à ocorrência dos parasitas e ao desempenho do tratamento, devido à presença de *Cryptosporidium* e *Giardia*, em água de consumo humano.

Entretanto, também como mencionado no Capítulo 3, o monitoramento de (oo)cistos em água tratada é praticamente inviável e, assim, são raros os estudos de AQRM formulados com base em dados obtidos em ETAs em escala real (SMEETS *et al.*, 2007). Alternativamente, o monitoramento de protozoários é realizado na água bruta e, com base nisso e na estimativa da remoção por meio do tratamento, são estimadas as concentrações de (oo)cistos na água tratada. Por sua vez, a estimativa de remoção de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* no tratamento tem sido realizada por meio de: (i) experimentos de inoculação de (oo)cistos em plantas pilotos ou de

organismos indicadores (ex.: esporos de bactérias anaeróbias) ou de estruturas que simulem os (oo)cistos (micro esferas); (ii) monitoramento de indicadores de remoção de oocistos (ex.: esporos de bactérias anaeróbias ou turbidez) em plantas em escala real; (iii) estimativa, com base no conhecimento consolidado, sobre potencial de remoção por diferentes técnicas de tratamento de água (LECHEVALLIER e AU, 2004; MEDEMA e SMEETS, 2004; JAIDI *et al.*, 2009).

Neste capítulo é apresentado um estudo de estimativa de risco de infecção por *Giardia* e *Cryptosporidium*, na forma de estudo de caso aplicado à estação de tratamento de água da Universidade Federal de Viçosa (ETA UFV), cujo modelo de AQRM foi desenvolvido com base nas seguintes informações locais: (i) banco de dados de monitoramento de (oo)cistos de *Giardia* e *Cryptosporidium* no manancial que abastece o município de Viçosa e a UFV (ribeirão São Bartolomeu); (ii) banco de dados de monitoramento de turbidez na ETA UFV, utilizada aqui como indicador da remoção de (oo)cistos de *Giardia* e *Cryptosporidium*.

## **5.2. Material e métodos**

### **5.2.1. Breve descrição da ETA UFV**

A ETA UFV é abastecida por manancial superficial de reduzida vazão – ribeirão São Bartolomeu ( $\cong 100\text{L}\cdot\text{s}^{-1}$  e  $\cong 200\text{L}\cdot\text{s}^{-1}$  em épocas de estiagem e chuvas), com dois represamentos consecutivos (reservatórios de acumulação) à montante do ponto de captação (Figura 5.1). A bacia de captação é desprotegida, com ocupação urbana crescente e atividades agropecuárias relativamente intensas. A ETA trata cerca de  $50\text{ L s}^{-1}$  com períodos de operação médios diários de oito horas, sendo empregado o tratamento em ciclo completo: coagulação com sulfato de alumínio, mistura rápida hidráulica em calha Parshall, floculação hidráulica, decantador circular com alimentação central e fluxo radial; dois filtros rápidos, desinfecção com cloro gás (Figura 5.2).

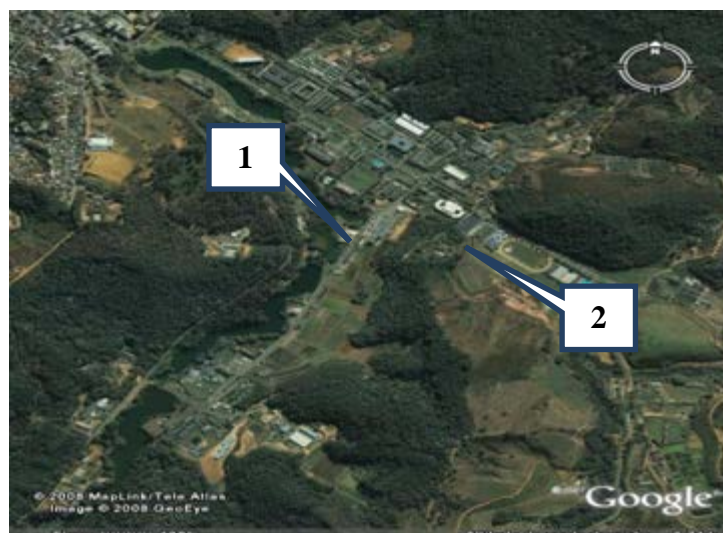


Figura 5.1 – Vista aérea do campus da UFV , com indicação do ponto de captação em um dos reservatórios de acumulação de água (1) , e da localização da ETA UFV (2).

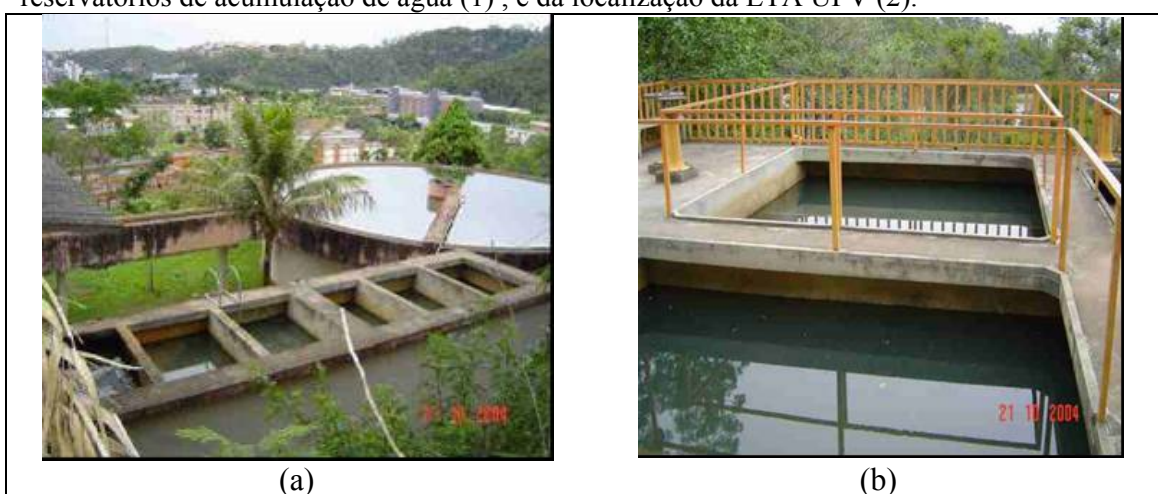


Figura 5.2 – Estação de tratamento de água da Universidade Federal de Viçosa, floculador e decantador (a) e filtros (b).

### 5.2.2. Estimativa de risco por meio de modelagem estocástica

Os protozoários *Giardia* e *Cryptosporidium* foram selecionados para a estimativa de riscos de infecção devido à importância da transmissão desses organismos via abastecimento de água para consumo humano (ver item 3.2, Capítulo 3) e pela disponibilidade de informações de sua ocorrência no manancial de abastecimento da ETA UFV.

A estimativa de risco foi realizada por meio de modelagem estocástica com o intuito de incorporar incertezas acerca das variáveis de entrada do modelo de AQRM. Para tanto, e conforme detalhado nos itens a seguir, foram atribuídas faixas de variação e distribuições de probabilidades para as variáveis de entrada e o modelo de AQRM foi simulado repetidamente (50.000 iterações) por meio de amostragem aleatória de

Hipercubo Latino (ver item 3.7, Capítulo 3). A modelagem foi feita com o programa @Risk 5.7.

A Tabela 5.1 resume os critérios e variantes utilizados para descrever as diversas variáveis de entrada dos modelos de exposição e de dose-reposta componentes do modelo de AQRM. Além dos critérios detalhados no itens a seguir, os bancos de dados foram ainda divididos em período de seca e período de chuva. Desse modo, foram avaliados 270 diferentes cenários de exposição para estimativa do risco de infecção por *Cryptosporidium* e 72 diferentes cenários de exposição para estimativa de risco de infecção por *Giardia* para cada um dos dois filtros da ETA UFV.

Tabela 5.1 – Caracterização das variáveis de entrada dos modelos de AQRM.

Parâmetros de entrada	Descrição das variantes dos parâmetros de entrada
Tratamento de dados não detectados	Concentração de (oo)cistos como dados discretos, assumindo os valores não detectados como zero (PETTERSON <i>et al.</i> , 2006)
	Substituição dos dados não detectados pelo limite de detecção do método laboratorial (KAYHANIAN <i>et al.</i> , 2002) Substituição dos dados não detectados por metade do limite de detecção do método laboratorial (KAYHANIAN <i>et al.</i> , 2002)
Taxa de recuperação das técnicas de concentração de (oo)cistos	Variação uniforme entre 30 e 50%
Modelos de remoção de (oo)cistos	Modelos matemáticos de remoção de cistos de <i>Giardia</i> e de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> propostos por Nieminski e Ongerth (1995)
	Modelos matemáticos de remoção de cistos de <i>Giardia</i> e de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> propostos por LeChevallier e Norton (1992)
	Modelo matemático de remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> proposto por Lopes (2008)
	Distribuição triangular ajustada aos dados de remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> obtidos em experimentos de inoculação em instalação piloto (LOPES, 2008)
Consumo de água	Distribuição empírica ajustada à distribuição de frequência dos dados de turbidez da água filtrada (ETA UFV) e respectivos créditos de remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i> estabelecidos em normas de qualidade da água (USEPA, 2006; MINISTRY OF HEALTH, 2005)
	Distribuição Poisson, com média de 0,87 L.d <sup>-1</sup> (MONS <i>et al.</i> , 2007). Distribuição triangular: mínimo = 0,10 L.d <sup>-1</sup> ; valor mais provável = 1,00 L.d <sup>-1</sup> ; máximo = 1,55 L.d <sup>-1</sup>
Parâmetros dos modelos dose-resposta	Modelo exponencial, para <i>Giardia</i> e <i>Cryptosporidium</i> , com parâmetro <i>k</i> segundo distribuição triangular determinada pelo intervalo de confiança de 95% proposto por Teunis <i>et al.</i> (1996). <i>Cryptosporidium</i> : mínimo 138,31; mais provável 249,69; máximo 487,80; <i>Giardia</i> : mínimo 17,67; mais provável 50,25; máximo 227,27
	Modelo exponencial, para <i>Giardia</i> e <i>Cryptosporidium</i> , com parâmetro <i>k</i> segundo distribuição uniforme: ± 25% em torno dos valores mais prováveis determinados por Teunis <i>et al.</i> (1996): 50,25 ( <i>Giardia</i> ) e 249,69 ( <i>Cryptosporidium</i> ); <i>Cryptosporidium</i> : mínimo 187,27; máximo 312,11; <i>Giardia</i> : mínimo 37,69; máximo 62,81
	Modelo beta-Poisson para <i>Cryptosporidium</i> , com parâmetros $\alpha$ e $\beta$ segundo distribuição uniforme com variação entre ± 25% em torno dos valores médios apresentados por Teunis <i>et al.</i> (2002) 0,1150 ( $\alpha$ ) e 0,1760( $\beta$ ); $\alpha$ : mínimo 0,08625; máximo 0,14375; $\beta$ : mínimo 0,132; máximo 0.22;

### 5.2.3. Modelo de exposição

A estimativa das doses de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* ingeridas a cada evento de exposição é função das seguintes variáveis : (i) concentração de (oo)cistos na água bruta; (ii) taxa de recuperação do método de quantificação; (iii) remoção de (oo)cistos na estação de tratamento e (iv) volume de água consumido (Equação 5.1).

$$d = \frac{N}{Tr} \cdot 10^{-R} \cdot V \quad (5.1)$$

Onde:

d = dose de cistos de *Giardia* ou de oocistos de *Cryptosporidium* ingerida a cada evento de exposição

N = concentração de (oo)cistos na água bruta ((oo)cistos.L<sup>-1</sup>).

Tr = taxa de recuperação do método de quantificação (%)

R = remoção de (oo)cistos na ETA UFV (log).

V = volume de água consumido por dia (L).

#### 5.2.3.1. Ocorrência de *Giardia spp.* e *Cryptosporidium spp.* na água bruta

Vários estudos têm se dedicado ao monitoramento de cistos de *Giardia spp.* e *Cryptosporidium spp.* no ribeirão São Bartolomeu, mais especificamente no ponto de captação de água para abastecimento da ETA UFV, compondo um importante banco de dados a dar suporte ao presente estudo (Tabela 5.2). Dentre estes estudos utilizados para compor o banco de dados de ocorrência de (oo)cistos, cabe mencionar que o de Bastos *et al.* (2004) relata alguns dados de concentrações de (oo)cistos muito elevados quando comparados ao banco de dados daquele próprio trabalho e dos demais, levantando suspeitas de erro.

Cabe também registrar que estes estudos envolveram o emprego de técnicas distintas de pesquisa de (oo)cistos de protozoários em amostras de água: nos estudos realizados por Bastos *et al.* (2004), Braga (2007), Dias *et al.* (2008), Dias *et al.* (2007) e Oliveira (2004), a etapa de concentração foi feita com a técnica floculação com carbonato de cálcio (Vesey *et al.*, 1993). Já o trabalho de Bezerra (2011) fez uso das técnicas floculação com carbonato de cálcio e filtração em membranas (FRANCO *et al.*, 2001), amostras com turbidez relativamente elevada foram submetidas à floculação com

carbonato de cálcio, já as amostras com turbidez reduzida foram submetidas à filtração em membrana. A frequência de monitoramento nos diferentes estudos variou de quinzenal a trimestral

Tabela 5.2 – Concentrações de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia* no ponto de captação de água do ribeirão São Bartolomeu para abastecimento da ETA UFV.

Período	Número de amostras	oocistos		cistos		Referência
		Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	
setembro 2000 - dezembro 2001	12	510	ND <sup>(1)</sup>	140	ND <sup>(1)</sup>	Bastos <i>et al.</i> (2004)
outubro 2002 - maio 2003	7	30	ND <sup>(1)</sup>	30	ND <sup>(1)</sup>	Oliveira (2004)
janeiro 2003- janeiro 2004	4	55	ND <sup>(1)</sup>	220	ND <sup>(1)</sup>	Dias <i>et al.</i> (2008)
setembro 2005 a setembro 2006	8	25	ND <sup>(1)</sup>	7	ND <sup>(1)</sup>	Braga (2007)
janeiro 2007- junho 2007	10	60	ND <sup>(1)</sup>	30	ND <sup>(1)</sup>	Dias (2007)
novembro2007- outubro 2008	12	12	ND <sup>(1)</sup>	2.5	ND <sup>(1)</sup>	Bezerra (2011)

ND: não detectado.

Em complementação ao banco de dados sintetizado na Tabela 5.2, procedeu-se, ao longo do presente estudo (de outubro de 2009 a julho de 2011), ao monitoramento de (oo)cistos no ponto de captação de água para abastecimento da ETA UFV, tendo sido realizadas 15 coletas.

A concentração dos (oo)cistos foi realizada por meio das técnicas de floculação com carbonato de cálcio (VESEY *et al.*, 1993) e filtração em membranas (FRANCO *et al.*, 2001). Para amostras com turbidez inferior a 20 uT, volumes de 2 L de amostra eram filtrados e em seguida o material retido na membrana, incluindo os (oo)cistos, era ressuspendido por extração mecânica, procedendo-se à lavagem da membrana conforme descrito por Franco *et al.* (2001). Já para amostras com turbidez elevada, o que inviabiliza a filtração, volumes de 10 L eram concentrados por floculação com carbonato de cálcio e posterior sedimentação, de acordo com a técnica preconizada por Vesey *et al.* (1993). A enumeração dos (oo)cistos foi realizada com uso do kit de diagnóstico MERIFLUOR<sup>®</sup> C/G (Meridian Diagnostics, Inc.) pela técnica de imunofluorescência direta.

Esse conjunto de dados incluiu vários eventos nos quais não se detectou a presença de um ou ambos os protozoários, tendo sido utilizadas duas formas para o tratamento dos dados nulos: (i) tentativa de ajuste dos dados a uma distribuição discreta, assumindo os valores não detectados como zero (PETTERSON *et al.*, 2006); (ii) substituição dos dados não detectados pelo limite de detecção do método analítico e (iii) substituição dos dados não detectados por metade do limite de detecção do método analítico (KAYHANIAN *et al.*, 2002). Como limite de detecção dos métodos foi considerada a

ocorrência mínima de um (oo)cisto por volume de amostra coletada; assim, como em todos os estudos os volumes foram coletados 2 ou 10 L, os respectivos limites de detecção foram 0,5 ou 0,1 (oo)cistos.L<sup>-1</sup>.

Os dados de ocorrência de (oo)cistos foram sistematizados de duas formas: como banco de dados completo e dividido em períodos de chuva e de seca. Para a identificação de diferenças entre a concentração de (oo)cistos nesses períodos foi aplicado o teste de comparação de Mann-Whitney.

Os dados de (oo)cistos de *Giardia* e *Cryptosporidium* foram também testados quanto às hipóteses de: (i) aleatoriedade - teste baseado no número de inflexões (NAGHETTINI e PINTO, 2007) e teste de execuções - programa Stat Tools 5.7 (PALISADE CORPORATION 2010); (ii) independência - teste de Wald Wolfowitz; (iii) homogeneidade - teste de Mann e Whitney e (iv) estacionariedade - teste de Spearman (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Todos esses testes foram realizados em planilhas Excel (ver capítulos 3 e 4).

Os coeficientes de assimetria e curtose, como sugerido por Pearson *et al.* (1977), bem como o teste de Lilliefors, foram utilizados para verificação preliminar da normalidade dos dados, Para testar o ajuste das séries de dados a modelos de distribuição de probabilidades foram aplicados os testes de aderência: Qui-quadrado ( $\chi^2$ ), Kolmogorov Smirnov (KS), Anderson Darling (AD), além de gráficos de probabilidades (ver capítulos 3 e 4). Adotou-se o nível de significância ( $\alpha$ ) de 5% para todos os testes. Nos testes de aderência das séries de dados aos modelos de distribuições foram verificadas as distribuições contínuas normal, lognormal, uniforme, exponencial, Weibull, gama e beta, e as distribuições discretas binomial negativa, geométrica e Poisson.

Os testes de aderência  $\chi^2$ , AD e KS foram realizados com o programa @ Risk 5.7, e o teste de normalidade de Lilliefors foi realizado com programa Stat Tools 5.7.

#### 5.2.3.2. Taxa de recuperação dos métodos analíticos de enumeração de (oo)cistos.

Para a técnica de concentração por membrana filtrante, Andrade (2010) e Lopes (2008), em ensaios desenvolvidos no Laboratório de Controle de Qualidade da Água (LCQA) da UFV utilizando microesferas e inóculo de 10<sup>3</sup> oocistos de *Cryptosporidium* por litro obtiveram taxa de recuperação entre 40 e 50%. Andrade (2010) faz referência a taxas de recuperação de 25,5 a 70,5% encontradas por Aldom e Chagla (1995) e de 78% relatada por Nieminski *et al.* (1995) também para a técnica de membrana filtrante. Para a técnica

de concentração por floculação com carbonato de cálcio, Dias (2007) relata dados de literatura entre 30 e 40%; no entanto, Lopes (2008) encontrou resultados tão reduzidos quanto 1%.

Em função da variabilidade, e ao mesmo tempo escassez, desses dados, a taxa de recuperação de oocistos foi então assumida em variação uniforme entre 30 e 50% para ambas as técnicas de concentração. Segundo Vose (2008), a opção pela distribuição uniforme é justificável quando se é capaz de estipular uma faixa de valores possíveis, mas incapaz de decidir quais valores dentro desta faixa são mais prováveis de ocorrer do que outros.

#### 5.2.3.3. Remoção de (oo)cistos no tratamento da água

A remoção de (oo)cistos alcançada pela ETAUFV foi estimada com base na remoção de turbidez. Esta foi descrita por distribuições de probabilidades ajustadas aos bancos de dados de monitoramento de turbidez da água bruta e da água filtrada da ETAUFV no período de 2002 a 2010.

Assim como descrito para os dados de ocorrência de (oo)cistos *de Giardia* e *Cryptosporidium* na água bruta, para verificação da normalidade, os dados de turbidez foram preliminarmente avaliados com base nos coeficientes de assimetria e curtose e no teste de Lilliefors. Para testar a aderência das séries de dados a funções distribuição de probabilidades foram aplicados os testes Chi-quadrado, Kolmogorov Smirnov, Anderson Darling, além de gráficos de probabilidades. Nos testes de aderência das séries de dados aos modelos de distribuições, foram selecionadas as distribuições contínuas normal, lognormal, loglogística, uniforme, exponencial, weibull, gama e beta.

Também como descrito para os dados de ocorrência de (oo)cistos *de Giardia* e *Cryptosporidium* na água bruta, os dados de turbidez foram testados quanto às hipóteses básicas da análise de frequência: aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade.

Com o intuito de comprovar o melhor ajuste e para avaliar a interferência do tamanho do banco de dados no ajuste às distribuições de probabilidade, o banco de dados foi agrupado em médias diárias, médias de sete dias consecutivos e médias mensais. Assim como para os dados de concentração de (oo)cistos na água bruta, as estimativas de remoção de (oo)cistos foram realizadas considerando três séries de dados: completo, chuva e seca.

Conforme detalhado a seguir, a remoção de (oo)cistos foi estimada por meio de cinco formas: com base em modelos propostos por três autores que relacionam remoção de (oo)cistos à remoção de turbidez; de acordo com distribuição triangular ajustada a dados de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* obtidos em experimentos em instalação piloto abastecida com água do ribeirão São Bartolomeu; e com base em requisitos propostos por regulamentações internacionais que relacionam remoção de oocistos à turbidez do efluente filtrado.

(i) Nieminski e Ongerth (1995) encontraram relação significativa entre remoção de (oo)cistos e de turbidez por tratamento convencional, de acordo com as equações 3.32 e 3.33, com coeficientes de determinação de 0,55 e 0,64, para *Giardia* e *Cryptosporidium* respectivamente.

(ii) LeChevalier e Norton (1992) encontraram relação significativa entre remoção de (oo)cistos e de turbidez por tratamento convencional, de acordo com as equações 3.34 e 3.35, com coeficientes de determinação de 0,77 e 0,78, para *Giardia* e *Cryptosporidium* respectivamente.

(iii) Lopes (2008), trabalhando com inoculação de oocistos de *Cryptosporidium* em estação piloto de tratamento em ciclo completo, obteve a relação expressa na Equação 3.36 ( $R^2 = 0,58$ ), da qual, entretanto, foram excluídos valores tidos como outliers e dados relativos ao início das carreiras de filtração (com eficiências mais baixas de remoção de oocistos).

(iv) Distribuição triangular ajustada aos dados de remoção oocistos de *Cryptosporidium* obtidos por Lopes (2008): mínimo = 0,21261 log, mediana = 1,7546 log, máximo = 2.9395 log.

(v) Remoção de oocistos de *Cryptosporidium* estimada com base em distribuição de probabilidades ajustada em função da distribuição de frequência dos dados de turbidez dos efluentes de cada um dos filtros da ETA UFV, conforme os seguintes critérios apresentados na Tabela 5.3.

Tabela 5.3 – Valores de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* em função da turbidez da água filtrada utilizados para o ajuste de distribuição empírica.

Turbidez	Remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i>
≤0,10 uT	4,0 log
0,11 a 0,15 uT	3,5 log
0,16 a 0,30 uT	3 log
0,30 a 0,50 uT	2 log
> 0,5 uT	0 log

Esses critérios têm a seguinte fundamentação: conforme descrito em mais detalhes no capítulo 3 (item 3.10): (i) na regulamentação dos EUA são conferidos ‘créditos’ de 3 log remoção de oocistos de *Cryptosporidium* para tratamento convencional (filtração rápida), desde que seja obedecido o padrão de turbidez de 0,3 uT; (ii) 0,5 log de remoção adicional pode ser computado quando for produzido efluente filtrado com turbidez  $\leq 0,15$  uT (USEPA, 2006); (iii) o padrão Neozelandês credita ainda mais 0,5 log de remoção de oocistos para turbidez filtrada inferior a 0,10 uT (MINISTRY OF HEALTH, 2005).

#### 5.2.3.4. Consumo de água

Para a estimativa do consumo diário de água optou-se por aplicar duas distribuições diferentes.

(i) Consumo de água de acordo com distribuição Poisson, com média de 3,49 copos por dia, o que equivale a  $0,87 \text{ L.d}^{-1}$ .

Mons *et al.* (2007), analisaram dados de consumo de água de vários países e sugerem que, na ausência de informações locais, os dados acima mencionados (referentes à cidade de Melbourne, Austrália) se apresentam como mais consistentes e adequados para serem utilizados em modelos de AQRM.

(ii) Distribuição triangular: mínimo =  $0,1 \text{ L.d}^{-1}$ ; moda =  $1 \text{ L.d}^{-1}$  e máximo =  $1,55 \text{ L.d}^{-1}$  respectivamente.

Esse critério também foi baseado no estudo de Mons *et al.* (2007), que registram informações de consumo de água em faixas tão amplas quanto  $0,1$  e  $1,55 \text{ L.d}^{-1}$  e no fato de que a OMS (WHO, 2006) e a USEPA (2006) assumem valores próximos a  $1 \text{ L.d}^{-1}$ .

#### 5.2.4. Modelos dose-resposta

Embora seja consagrado o emprego do modelo exponencial para descrever a relação dose-resposta para *Cryptosporidium* e *Giardia* (HAAS *et al.*, 1999), Teunis *et al.* (2002) encontraram evidências de heterogeneidade entre a infectividade de variantes da mesma espécie de *Cryptosporidium*, e ajustaram um modelo beta-Poisson a dados experimentais de dose-resposta. Para efeito de comparação, optou-se por avaliar ambos os modelos (exponencial e beta-Poisson) para quantificação dos riscos de infecção por *Cryptosporidium*, já para *Giardia* aplicou-se apenas o modelo exponencial.

Ao parâmetro  $k$  do modelo exponencial (ver Equação 3.4, Capítulo 3) foram atribuídas duas distribuições: (i) distribuição triangular determinada pelo intervalo de confiança de 95% proposto por Teunis *et al.* (1996) e (ii) distribuição uniforme, centrada no valor determinado por Teunis *et al.* (1996) variando em  $\pm 25\%$  em torno deste.

Para os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  do modelo beta-Poisson, foi adotada distribuição uniforme, com variação entre  $\pm 25\%$  em torno dos valores médios apresentados por Teunis *et al.* (2002).

A Tabela 5.4 apresenta os valores médios assumidos para os parâmetros dos modelos dose-resposta e as respectivas faixas de variação.

Tabela 5.4 – Parâmetros dos modelos beta-Poisson e exponencial utilizados nos modelos de AQRM para *Cryptosporidium* e *Giardia*, valores médios, máximos, mínimos e distribuição de probabilidades.

Parâmetro	Modelo	Distribuições	Valor médio	Mínimo	Máximo
<i>Cryptosporidium sp</i>					
$\alpha$	Beta-Poisson	Uniforme	0,115	0,08625	0,14375
$\beta$	Beta-Poisson		0,176	0,132	0,22
$k$	Exponencial	Triangular	249,69	138,31	487,80
$k$	Exponencial	Uniforme	249,69	187,27	312,11
<i>Giardia sp</i>					
$k$	Exponencial	Triangular	50,25	17,67	227,27
$k$	Exponencial	Uniforme	50,25	37,69	628,1

$\alpha$  e  $\beta$  parâmetros característico da interação agente-hospedeiro do modelo beta-Poisson (*Cryptosporidium*);  $k$ : parâmetro característico da interação agente-hospedeiro do modelo exponencial.

### 5.2.5. Análise de sensibilidade

Análise de sensibilidade foi utilizada para identificação das variáveis de entrada do modelo de AQRM cujas distribuições são determinantes na estimativa da variável de saída (estimativa do risco).

Foram aplicados testes de sensibilidade por meio da medidas de correlação não paramétrica de Spearman entre as variáveis de entrada e a estimativa do risco.

Foi também realizada Análise de Sensibilidade Avançada, que consiste em fixar, em cada simulação, os valores de uma das variáveis nos percentis 1, 5, 25, 50, 75, 95 e 99%, permitindo que as demais sigam suas distribuições. A Análise de Sensibilidade Avançada roda uma simulação completa para cada valor da variável fixada, rastreando os resultados da variável de saída. Os resultados podem ser usados para testar a sensibilidade de uma variável de saída às variáveis de entrada (PALISADE CORPORATION, 2010).

Complementarmente, foi realizada a Análise de Cenário, tomando como referências valores de riscos anuais de  $10^{-4}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-2}$  pppa (por pessoa por ano) (ver descrição sobre esse teste no Capítulo 3, item 3.7.2).

Todos esses testes foram realizados com o programa @Risk 5.7 (PALISADE CORPORATION, 2010).

### 5.3. Resultados e discussão

#### 5.3.1. Concentração de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* na água bruta

##### 5.3.1.1. Ocorrência de *Giardia* spp. e *Cryptosporidium* spp. no ponto de captação de água

O banco de dados de ocorrência de *Giardia* spp. e *Cryptosporidium* spp. no ponto de captação de água para abastecimento da ETA UFV foi composto por resultados de estudos anteriores (BASTOS *et al.*, 2004; OLIVEIRA 2004; BRAGA 2007; DIAS 2007; DIAS *et al.*, 2008; BEZERRA, 2011), complementados por monitoramento realizado durante o presente trabalho.

O monitoramento realizado neste estudo confirma tendências verificadas nos estudos anteriores e compõe um banco de dados caracterizado por concentrações muito variáveis de oocistos de *Cryptosporidium* e de cistos de *Giardia*, por vezes muito elevadas, mas muito frequentemente abaixo dos limites de detecção (Tabela 5.5 e Figura 5.3).

Tabela 5.5 – Quantidade de resultados positivos e não detectados no banco de dados de concentração de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* na água bruta da ETA UFV, Viçosa-MG, 2000 a 2011

Organismo	Banco de dados completo		Seca		Chuva	
	Positivos	Não detectados	Positivos	Não detectados	Positivos	Não detectados
<i>Cryptosporidium</i>	35	32	13	16	22	16
<i>Giardia</i>	30	37	10	19	20	18

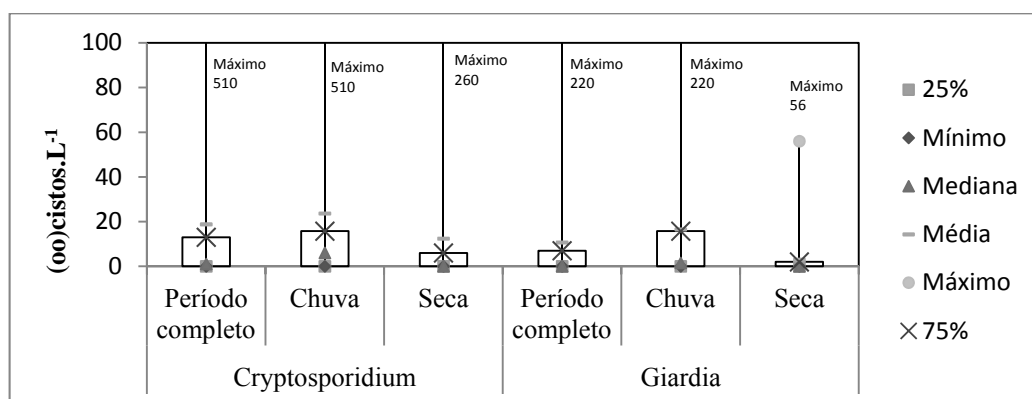


Figura 5.3 – Variação das concentrações de oocistos de *Cryptosporidium* e de cistos *Giardia* na água bruta da ETAUFV, banco de dados completo e períodos de chuva e de seca.

O elevado número de dados abaixo do limite de detecção de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* pode estar relacionado às baixas concentrações de (oo)cistos, aos pequenos volumes amostrados e/ou às baixas e variáveis taxas de recuperação associadas aos métodos analíticos (MESSNER e WOLPERT, 2002). Apesar dessa ocorrência elevada de dados abaixo do limite de detecção, cabe registrar que em diversas amostras as concentrações de oocistos de *Cryptosporidium* superaram ou estiveram muito próximas do valor indicado na Portaria MS nº 2.914/2011 (média aritmética de 3,0 oocistos/L), a partir do qual dever-se-ia buscar como meta um limite de turbidez da água filtrada de 0,3 uT

### 5.3.1.2. Critérios estatísticos para análise de frequência

Os resultados dos testes efetuados no banco de dados de ocorrência de *Giardia* e *Cryptosporidium* na água bruta da ETA UFV para verificação do atendimento aos critérios de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade estão apresentados na Tabela 5.6.

Tabela 5.6 – Resultados dos testes de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade dos dados de concentração de oocistos de *Cryptosporidium* e de cistos de *Giardia* na água bruta da ETAUFV (nível de significância 5%).

Organismo	aleatoriedade	independência	homogeneidade	estacionariedade
Período completo				
<i>Cryptosporidium</i>	N	N	S	S
<i>Giardia</i>	N	S	S	S
Chuva				
<i>Cryptosporidium</i>	S	S	N	N
<i>Giardia</i>	S	S	S	S
Seca				
<i>Cryptosporidium</i>	N	S	S	S
<i>Giardia</i>	N	S	S	N

S: sim, N: não.

A hipótese de aleatoriedade dos dados foi confirmada apenas para o período de chuva, tendo sido verificada tanto para *Cryptosporidium* quanto para *Giardia*.

As hipóteses de independência e homogeneidade só não foram verificadas em um caso cada uma: *Cryptosporidium* para o período completo e *Cryptosporidium* no período de chuva, respectivamente.

A hipótese de estacionariedade não foi verificada para os dados de oocistos de *Cryptosporidium* no período de chuva e para os dados de cistos de *Giardia* no período de seca.

Ressalta-se que, apesar de se tratar de monitoramento ao longo de muitos anos, o banco de dados completo é composto por 67 observações, sendo 38 no período de chuva e 29 no período de seca.

Outra característica dos banco de dados que pode ter interferido diretamente nos resultados diz respeito ao grande número de não detectados, os quais, para esses testes, foram assumidos como zero.

#### 5.3.1.3. Verificação das distribuições de probabilidades dos dados

Os valores dos coeficientes de assimetria e curtose dos dados de concentração de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* foram elevados (Tabela 5.7).

Os coeficientes de assimetria foram sempre positivos, indicando distribuições assimétricas à direita. Os coeficientes de curtose foram muito superiores a três, caracterizando distribuições leptocúrticas com pico bastante elevado. Esse comportamento foi constatado para os três tratamentos adotados para os dados não detectados: metade do limite de detecção, igual ao limite de detecção (distribuições contínuas) e igual a zero (distribuições discretas).

Esses valores dos coeficientes de assimetria e curtose condizem com o resultado do teste de normalidade de Lilliefors, apontando para a não normalidade dos dados de concentração de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* na água bruta.

Tabela 5.7 – Coeficientes de assimetria e curtose dos dados de concentração de (oo)cistos de *Giardia* e *Cryptosporidium*, banco de dados completos, período de chuva e de seca, assumindo valores não detectados como metade do limite de detecção, igual ao limite de detecção e como zero.

Período completo						
Organismo	ND = 0,5 LD		ND = LD		ND=0	
	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose
<i>Cryptosporidium</i>	6,2037	44,0884	6,2052	44,1031	6,202	44,072
<i>Giardia</i>	5,2235	32,9299	5,2275	32,9648	5,2196	32,8967
Chuva						
Organismo	ND = 0,5LD		ND = LD		ND = 0	
	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose
<i>Cryptosporidium</i>	5,8725	38,4625	5,8736	38,4719	5,8711	38,451
<i>Giardia</i>	4,1099	20,8213	4,1123	20,8377	4,1074	20,8057
Seca						
Organismo	ND = 0,5LD		ND = LD		ND = 0	
	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose
<i>Cryptosporidium</i>	5,2563	31,0127	5,2576	31,0228	5,2551	31,0041
<i>Giardia</i>	5,1407	30,1233	5,1495	30,1909	5,1239	29,9985

ND: não detectado; LD: limite de detecção; ND = 0.

Os testes de aderência não indicaram resultados satisfatórios em termos de ajustes de funções densidade de probabilidades aos dados de (oo)cistos (Tabelas 1 a 3, Anexo 3). Em vista disso, para a seleção de uma função como explicativa da distribuição desses dados a ser inserida na modelagem estocástica, fez-se uso dos gráficos de probabilidades para a verificação empírica-visual da aderência às distribuições candidatas.

A análise apontou a distribuição exponencial como melhor descritora do comportamento dos dados de (oo)cistos quando a estes foi atribuída distribuição contínua, e a distribuição binomial negativa para o modelo com dados discretos. Em outros estudos de avaliação de riscos de infecção por *Giardia* e *Cryptosporidium* associados ao consumo de água foram adotadas as distribuições gama, exponencial, lognormal e binomial negativa (TEUNIS *et al.*, 1997; HAAS *et al.*, 1999; SMEETS, 2007).

As Figura 5.4 e 5.5 apresentam as curvas das distribuições de probabilidade ajustadas aos dados de concentração de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia*, respectivamente. Ficam evidentes, as semelhanças entre as distribuições ajustadas para os diferentes tratamentos de dados não detectados.

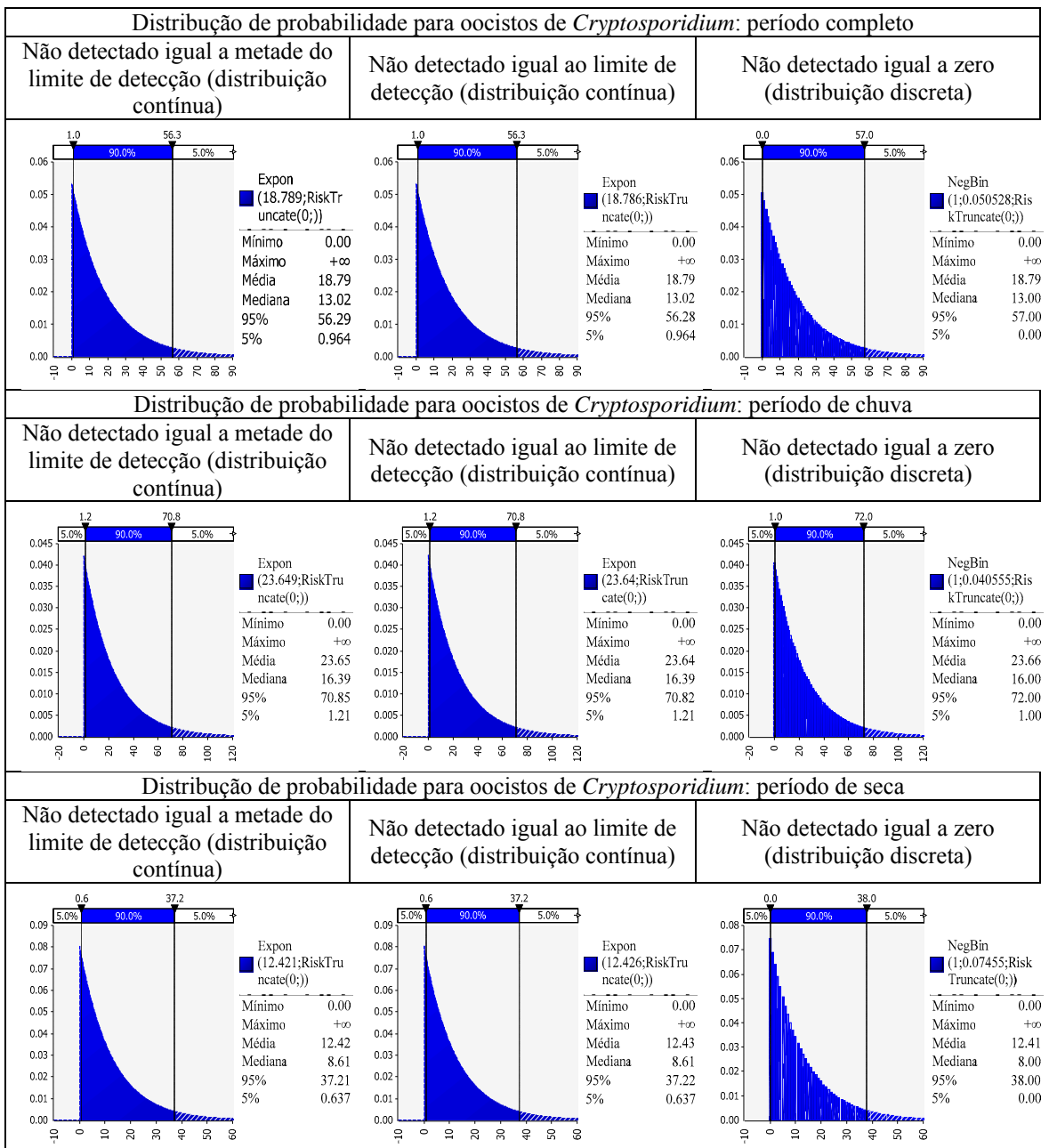


Figura 5.4 – Distribuições de probabilidade da concentração de oocistos de *Cryptosporidium* valores não detectados iguais a zero, metade do limite de detecção e limite de detecção: período completo, chuva e seca.

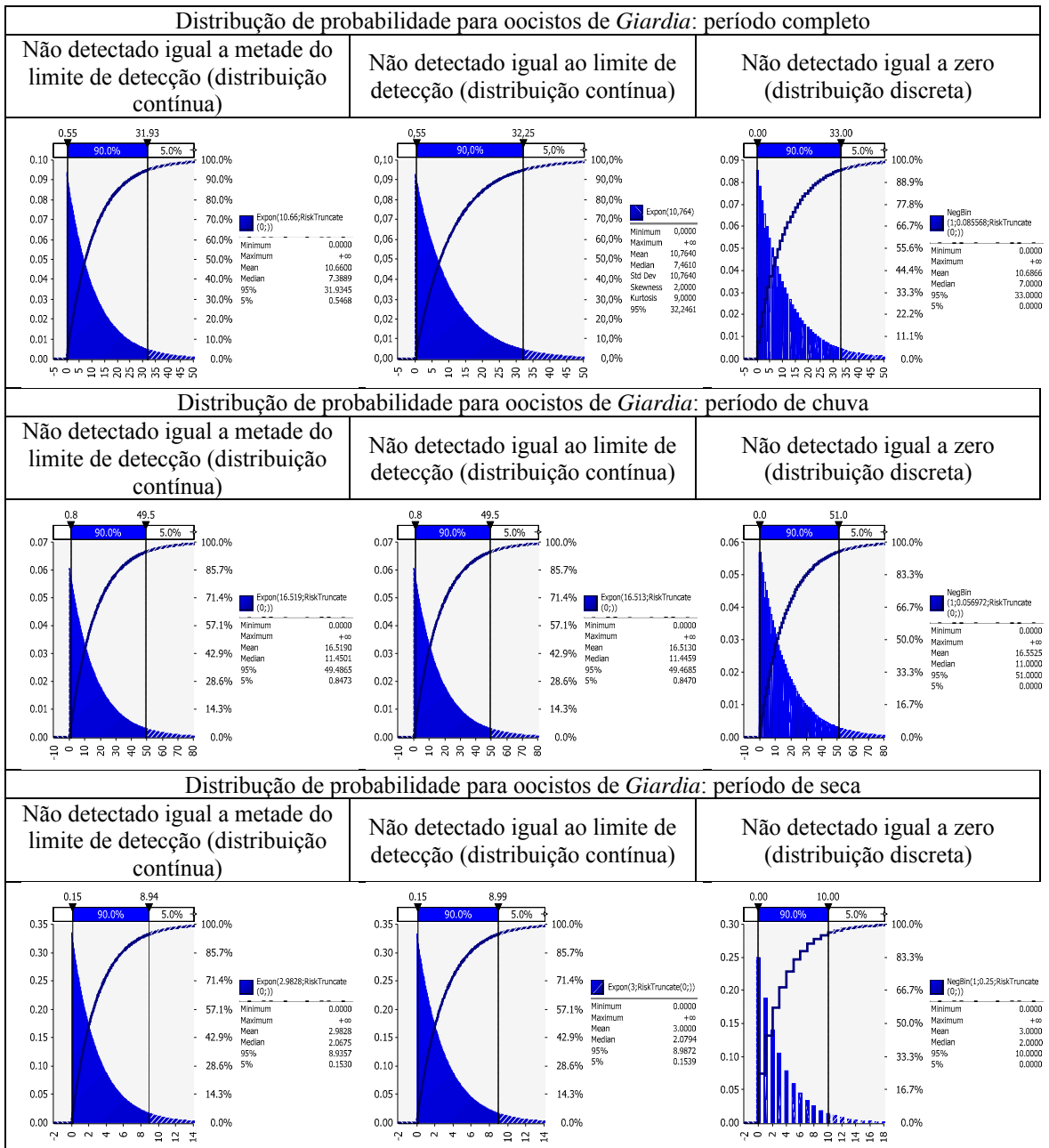


Figura 5.5 – Distribuições de probabilidade da concentração de cistos de *Giardia* para limites de detecção iguais a zero, metade do limite de detecção e limite de detecção: período completo, chuva e seca.

A distribuição binomial negativa representa um modelo probabilístico adequado para descrever os resultados associados a uma sucessão de provas independentes em que, em cada uma, se verifica ou não a realização de um dado acontecimento (discreta). Como essa distribuição atribui uma probabilidade associada a cada concentração de (oo)cistos, acaba por atribuir elevadas probabilidade a baixas concentrações, inclusive aos valores “zero”. Já a distribuição exponencial, contínua, é usada para descrever, tipicamente, processos de decaimento e dados com forte assimetria, e seu parâmetro descreve o tempo médio de “vida”. A distribuição dos dados de concentração de (oo)cistos são bastante similares a esses processos, admitindo que a probabilidade de ocorrência decresce com o aumento da concentração (Forbes *et al.*, 2011).

No entanto, embora as mesmas distribuições (exponencial, quando a concentração de (oo)cistos foi definida como variável contínua; binomial negativa quando definida como variável discreta) tenham sido atribuídas aos dados dos períodos de seca e chuva, cabe destacar que foram identificadas diferenças consideráveis entre os parâmetros que as caracterizam; isso porque o período de chuva apresentou maiores concentrações de cistos e oocistos, com percentis e média sempre superiores aos do período de seca.

Tipicamente, concentrações de microrganismos em águas superficiais são mais elevadas em períodos chuvosos do que em períodos de estiagem. Assim, a precipitação pode ser considerada como evento potencialmente perigoso, principalmente quando associada a deficiências no tratamento. Alguns estudos têm explorado os efeitos de eventos perigosos, tais como picos de contaminação, qualidade da água, ou falha no tratamento em modelos estocásticos, alguns têm, inclusive, associado surtos de doenças de veiculação hídrica a períodos de precipitação extrema (WEATREL *et al.*, 2003;. ATHERHOLT *et al.*, 1998; CURRIERO *et al.*, 2001; ROSE *et al.*, 2000; SIGNOR *et al.*, 2005;. JAIDI *et al.*, 2009;. SIGNOR e ASHBOLT, 2009; SMEETS *et al.*, 2010).

No presente estudo, muito embora as diferenças entre as concentrações de (oo)cistos das época de chuva e seca tenham sido percentualmente elevadas, não foram consideradas estatisticamente diferentes ao nível de 5% de significância, tampouco diferiram muito em termos de ordem de grandeza e, assim, antecipa-se que as respectivas estimativas de risco não devam também diferir tanto.

Nas Tabelas 5.8 e 5.9 são apresentados os valores das médias aritméticas, medianas e percentis 5 e 95% para cada uma das distribuições ajustadas aos dados de cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* nos períodos completo, chuva e seca. Nota-se

que esses valores são muito próximos, e em alguns casos iguais, para os diferentes tratamentos dos dados não detectados.

Tabela 5.8 – Média aritmética, mediana e percentis 5 e 95% das distribuições ajustadas aos dados de concentração de oocistos de *Cryptosporidium* assumindo valores não detectados como metade do limite de detecção, iguais ao limite de detecção e como zero, período completo, chuva e seca.

Ocorrência de oocistos		Não detectado igual a metade do limite de detecção	Não detectado igual ao limite de detecção	Não detectado igual a zero
		Distribuição exponencial	Distribuição exponencial	Distribuição binomial negativa
Período completo	Média	18,79	18,79	18,79
	Mediana	13,02	13,02	13,00
	95%	56,29	56,28	27,00
	5%	0,96	0,96	0,96
Período de chuva	Média	23,65	23,64	23,66
	Mediana	16,39	16,39	16,00
	95%	70,85	70,82	72,00
	5%	1,21	1,21	1,00
Período de seca	Média	12,42	12,43	12,41
	Mediana	8,61	8,61	8,00
	95%	37,21	37,22	38,00
	5%	0,64	0,64	0,00

Tabela 5.9 – Média aritmética, mediana e percentis 5 e 95% das distribuições ajustadas aos dados de concentração de oocistos de *Giardia* assumindo valores não detectados como metade do limite de detecção, iguais ao limite de detecção e como zero, período completo, chuva e seca.

Ocorrência de cistos		Não detectado igual a metade do limite de detecção	Não detectado igual ao limite de detecção	Não detectado igual a zero
		Distribuição exponencial	Distribuição exponencial	Distribuição binomial negativa
Período completo	Média	10,66	10,76	10,69
	Mediana	7,39	7,46	7,00
	95%	31,93	32,24	33,00
	5%	0,55	0,55	0,00
Período de chuva	Média	16,52	16,51	16,55
	Mediana	11,45	11,45	11,00
	95%	49,50	49,47	51,00
	5%	0,95	0,85	0,00
Período de seca	Média	2,98	3,00	3,00
	Mediana	2,07	2,08	2,00
	95%	8,94	8,99	10,00
	5%	0,15	0,15	0,00

### ***5.3.2. Remoção de cistos de Giardia e oocistos de Cryptosporidium no tratamento da água***

#### *5.3.2.1. Descrição e verificação dos critérios para análise de frequência dos dados de turbidez da ETA UFV*

Os resultados dos testes não paramétricos de comparação entre duas amostras (Mann-Whitney), apresentados na Tabela 5.10, indicam a existência de diferenças significativas entre as medianas dos bancos de dados dos períodos de chuva e seca para água bruta e filtrada (para ambos os filtros) com exceção dos dados médios mensais para o filtro 2.

Isso confirma a suposição inicial de divisão dos períodos devida a marcantes diferenças em termos de precipitação pluviométrica e justifica o objetivo de abordar a consequência de variações sazonais sobre o risco de infecção. As Figuras 5.6, 5.7 e 5.8 apresentam a estatística descritiva para os dados de turbidez da água bruta, filtro um e filtro dois, respectivamente.

A análise dos gráficos realça, visualmente, a existência de diferenças marcantes entre os dados de turbidez dos diferentes períodos.

A diferença mais notável é referente à turbidez da água bruta. Durante o período de chuva, além do efeito da precipitação, há de se considerar o aumento da vazão do curso d'água e conseqüentemente a diminuição do tempo de detenção hidráulica dos reservatórios a montante do ponto de captação.

Quanto aos efluentes filtrados, existe menor diferença, em termos absolutos, entre os períodos de chuva e seca. Registra-se ainda que apesar da turbidez da água filtrada no período de seca ser estatisticamente inferior, a eficiência de remoção de turbidez nessa época também o é, e isso que poderia comprometer a remoção de (oo)cistos ao menos quando se julga que a remoção de ambos está relacionada.

Tabela 5.10 – Resultados dos testes estatísticos de Mann-Whitney para comparação da turbidez nos períodos de chuva e seca

Filtro 1								
Parâmetro	Dados horários		Média diária		Média de sete dias		Média mensal	
	Chuva	Seca	Chuva	Seca	Chuva	Seca	Chuva	Seca
Média	0,3438	0,2951	0,3590	0,30087	0,3794	0,30530	0,3653	0,31318
Mediana	0,3200	0,2800	0,3363	0,28800	0,3626	0,28885	0,3314	0,30394
p-valor	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		0,0286	

Filtro 2								
Parâmetro	Dados horários		Média diária		Média de sete dias		Média mensal	
	Chuva	Seca	Chuva	Seca	Chuva	Seca	Chuva	Seca
Média	0,2787	0,2437	0,2972	0,2576	0,3121	0,2627	0,3187	0,2642
Mediana	0,2400	0,2200	0,2778	0,2450	0,2907	0,2627	0,3138	0,2791
p-valor	< 0,0001		< 0,0001		0,0084		0,0542	

Água bruta								
Parâmetro	Dados horários		Média diária		Média de sete dias		Média mensal	
	Chuva	Seca	Chuva	Seca	Chuva	Seca	Chuva	Seca
Média	21,60	7,669	21,24	7,576	24,85	7,934	30,37	8,334
Mediana	14,50	7,310	14,73	7,175	17,42	7,372	24,79	8,178
p-valor	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	

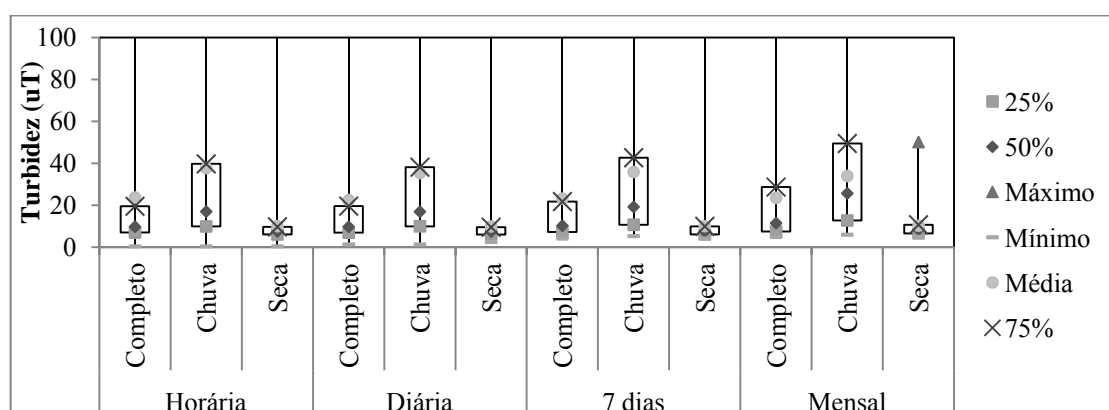


Figura 5.6 – Variações do banco de dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal da água bruta da ETA UFV, período completo, chuva e seca.

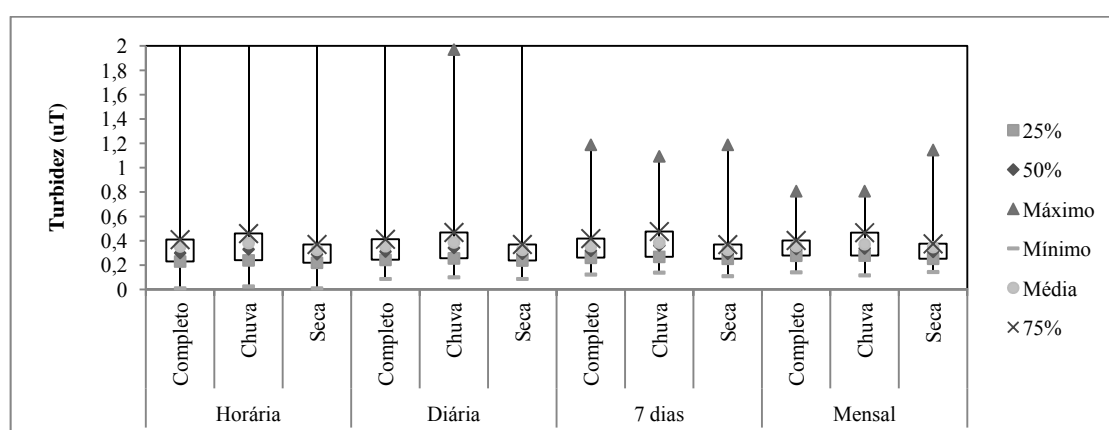


Figura 5.7 – Variações do banco de dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal da água efluente ao filtro 1 da ETA UFV, período completo, chuva e seca.

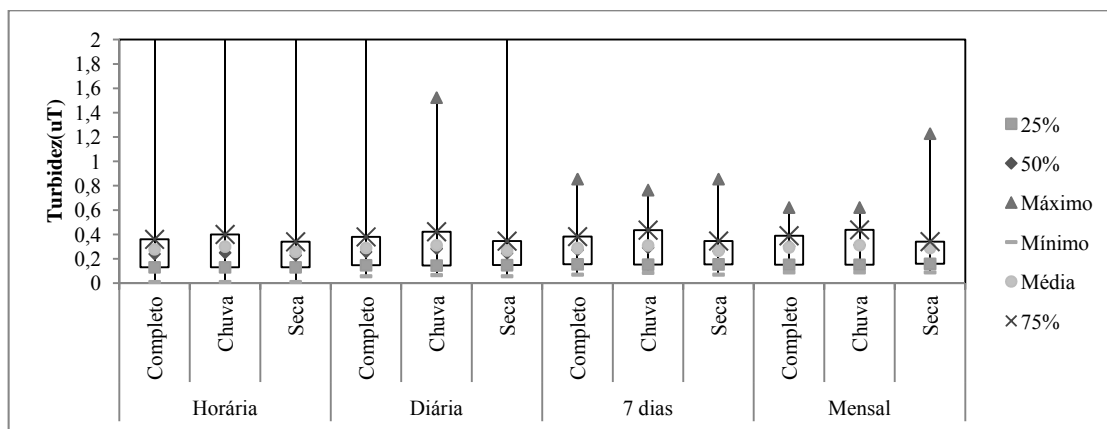


Figura 5.8 – Variações do banco de dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal da água efluente ao filtro 2 da ETA UFV, período completo, chuva e seca.

A Tabela 5.11 apresenta os resultados dos testes de verificação das hipóteses de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade.

Nota-se que os dados de monitoramento horário de turbidez da ETA UFV não atendem a nenhum dos pressupostos fundamentais da análise de frequência.

Ao se trabalhar com dados médios, apenas quando se trabalhou com médias mensais se percebe maior margem de atendimento aos critérios para análise de frequência, principalmente quando são avaliados os períodos de chuva e seca.

Tabela 5.11 – Resultados dos testes de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade, ao nível de 5% de significância, para os dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal para água, bruta, efluente do filtro 1 e efluente do filtro 2 da ETA UFV

ALEATORIEDADE				INDEPENDÊNCIA				HOMOGENEIDADE				ESTACIONARIEDADE				
Dados completos																
	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal
Bruta	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	S
Filtro 1	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	N
Filtro 2	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
Chuva																
	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal
Bruta	N	N	N	S	N	N	N	S	N	N	N	S	N	N	N	S
Filtro 1	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
Filtro 2	N	N	S	S	N	N	S	S	N	N	S	S	N	N	S	S
Seca																
	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal	Horária	Diária	7 dias	Mensal
Bruta	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	N	N
Filtro 1	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	S
Filtro 2	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	N

S: sim, N: não

### 5.3.2.2. Verificação da distribuição dos dados de turbidez da água bruta e filtrada da ETA UFV

Os dados de monitoramento horário de turbidez apresentaram coeficientes de assimetria e curtose elevados (Tabela 5.12). Os dados de turbidez apresentaram, em sua totalidade, assimetria positiva (coeficiente de assimetria superior a zero). O coeficiente de curtose foi superior a três na maioria dos casos caracterizando distribuições leptocúrticas; em apenas dois casos o coeficiente de curtose inferior a três.

Em geral, os coeficientes de assimetria dos dados de turbidez da bruta, filtro um e filtro dois do período de seca foram superiores aos do período de chuva. Isso sugere assimetria mais forte no período de seca com maior concentração dos dados abaixo da turbidez média do período; isso pode ser comprovado pelo coeficiente de curtose, também maior para a turbidez no período de seca, caracterizando uma distribuição mais alongada.

Tabela 5.12 – Coeficientes de assimetria e curtose para os dados de turbidez horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal para água bruta, efluente do filtro 1 e efluente do filtro 2 da ETA UFV

Período completo						
Medida da turbidez	Bruta		Filtro 1		Filtro 2	
	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose
Horária	4,7741	34,6483	25,0617	1302,5164	55,4598	4707,5555
Média diária	4,811	35,647	3,2555	23,9079	6,4128	105,797
Média sete dias	2,877	11,5682	1,6284	7,2454	0,9398	4,2257
Média mensal	2,0843	7,2562	1,1787	4,7694	0,4026	2,3472
Chuva						
Medida da turbidez	Bruta		Filtro 1		Filtro 2	
	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose
Horária	3,5209	20,3386	10,3876	296,3205	49,4959	3290,8689
Média diária	3,5824	21,1919	1,9751	10,103	6,0556	95,9819
Média sete dias	1,9421	6,3504	1,0582	4,4789	0,7522	3,3845
Média mensal	1,4719	4,6904	0,7173	3,5572	0,2047	1,7381
Seca						
Medida da turbidez	Bruta		Filtro 1		Filtro 2	
	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose	Assimetria	Curtose
Horária	21,795	871,872	32,7179	1699,3784	25,1002	1362,7002
Média diária	9,9072	126,7698	5,1693	49,4059	6,6445	108,4056
Média sete dias	9,223	107,3778	2,4336	13,1908	0,9431	5,0373
Média mensal	4,0006	22,6379	2,9962	15,112	3,1322	18,4381

Em concordância com os resultados dos coeficientes de assimetria e curtose, o teste de Lilliefors apontou não normalidade de todos as séries de dados de turbidez da ETA UFV (horária, média diária, média de sete dias consecutivos e média mensal para água bruta, efluente do filtro 1 e efluente do filtro 2 ).

A aplicação dos testes de aderência para os dados de medida horária de turbidez não resultou em ajuste satisfatório a nenhuma das distribuições testadas. No entanto, o

agrupamento dos dados em médias diária, semanal, de sete dias consecutivos e mensal, resultou em melhores ajustes às distribuições testadas, reduzindo a estatística dos testes.

As tabelas 1, 2 e 3 (Anexo 4) listam as distribuições assumidas em cada caso, com base nos testes de aderência e nos gráficos de probabilidade.. Quando os dados permitiram ajuste significativo, a escolha foi feita com base nos resultados dos testes de aderência e de normalidade (apenas o teste de Chi-quadrado apresenta o valor do p-valor para todas as distribuições), recorrendo-se ainda aos valores dos coeficientes de curtose e aos gráficos de probabilidade (Figuras 5.9 a 5.11). Quando o ajuste não foi significativo, a decisão foi tomada tendo como referência as estatísticas dos testes (procurando-se aquelas com valores de estatística mais baixos) e os gráficos de probabilidades.

De forma similar aos resultados dos testes de aderência aplicados ao conjunto das 44 ETAs avaliadas no Capítulo 4, as distribuições loglogística e lognormal apareceram como as que melhor descreveram a distribuição dos dados de turbidez, tanto dos dados horários quanto dos dados médios, inclusive quando considerada a divisão dos dados em períodos de chuva e seca. A turbidez da água bruta foi descrita como lognormal para o banco de dados completo e para o período de seca; para o período de chuva, prevaleceu a distribuição loglogística. Para os efluentes filtrados, a distribuição loglogística apresentou melhor ajuste em quase todas as condições avaliadas, dados horários e médios, período completo, chuva e seca.

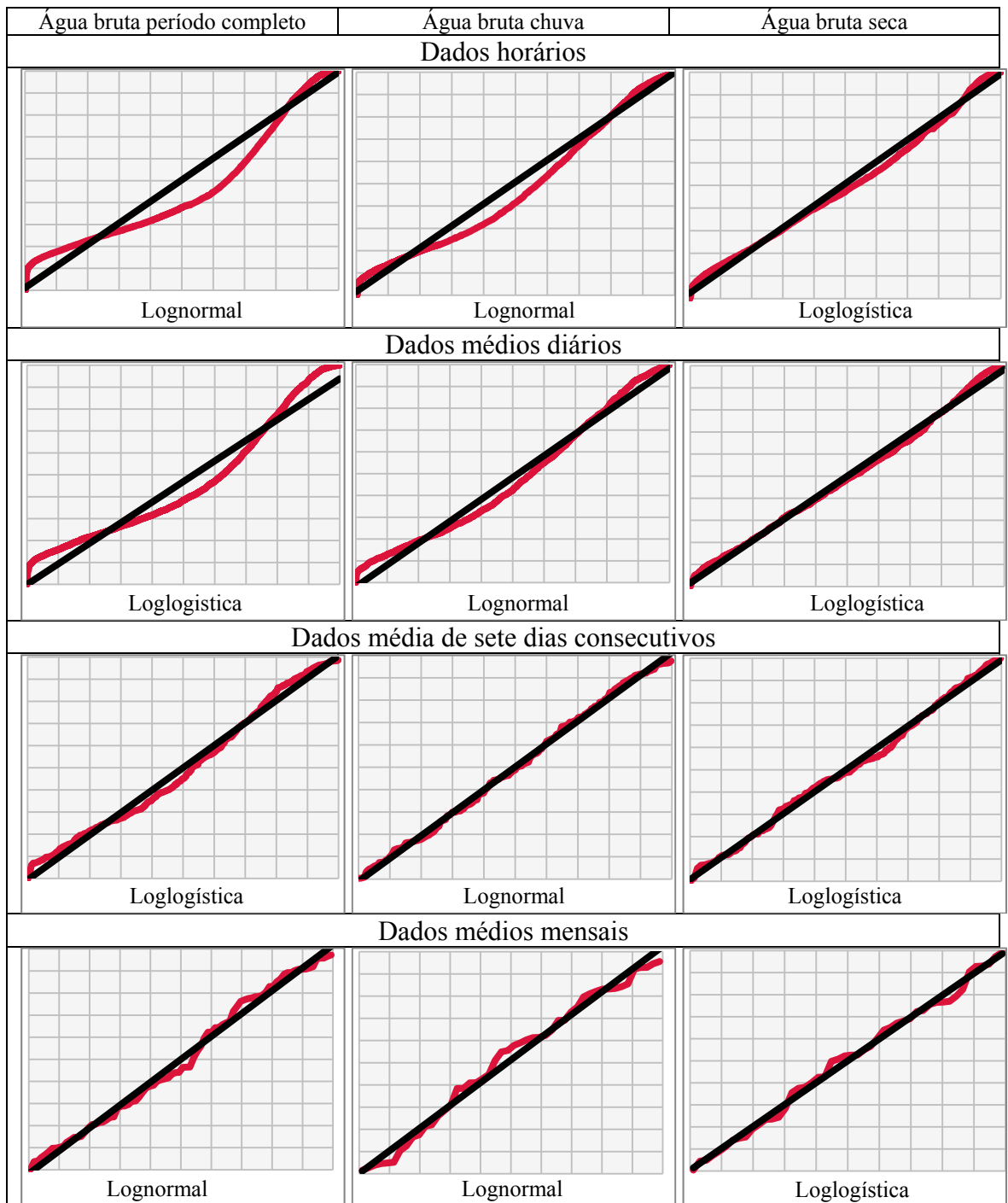


Figura 5.9 – Gráficos para verificação da aderência dos valores de turbidez às distribuições escolhidas, dados de turbidez da água bruta para o banco de dados completo, período de chuva e período de seca: dados horários, média diária, média de sete dias consecutivos e médias mensais.

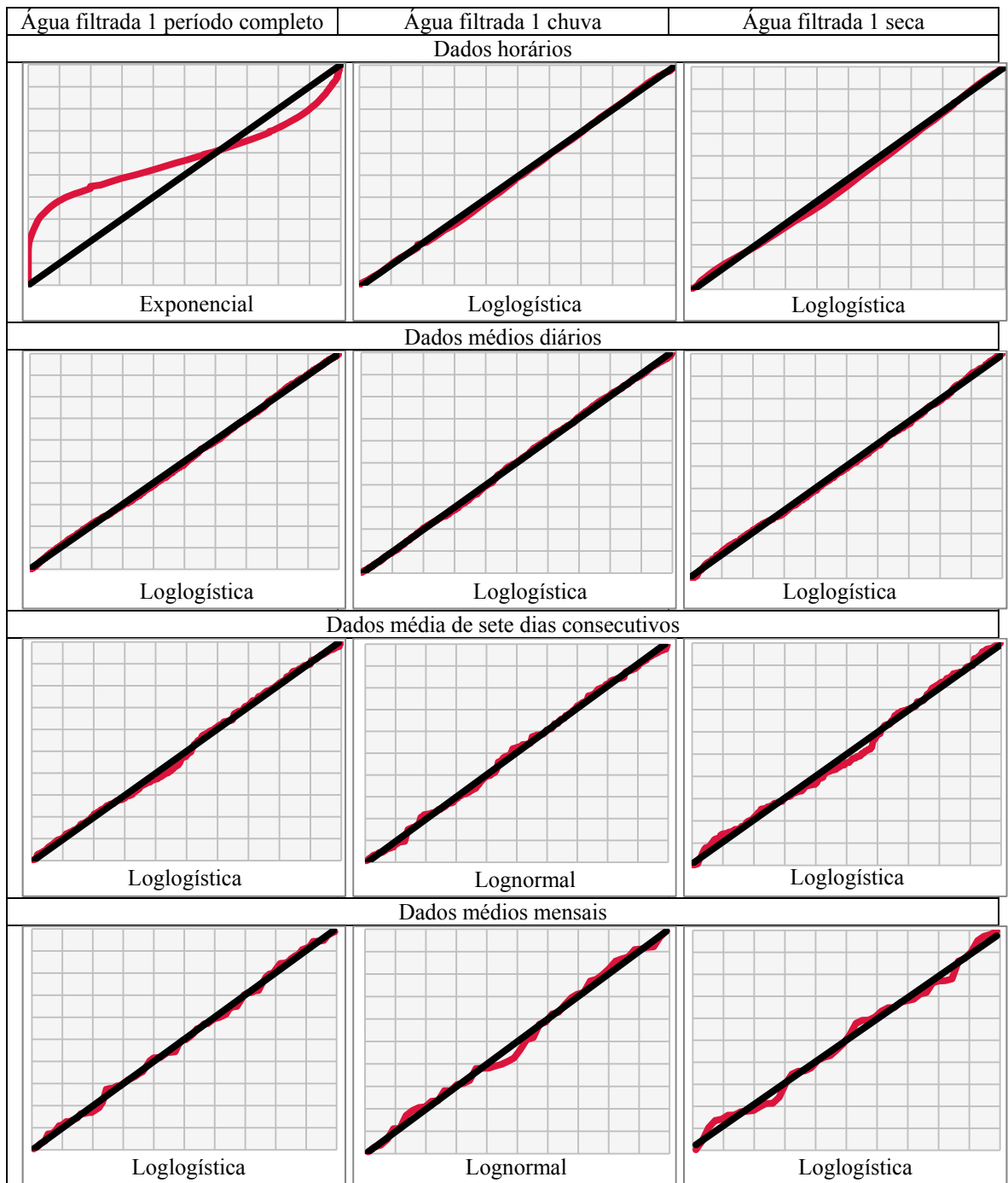


Figura 5.10 – Gráficos para verificação da aderência dos valores de turbidez às distribuições escolhidas, dados do efluente ao filtro 1 para o banco de dados completo, período de chuva e período de seca: dados horários, média diária, média de sete dias consecutivos e médias mensais.

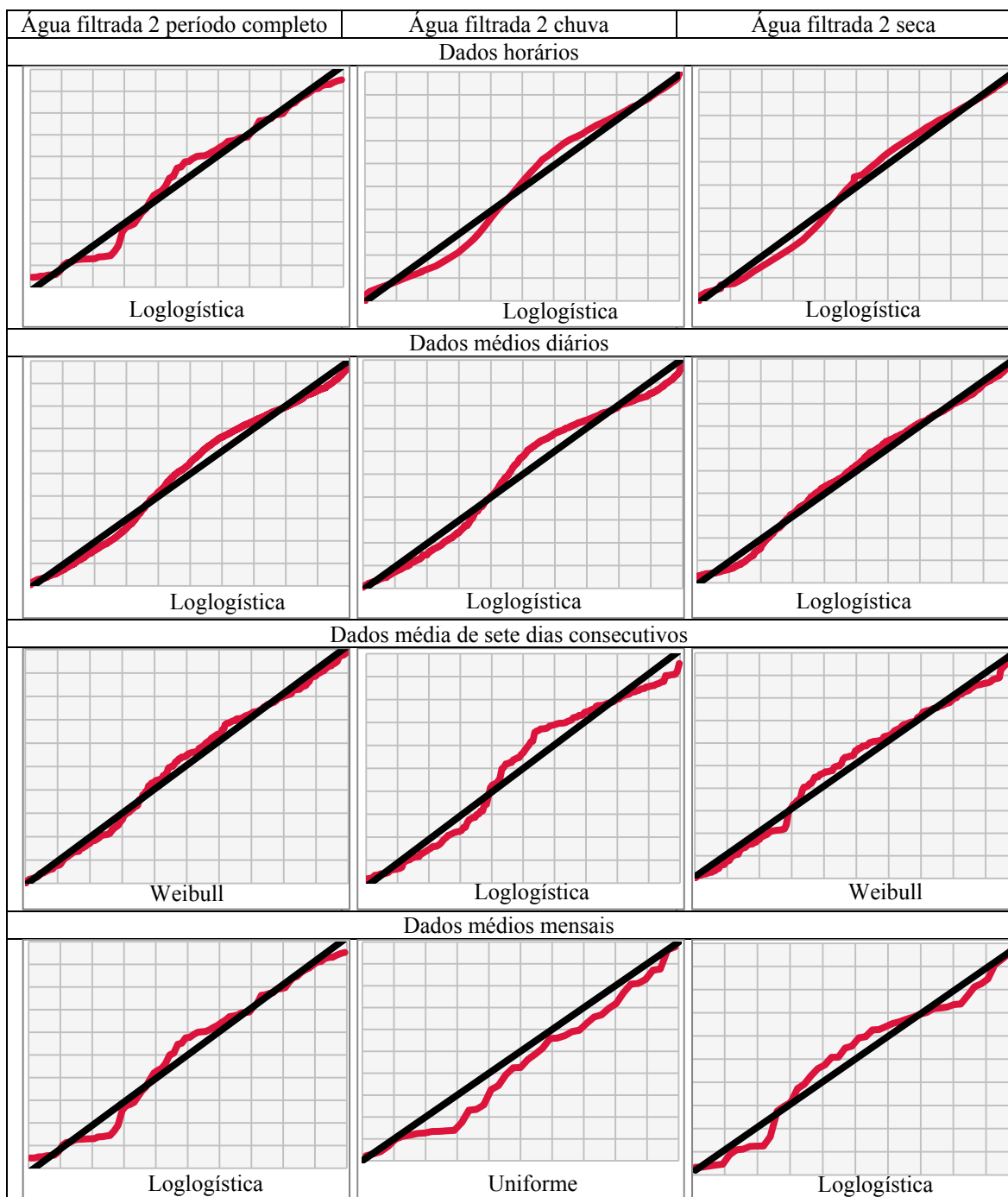


Figura 5.11 – Gráficos para verificação da aderência dos valores de turbidez às distribuições escolhidas, dados do efluente ao filtro 2 para o banco de dados completo, período de chuva e período de seca: dados horários, média diária, média de sete dias consecutivos e médias mensais.

### 5.3.2.3. Estimativa da remoção de cistos de *Giardia* e oocistos de *Cryptosporidium* com base na remoção de turbidez

Aplicando-se as distribuições adotadas para turbidez da água bruta, filtro 1 e filtro 2 aos modelos de remoção de *Cryptosporidium* e *Giardia* em função da remoção de turbidez (equações 3.32 a 3.36), foram obtidos histogramas para a remoção de (oo)cistos em cada condição testada: período completo, chuva e seca, medidas horárias e valores médios de turbidez - média diária, de sete dias consecutivos e mensal. Esses dados foram também ajustados a distribuições de probabilidade para que fosse possível uma caracterização da remoção em cada condição (Tabela 5.13).

De acordo com o exposto na Tabela 5.13, a remoção de (oo)cistos (em unidades logarítmicas), estimada pelos modelos propostos por Nieminski e Ongerth (1995); LeChevallier e Norton (1992) e Lopes (2008), aparenta seguir, predominantemente, distribuição lognormal principalmente ao se considerar os dados médios.

No entanto, ao se considerar apenas os dados horários, a remoção no filtro 1 segue distribuição lognormal para o banco de dados completo e distribuição normal para os períodos de chuva e seca,; os dados do filtro 2 aparentam seguir distribuição normal em todos os períodos, a exceção do período completo para o modelo proposto por Lopes (2008). Isso poderia indicar melhor desempenho do filtro 1, com maior concentração de valores de turbidez próxima a cauda inferior, porém o filtro 2 apresenta maiores percentuais de dados em faixas mais reduzidas de turbidez (0 a 0,50 uT).

Admitindo que o ajuste de distribuições aos dados horários traduz de forma mais fiel o desempenho do tratamento na remoção de (oo)cistos, optou-se por apresentar os modelos de remoção (e também os resultados das estimativas de risco no item 5.3.5) envolvendo o banco de dados horários. Nas Figuras 5.12 e 5.13 são apresentadas as funções distribuição de probabilidades (Normal e Lognormal) ajustadas aos histogramas de remoção obtidos pelos modelos de Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992) e Lopes (2008) para oocistos e de Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992) para cistos para os efluentes dos filtros um e dois e respectivos parâmetros (média e desvio padrão).

Tabela 5.13 – Distribuições de probabilidades ajustadas aos resultados das simulações com os modelos propostos de remoção de remoção (oo)cistos utilizando dados horários, médios diários, médios de sete dias consecutivos e médios mensais de turbidez da água filtrada, período completo, período de chuva e período de seca.

Dados horários						
<i>Cryptosporidium</i>				<i>Giardia</i>		
Filtro	Base de dados	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)	Lopes (2008)	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)
Filtro 1	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Normal	Normal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Seca	Normal	Normal	Lognormal	Normal	Normal
Filtro 2	Completa	Normal	Normal	Lognormal	Normal	Normal
	Chuva	Normal	Normal	Normal	Normal	Normal
	Seca	Normal	Normal	Normal	Normal	Normal
Média diária						
<i>Cryptosporidium</i>				<i>Giardia</i>		
Filtro	Base de dados	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)	Lopes (2008)	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)
Filtro 1	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Seca	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Normal	Normal
Filtro 2	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Normal	Normal	Normal	Normal	Normal
	Seca	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Normal	Loglogística
Média de sete dias consecutivos						
<i>Cryptosporidium</i>				<i>Giardia</i>		
Filtro	Base de dados	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)	Lopes (2008)	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)
Filtro 1	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Seca	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
Filtro 2	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Seca	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
Média mensal						
<i>Cryptosporidium</i>				<i>Giardia</i>		
Filtro	Base de dados	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)	Lopes (2008)	Nieminski e Ongerth (1995);	LeChevallier e Norton (1992)
Filtro 1	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Seca	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
Filtro 2	Completa	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Chuva	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
	Seca	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Loglogística	Lognormal

Dados horários

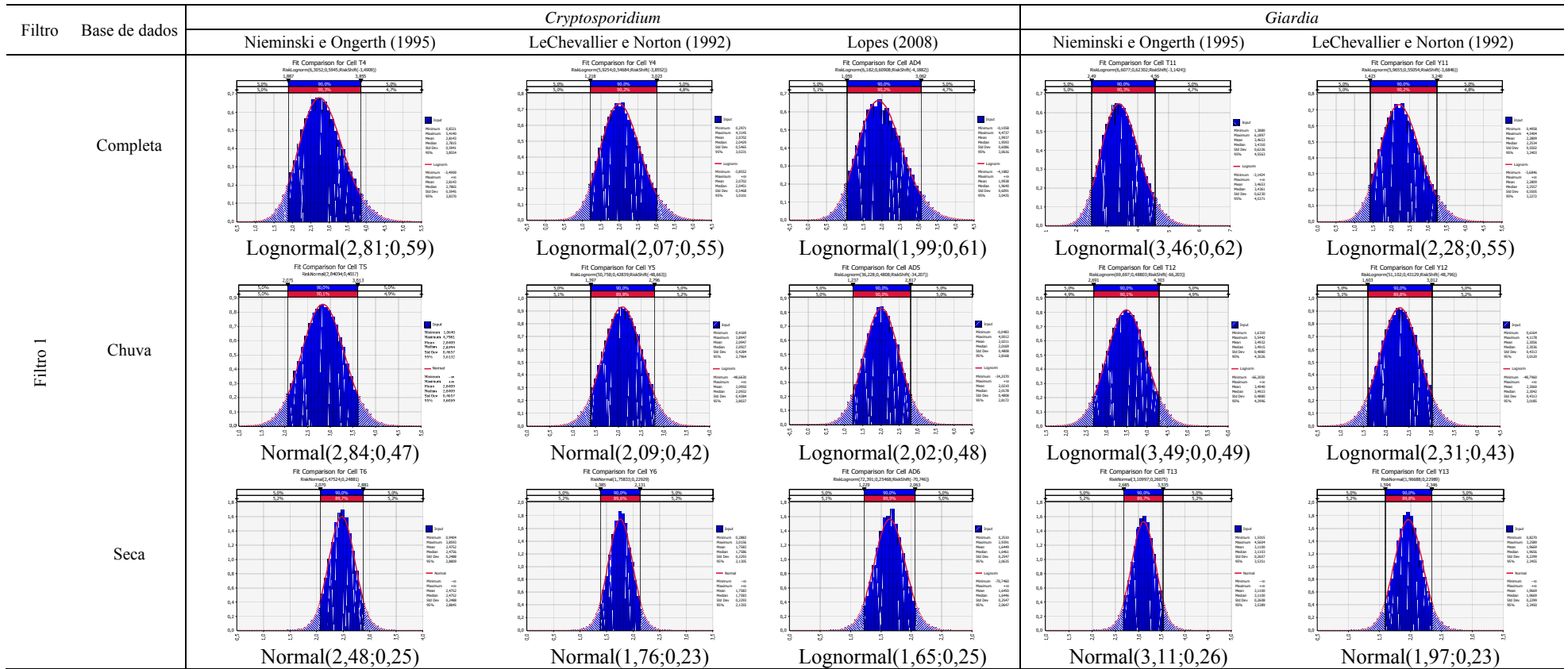


Figura 5.12 – Histogramas e distribuições de probabilidade ajustadas à remoção de oocistos de *Giardia* e *Cryptosporidium* segundo os modelos de Nieminski e Ongertth (1995), LeChevallier e Norton (1992) e Lopes (2008), Filtro 1, dados horários, período de dados completo, chuva e seca.

Dados horários

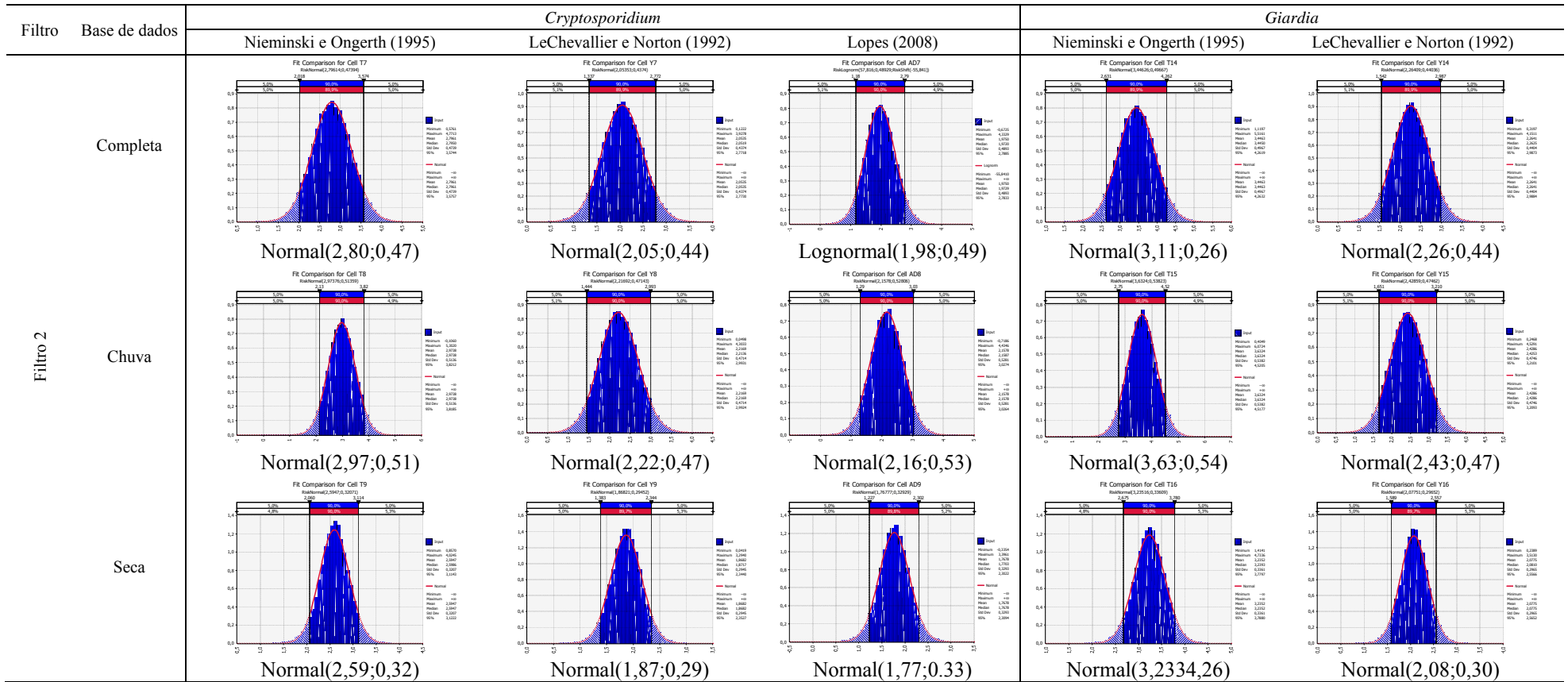


Figura 5.13 – Histogramas e distribuições de probabilidade ajustadas à remoção de oocistos de *Giardia* e *Cryptosporidium* segundo os modelos de Nieminski e Ongertth (1995), LeChevallier e Norton (1992) e Lopes (2008), Filtro 2, dados horários, período de dados completo, chuva e seca.

#### 5.3.2.4. Estimativa da remoção de oocistos de *Cryptosporidium* com base na turbidez da água filtrada.

Conforme descrito no item 5.2.3.3, a remoção de oocistos de *Cryptosporidium* foi também estimada com base em distribuição de probabilidades ajustada à distribuição de frequência dos dados de turbidez dos efluentes dos filtros 1 e 2. A Tabela 5.14 apresenta as faixas de turbidez e os respectivos percentuais de ocorrência nos dois filtros (1 e 2) e nos diversos períodos considerados (seca, chuva e período completo), bem como assim como as respectivas remoções atribuídas de oocistos. Fica evidenciado o reduzido percentual de alcance de limites mais restritivos de turbidez (0,10 e 0,15 uT), e, por conseguinte, de maiores eficiências de remoção de oocistos. No entanto, nota-se maior percentual de dados nas faixas de 0,16 a 0,30 uT e de 0,31 a 0,5 uT, com mais de 80% dos dados inferiores a 0,5 uT superior a 80%, inclusive ao se considerar o período de chuva, caracterizado por elevada turbidez da água bruta. Conclui-se, portanto, que a ETA UFV apresenta bom desempenho e atende com folga o preconizado pela Portaria MS nº 2.914/2011 para até o terceiro ano (75% dos dados mensais iguais ou inferiores a 0,5 uT) e que intervenções de melhoria poderiam viabilizar a meta estabelecida para o quarto ano (95% dos dados mensais iguais ou inferiores a 0,5 uT).

Além disso, como visto no item 5.3.1.1, as concentrações médias de oocistos de *Cryptosporidium* no ponto de captação da ETA UFV caem em valores acima do limite (3,0 oocistos.L<sup>-1</sup>) para o qual a Portaria MS nº 2.914/2011 recomenda que a meta de turbidez seja reduzida para 0,30 uT. Porém, em apenas 30% a 50 % dos dados de cada período considerado (chuva, seca e período completo) a turbidez inferior a 0,30 uT. Isso sugere a necessidade maiores esforços no sentido de otimização de desempenho da ETA UFV.

Na Tabela 5.14 se percebe também que os percentuais de dados de turbidez da água filtrada acima de 0,5 uT são mais elevados no período de chuvas (quando a turbidez da água bruta é também maior), o que, no caso aqui em questão, indicaria comprometimento da remoção de (oo)cistos nesse período.

Tabela 5.14 – Faixas de turbidez dos efluentes dos filtros 1 e 2 da ETA UFV e eficiência de remoção de oocistos correspondente, banco de dados completo, período de chuva e período de seca, medidas de turbidez horária valores médios diários, médios de sete dias consecutivos e médios mensais.

Dados horários							
Turbidez	Frequência dos dados de turbidez (%)						Remoção de oocistos
	Período completo		Chuva		Seca		
	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	
≤ 0,10 uT	1,06	13,91	0,82	13,05	1,26	14,58	4,0 log
0,11 a 0,15 uT	4,41	18,74	5,53	19,04	3,31	18,42	3,5 log
0,16 a 0,30 uT	45,13	31,24	37,93	26,21	51,95	35,46	3,0 log
0,31 a 0,5 uT	35,00	26,00	36,55	28,34	33,96	24,82	2,0 log
> 0,5 uT	14,25	9,78	19,18	13,35	9,52	6,72	0 log
Dados médio diários							
Turbidez	Frequência dos dados de turbidez (%)						Remoção de oocistos
	Período completo		Chuva		Seca		
	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	
≤ 0,10 uT	0,16	9,43	0,00	8,85	0,31	9,93	4,0 log
0,11 a 0,15 uT	2,88	16,70	3,67	17,70	2,12	15,83	3,5 log
0,16 a 0,30 uT	43,11	31,83	35,10	25,33	50,82	37,49	3,0 log
0,31 a 0,5 uT	39,15	31,74	40,73	33,05	37,63	30,60	2,0 log
> 0,5 uT	14,7	10,3	20,5	15,07	9,12	6,15	0 log
Dados médio de sete dias consecutivos							
Turbidez	Frequência dos dados de turbidez (%)						Remoção de oocistos
	Período completo		Chuva		Seca		
	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	
≤ 0,10 uT	0,00	6,89	0,00	6,13	0,00	7,69	4,0 log
0,11 a 0,15 uT	1,37	15,57	1,06	17,18	2,11	14,84	3,5 log
0,16 a 0,30 uT	42,74	33,83	35,64	27,61	51,05	39,56	3,0 log
0,31 a 0,5 uT	40,55	33,83	40,96	33,13	37,89	33,52	2,0 log
> 0,5 uT	15,34	9,88	22,34	15,95	8,95	4,40	0 log
Dados médios mensais							
Turbidez	Frequência dos dados de turbidez (%)						Remoção de oocistos
	Período completo		Chuva		Seca		
	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	Filtro 1	Filtro 2	
≤ 0,10 uT	0,00	7,50	0,00	6,98	0,00	8,33	4,0 log
0,11 a 0,15 uT	1,19	13,75	2,08	13,95	2,08	14,58	3,5 log
0,16 a 0,30 uT	34,52	27,50	33,33	25,58	41,67	31,25	3,0 log
0,31 a 0,5 uT	52,38	40,00	45,83	34,88	47,92	39,58	2,0 log
> 0,5 uT	11,90	11,25	18,75	18,60	8,33	6,25	0 log

### 5.3.2.5. Estimativa da remoção de oocistos de *Cryptosporidium* com base em uma distribuição triangular

Uma vez que os modelos de estimativa de remoção de (oo)cistos utilizados neste trabalho são função apenas da remoção de turbidez, é esperado que a remoção de (oo)cistos no período de chuva seja maior, já que este período é caracterizado por maior turbidez da água bruta e, conseqüentemente, por maior remoção dessa variável.

Sendo assim, optou-se por avaliar também um modelo probabilístico de remoção de (oo)cistos que fosse independente da turbidez, ou seja que a remoção de (oo)cistos nos diferentes períodos apresentasse o mesmo comportamento. A distribuição triangular de probabilidade da remoção de oocistos, apresentada na Figura 5.14, foi definida com base nos resultados de ensaios de inoculação de (oo)cistos em ETA piloto abastecida com água do Ribeirão São Bartolomeu (Lopes, 2008). Essa distribuição, com limite superior (2,9395) e inferior (0,2126) valor mais provável adotado em torno de 1,7 log, acabou por limitar a eficiência de remoção alcançada comparativamente aos demais modelos e distribuições avaliados.

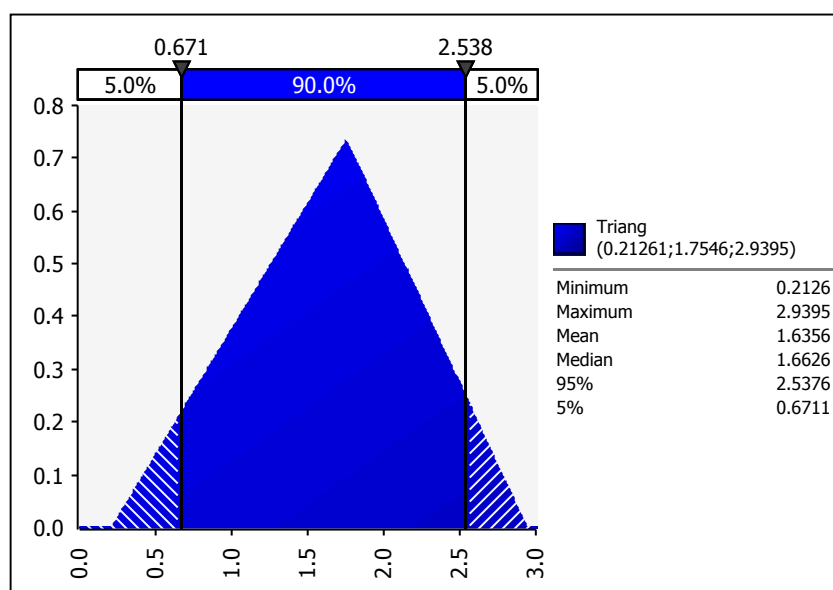


Figura 5.14 – Gráficos da Função Densidade de Probabilidades da distribuição Triangular ajustada para remoção de oocistos com base nos resultados do trabalho de Lopes (2008) com inoculação de oocistos em instalação piloto.

### 5.3.2.6. Comparação dos modelos de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia*

Nas Tabelas 5.15 e 5.16 são apresentados os percentis das distribuições que caracterizam os modelos de remoção de oocistos de *Cryptosporidium* (Tabela 5.15) e de cistos de *Giardia* (Tabela 5.16).

Dentre os modelos matemáticos de estimativa da remoção de (oo)cistos em função da turbidez, o de Nieminski e Ongerth (1995) é o que resultou em estimativas mais elevadas de remoção, bem como na maior diferença entre as remoções estimadas para os períodos de chuva e seca, fato este associado ao aumento da eficiência de remoção de turbidez no primeiro (maior turbidez da água bruta no período de chuva). Esses modelos são também caracterizados pela inexistência de limite superior, resultando em elevados valores de remoção, muitas vezes inconsistentes com a realidade.

Em função das características já descritas, o modelo Triangular atribui igual desempenho para diferentes condições operacionais (filtro 1 e filtro 2, período completo, chuva e seca) e apresentou estimativas de remoção conservadoras, geralmente inferiores às dos demais.

Quanto ao modelo empírico ajustado aos créditos de remoção de oocistos associados com limites de turbidez estabelecidos em padrões de potabilidade internacionais (USEPA, 2006; MINISTRY OF HEALTH, 2005), destaca-se que, se por um lado, pode resultar em valores de remoção elevadas com relativa frequência, por outro, assume também valores de remoção nula. Destaca-se ainda que este modelo admite maior amplitude de variação dos dados e isso, de certa forma, é esperado em processos de tratamento de água (SMEETS *et al.*, 2006).

Evidencia-se, por fim, a importância da melhor descrição possível do desempenho do tratamento para evitar sub e super estimativas de risco.

Tabela 5.15 – Percentis da remoção de oocistos de *Cryptosporidium* obtidos pelos modelos de Lopes (2008), Nieminski e Ongerth (1995), e LeChevallier e Norton (1992), pela distribuição Triangular ajustada aos dados de Lopes (2008) e pela distribuição empírico ajustadas aos dados de turbidez da ETA UFV, e eficiência correspondente de remoção de oocistos, filtros 1 e 2 da ETA UFV, medidas de turbidez horária, banco de dados completo, período de chuva e período de seca.

Remoção de oocistos de <i>Cryptosporidium</i>																											
	Lopes (2008)						Nieminski e Ongerth (1995)						LeChevallier e Norton (1992)						Triangular	Empírico							
	Filtro 1			Filtro 2			Filtro 1			Filtro 2			Filtro 1			Filtro 2				Filtro 1			Filtro 2				
	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca		Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva
5%	1,04	1,24	1,23	1,18	1,28	1,23	1,90	2,08	2,07	2,02	2,13	2,07	1,22	1,39	1,39	1,35	1,45	1,38	0,67	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10%	1,23	1,41	1,33	1,36	1,48	1,36	2,08	2,25	2,17	2,20	2,32	2,19	1,39	1,54	1,47	1,50	1,62	1,50	0,86	0,00	0,00	2,00	2,00	0,00	2,00	0,00	2,00
25%	1,56	1,70	1,48	1,65	1,81	1,56	2,40	2,53	2,32	2,48	2,63	2,39	1,68	1,80	1,61	1,76	1,90	1,68	1,24	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00
50%	1,96	2,02	1,64	1,97	2,16	1,77	2,78	2,84	2,48	2,79	2,97	2,60	2,04	2,09	1,76	2,05	2,21	1,87	1,66	3,00	2,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00
75%	2,39	2,34	1,81	2,30	2,51	1,98	3,21	3,15	2,63	3,11	3,31	2,80	2,43	2,39	1,90	2,34	2,53	2,06	2,04	3,00	3,00	3,00	3,50	3,50	3,50	3,50	3,50
90%	2,80	2,64	1,97	2,60	2,83	2,18	3,60	3,44	2,79	3,40	3,63	2,99	2,80	2,64	2,04	2,62	2,82	2,24	2,37	3,00	3,00	3,00	4,00	4,00	4,00	4,00	4,00
95%	3,05	2,81	2,07	2,78	3,03	2,31	3,84	3,61	2,88	3,57	3,82	3,11	3,02	2,80	2,13	2,77	3,00	2,34	2,54	3,50	3,50	3,00	4,00	4,00	4,00	4,00	4,00

Tabela 5.16 – Percentis da remoção de cistos de *Giardia* obtidos pelos modelos de Nieminski e Ongerth (1995) e de LeChevallier e Norton (1992), e eficiência correspondente de remoção de cistos, filtros 1 e 2 da ETA UFV, medidas de turbidez horária, banco de dados completo, período de chuva e período de seca.

	Remoção de cistos de <i>Giardia</i>											
	Nieminski e Ongerth (1995)						LeChevallier e Norton (1992)					
	Filtro 1			Filtro 2			Filtro 1			Filtro 2		
	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca	Completa	Chuva	Seca
5%	2,51	2,69	2,69	2,64	2,75	2,68	1,43	1,60	1,59	1,55	1,65	1,59
10%	2,70	2,87	2,78	2,82	2,94	2,82	1,59	1,75	1,68	1,71	1,83	1,71
25%	3,03	3,16	2,94	3,11	3,27	3,02	1,89	2,01	1,82	1,97	2,11	1,89
50%	3,43	3,49	3,11	3,44	3,63	3,24	2,25	2,30	1,97	2,26	2,43	2,08
75%	3,88	3,82	3,28	3,78	3,99	3,45	2,64	2,60	2,11	2,56	2,75	2,27
90%	4,29	4,12	3,44	4,08	4,32	3,65	3,01	2,86	2,25	2,83	3,04	2,45
95%	4,54	4,30	3,54	4,26	4,52	3,78	3,23	3,02	2,34	2,99	3,21	2,56

### 5.3.3. Consumo de água

Entre os critérios adotados para estimativa do padrão de consumo de água a ser inserido no modelo de AQRM, a distribuição Poisson com média de 0.87 L.d<sup>-1</sup> resulta em menor consumo se comparada à alternativa com distribuição triangular (mínimo, moda e máximo de 0.1, 1.0 e 1.55 L.d<sup>-1</sup> respectivamente) (Figura 5.15). A distribuição Poisson credita elevada probabilidade ao consumo zero (Tabela 5.17) e, desse modo, apesar de também admitir valores elevados confere a estes pequena probabilidade, reduzindo o nível de exposição.

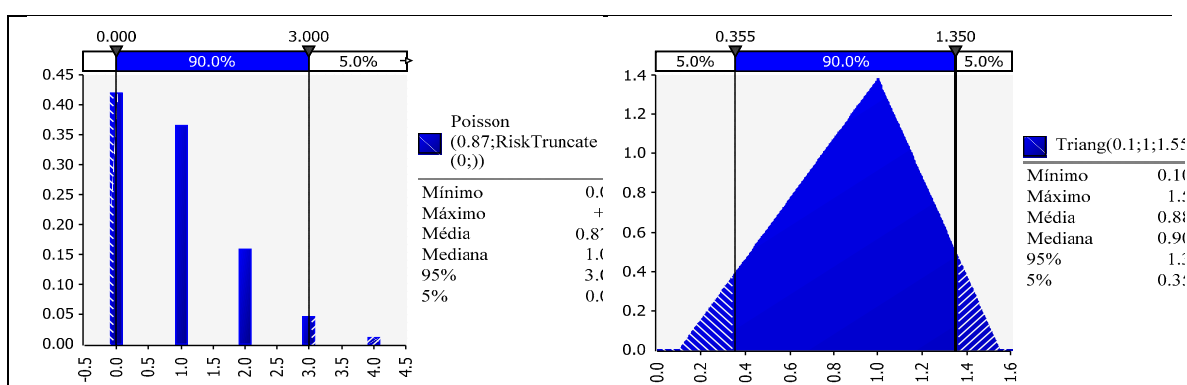


Figura 5.15 – Gráficos da Função Densidade de Probabilidades das estimativas de consumo de água adotadas nos modelos de AQRM: distribuição Poisson (à esquerda) e triangular (à direita).

Tabela 5.17 – Percentis e respectivos valores de consumo diário de água (L d<sup>-1</sup>) para as distribuições Triangular e Poisson.

Distribuição	Percentil										
	5%	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	95%
Poisson	0	0	0	0	0	1	1	1	2	2	3
Triangular	0,36	0,46	0,61	0,73	0,82	0,91	0,98	1,06	1,15	1,27	1,35

### 5.3.4. Parâmetros dos modelos dose-resposta

Conforme descrito no item 5.2.4, para o parâmetro k do modelo exponencial foi assumida variação segundo distribuições triangular e uniforme, tanto para *Cryptosporidium* quanto para *Giardia*. A distribuição Triangular tende a atribuir à esta variável valores um pouco superiores que os da distribuição uniforme (Figura 5.16).

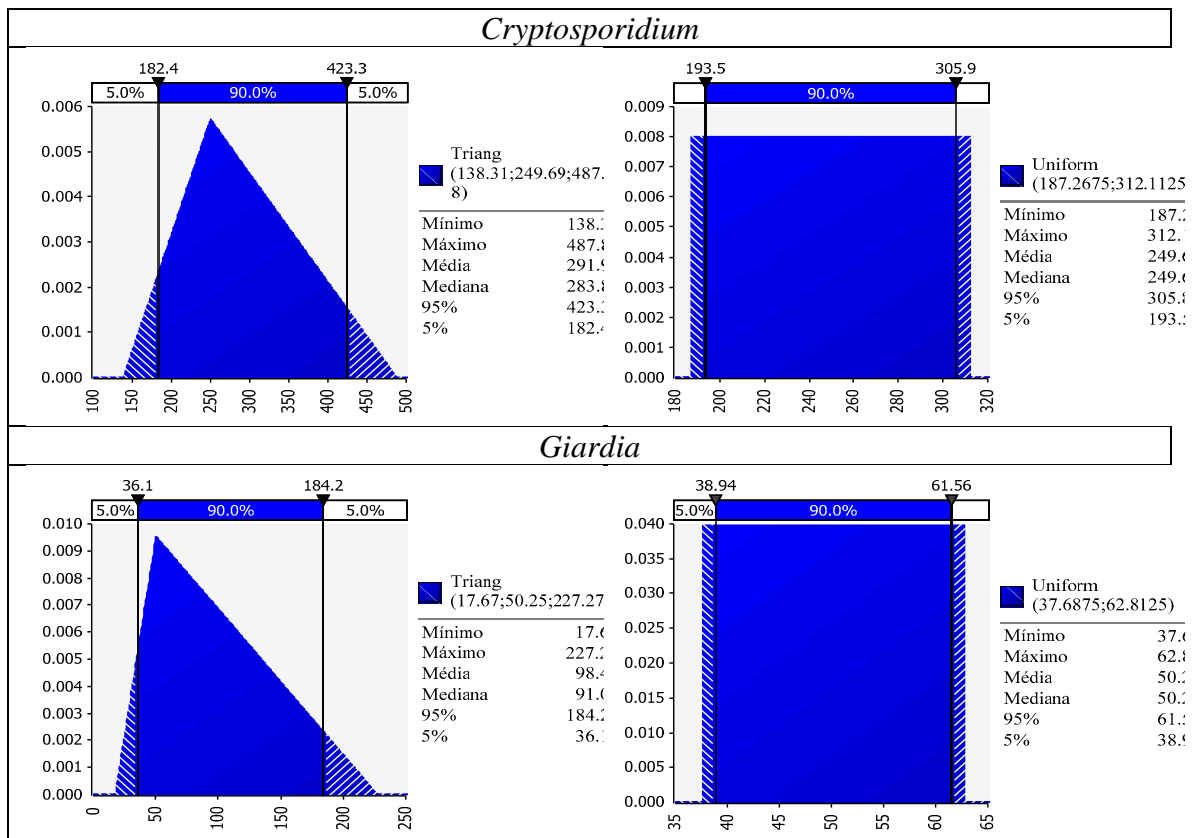


Figura 5.16 – Gráficos das Funções Densidade de Probabilidades para o parâmetro K do modelo dose-resposta exponencial para *Cryptosporidium* e *Giardia*: triangular (à esquerda) e uniforme (à direita).

Para *Cryptosporidium* assumiu-se ainda o modelo dose-resposta beta-Poisson. A Figura 5.17 ilustra as distribuições de probabilidades atribuídas para a variação dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  do modelo dose-resposta beta-Poisson.

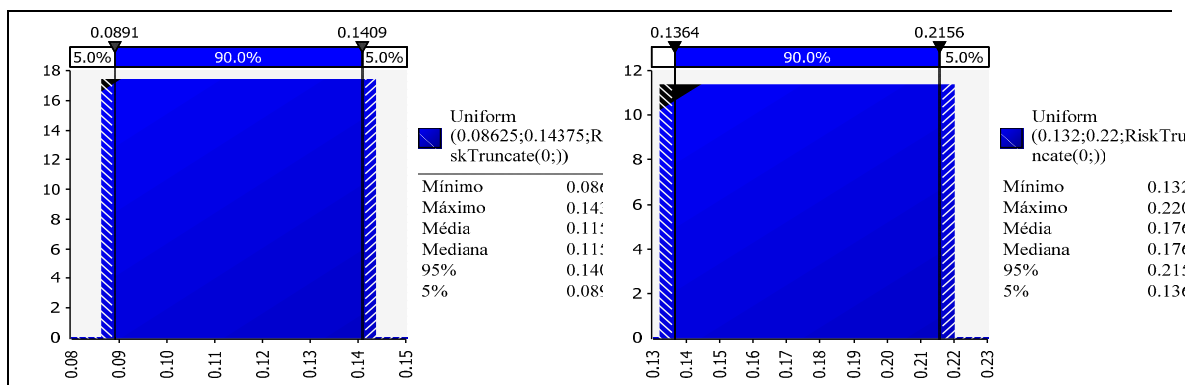


Figura 5.17 – Gráficos da Função Densidade de Probabilidades uniforme adotada para o parâmetros do modelo dose-resposta beta-Poisson para *Cryptosporidium*:  $\alpha$  (à esquerda) e  $\beta$  (à direita).

### 5.3.5. Estimativas de risco

O agrupamento dos dados de turbidez em valores médios não resultou em grandes alterações nas estimativas de risco, sendo que as estimativas relativas às medidas horárias de turbidez, médias diárias, médias de sete dias consecutivos e médias mensais,

quando o restante do cenário de exposição foi mantido constante, apresentaram histogramas semelhantes.

A fim de demonstrar a proximidade entre as estimativas de risco obtidas com dados horários e médios (diário, sete dias consecutivos e mensais), são apresentadas as distribuições de frequências de risco anual para o seguinte cenário: (i) valores não detectados de oocistos de *Cryptosporidium* na água bruta assumidos como iguais a metade do limite de detecção do método analítico; (ii) modelo de LeChevallier e Norton (1992) para estimativa da remoção de oocistos em função da remoção de turbidez, aplicado ao filtro 1; (iii) consumo de água segundo distribuição Poisson, (iv) parâmetro do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição Triangular (Tabela 5.18). Na Tabela 5.19, também como exemplo, são ilustrados os resultados obtidos para estimativa dos riscos diários com o seguinte cenário: (i) valores não detectados de oocistos de *Cryptosporidium* na água bruta assumidos como iguais a metade do limite de detecção, (ii) modelo de Lopes (2008) para estimativa da remoção de oocistos em função da remoção de turbidez, aplicado ao filtro 1; (iii) consumo de água seguindo distribuição triangular, e (iv) parâmetro do modelo dose-resposta exponencial seguindo distribuição triangular.

Assim, conforme mencionado anteriormente, optou-se por trabalhar os dados obtidos com o banco de dados de medidas horárias de turbidez, assumindo que essa abordagem fornece melhor embasamento para caracterização do desempenho da estação. Nas Tabelas 5.20 a 5.27 são apresentados os valores das medianas e dos percentis 95% para os riscos anuais de infecção, estimados a partir dos dados de monitoramento horário de turbidez e de acordo com os modelos de AQRM e cenários de exposição descritos no item 5.2. No Anexo 5 são apresentados os histogramas das estimativas de risco para os vários cenários avaliados.

Tabela 5.18 – Estatística descritiva das estimativas de risco de infecção por *Cryptosporidium* para o cenário de: valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais a metade do limite de detecção do método analítico; modelo de LeChevallier e Norton (1992) para estimativa da remoção de oocistos em função da remoção de turbidez, aplicado ao filtro 1; consumo de água seguindo distribuição Poisson; e parâmetro do modelo dose-resposta exponencial seguindo distribuição triangular.

Parâmetro	Dados horários	Média diária	Média de sete dias consecutivos	Média mensal
Mínimo	0	0	0	0
Máximo	1,00	1,00	1,00	1,00
Média	$2,56 \times 10^{-1}$	$2,92 \times 10^{-1}$	$2,94 \times 10^{-1}$	$2,81 \times 10^{-1}$
5%	0	0	0	0
25%	0	0	0	0
50%	$5,3 \times 10^{-2}$	$9,90 \times 10^{-2}$	$9,59 \times 10^{-2}$	$8,87 \times 10^{-2}$
75%	$4,61 \times 10^{-2}$	$5,71 \times 10^{-1}$	$5,80 \times 10^{-1}$	$5,41 \times 10^{-1}$
95%	$9,9 \times 10^{-2}$	$9,87 \times 10^{-1}$	$9,84 \times 10^{-1}$	$9,76 \times 10^{-1}$

Tabela 5.19 – Estatística descritiva das estimativas de risco diário de infecção por *Cryptosporidium* para o cenário de: valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais a metade do limite de detecção do método analítico; modelo de Lopes (2008) para estimativa da remoção de oocistos em função da remoção de turbidez, aplicado ao filtro 1; consumo de água seguindo distribuição triangular; e parâmetro do modelo dose-resposta exponencial seguindo distribuição triangular

Parâmetro	Dados horários	Média diária	Média de sete dias consecutivos	Média mensal
Mínimo	$9,08 \times 10^{-9}$	$1,99 \times 10^{-8}$	$8,72 \times 10^{-10}$	$1,70 \times 10^{-8}$
Máximo	$4,83 \times 10^{-1}$	$3,02 \times 10^{-1}$	$2,62 \times 10^{-1}$	$1,13 \times 10^{-1}$
Média	$3,71 \times 10^{-3}$	$3,49 \times 10^{-3}$	$3,26 \times 10^{-3}$	$2,91 \times 10^{-3}$
5%	$2,55 \times 10^{-5}$	$6,11 \times 10^{-5}$	$5,83 \times 10^{-5}$	$5,27 \times 10^{-5}$
25%	$2,29 \times 10^{-4}$	$4,27 \times 10^{-4}$	$4,40 \times 10^{-4}$	$3,86 \times 10^{-4}$
50%	$8,93 \times 10^{-4}$	$1,33 \times 10^{-3}$	$1,40 \times 10^{-3}$	$1,24 \times 10^{-3}$
75%	$3,10 \times 10^{-3}$	$3,67 \times 10^{-3}$	$3,76 \times 10^{-3}$	$3,39 \times 10^{-3}$
95%	$1,58 \times 10^{-2}$	$1,38 \times 10^{-2}$	$1,26 \times 10^{-2}$	$1,12 \times 10^{-2}$

Tabela 5.20 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Cryptosporidium*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson.

Filtro 1															
Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)			Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)			Modelo de remoção Lopes (2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular			
Exponencia l Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo															
50%	9,0x10 <sup>-3</sup>	1,0x10 <sup>-2</sup>	8,1x10 <sup>-1</sup>	5,3x10 <sup>-2</sup>	6,1x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,6x10 <sup>-2</sup>	6,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,9x10 <sup>-2</sup>	2,1x10 <sup>-2</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,9x10 <sup>-1</sup>	6,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva															
50%	6,5x10 <sup>-3</sup>	7,6x10 <sup>-3</sup>	6,9x10 <sup>-1</sup>	3,9x10 <sup>-2</sup>	4,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,1x10 <sup>-2</sup>	4,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	1,5x10 <sup>-2</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	8,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	3,4x10 <sup>-1</sup>	3,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,3x10 <sup>-1</sup>	9,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca															
50%	1,1x10 <sup>-2</sup>	1,2x10 <sup>-2</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	5,7x10 <sup>-2</sup>	6,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,0x10 <sup>-2</sup>	8,2x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,6x10 <sup>-3</sup>	6,5x10 <sup>-3</sup>	6,3x10 <sup>-1</sup>	4,7x10 <sup>-2</sup>	5,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,1x10 <sup>-1</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,3x10 <sup>-1</sup>	9,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo															
50%	8,9x10 <sup>-3</sup>	1,0x10 <sup>-2</sup>	8,0x10 <sup>-1</sup>	5,4x10 <sup>-2</sup>	6,2x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,5x10 <sup>-2</sup>	6,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,8x10 <sup>-2</sup>	2,1x10 <sup>-2</sup>	9,6x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,8x10 <sup>-1</sup>	6,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva															
50%	6,5x10 <sup>-3</sup>	7,6x10 <sup>-3</sup>	7,0x10 <sup>-1</sup>	3,8x10 <sup>-2</sup>	4,4x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,1x10 <sup>-2</sup>	4,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	1,5x10 <sup>-2</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	8,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	3,4x10 <sup>-1</sup>	3,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	9,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,4x10 <sup>-1</sup>	9,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca															
50%	1,1x10 <sup>-2</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	5,6x10 <sup>-2</sup>	6,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,2x10 <sup>-2</sup>	8,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,7x10 <sup>-3</sup>	6,6x10 <sup>-3</sup>	6,4x10 <sup>-1</sup>	4,8x10 <sup>-2</sup>	5,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,1x10 <sup>-1</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,5x10 <sup>-1</sup>	9,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo															
50%	7,2x10 <sup>-3</sup>	8,3x10 <sup>-3</sup>	7,3x10 <sup>-1</sup>	4,0x10 <sup>-2</sup>	4,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,2x10 <sup>-2</sup>	4,9x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,4x10 <sup>-2</sup>	1,7x10 <sup>-2</sup>	9,3x10 <sup>-1</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	6,0x10 <sup>-1</sup>	6,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva															
50%	5,7x10 <sup>-3</sup>	6,7x10 <sup>-3</sup>	6,5x10 <sup>-1</sup>	3,3x10 <sup>-2</sup>	3,9x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,7x10 <sup>-2</sup>	4,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>-2</sup>	1,2x10 <sup>-2</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	7,5x10 <sup>-2</sup>	8,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	3,3x10 <sup>-1</sup>	3,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,3x10 <sup>-1</sup>	9,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca															
50%	8,3x10 <sup>-3</sup>	9,9x10 <sup>-3</sup>	7,8x10 <sup>-1</sup>	4,4x10 <sup>-2</sup>	5,2x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,6x10 <sup>-2</sup>	6,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,6x10 <sup>-3</sup>	4,2x10 <sup>-3</sup>	4,9x10 <sup>-1</sup>	3,2x10 <sup>-2</sup>	3,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,9x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,2x10 <sup>-1</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>

Tabela 5.21 – das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Cryptosporidium*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson.

Filtro 2															
Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)			Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)			Modelo de remoção Lopes (2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular			
Exponencial	Exponencial	Beta-	Exponencial	Exponencial	Beta-	Exponencial	Exponencial	Beta-Poisson	Exponencial	Exponencial	Beta-	Exponencial	Exponencial	Beta-	
Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo															
50%	1,2x10 <sup>-2</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	6,5x10 <sup>-2</sup>	7,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,2x10 <sup>-2</sup>	8,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,9x10 <sup>-3</sup>	6,9x10 <sup>-3</sup>	6,7x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,2x10 <sup>-1</sup>	5,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva															
50%	4,4x10 <sup>-3</sup>	5,1x10 <sup>-3</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	2,8x10 <sup>-2</sup>	3,2x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	2,8x10 <sup>-2</sup>	3,3x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	4,0x10 <sup>-3</sup>	4,7x10 <sup>-3</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,2x10 <sup>-1</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca															
50%	7,5x10 <sup>-3</sup>	8,6x10 <sup>-3</sup>	7,4x10 <sup>-1</sup>	4,1x10 <sup>-2</sup>	4,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,9x10 <sup>-2</sup>	5,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,9x10 <sup>-3</sup>	2,2x10 <sup>-3</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	4,7x10 <sup>-2</sup>	5,4x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,4x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,6x10 <sup>-1</sup>	8,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	5,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo															
50%	1,2x10 <sup>-2</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	6,6x10 <sup>-2</sup>	7,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,2x10 <sup>-2</sup>	8,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	6,1x10 <sup>-3</sup>	7,0x10 <sup>-3</sup>	6,7x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,2x10 <sup>-1</sup>	5,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva															
50%	4,5x10 <sup>-3</sup>	5,2x10 <sup>-3</sup>	5,6x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-2</sup>	3,1x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	2,8x10 <sup>-2</sup>	3,2x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	3,9x10 <sup>-3</sup>	4,6x10 <sup>-3</sup>	5,2x10 <sup>-1</sup>	8,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,2x10 <sup>-1</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca															
50%	7,6x10 <sup>-3</sup>	8,7x10 <sup>-3</sup>	7,4x10 <sup>-1</sup>	4,1x10 <sup>-2</sup>	4,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,9x10 <sup>-2</sup>	5,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,9x10 <sup>-3</sup>	2,1x10 <sup>-3</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	4,8x10 <sup>-2</sup>	5,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,5x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,6x10 <sup>-1</sup>	8,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	5,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo															
50%	9,6x10 <sup>-3</sup>	1,1x10 <sup>-2</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	5,4x10 <sup>-2</sup>	6,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,8x10 <sup>-2</sup>	6,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,5x10 <sup>-3</sup>	5,3x10 <sup>-3</sup>	5,7x10 <sup>-1</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,3x10 <sup>-1</sup>	5,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva															
50%	3,9x10 <sup>-3</sup>	4,5x10 <sup>-3</sup>	5,1x10 <sup>-1</sup>	2,4x10 <sup>-2</sup>	2,7x10 <sup>-2</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	2,4x10 <sup>-2</sup>	2,8x10 <sup>-2</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-3</sup>	3,6x10 <sup>-3</sup>	4,4x10 <sup>-1</sup>	7,5x10 <sup>-2</sup>	8,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	8,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	9,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca															
50%	5,7x10 <sup>-3</sup>	6,7x10 <sup>-3</sup>	6,5x10 <sup>-1</sup>	3,2x10 <sup>-2</sup>	3,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,8x10 <sup>-2</sup>	4,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,2x10 <sup>-3</sup>	1,4x10 <sup>-3</sup>	2,0x10 <sup>-1</sup>	3,2x10 <sup>-2</sup>	3,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,5x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,6x10 <sup>-1</sup>	8,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,5x10 <sup>-1</sup>	8,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,3x10 <sup>-1</sup>	5,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>

Tabela 5.22 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Cryptosporidium*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular.

Filtro 1															
Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)			Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)			Modelo de remoção Lopes (2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular			
Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo															
50%	4,8x10 <sup>-2</sup>	5,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,4x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,6x10 <sup>-2</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,0x10 <sup>-1</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,6x10 <sup>-1</sup>	6,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva															
50%	2,8x10 <sup>-2</sup>	3,3x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	1,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,2x10 <sup>-2</sup>	9,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,6x10 <sup>-1</sup>	4,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	3,0x10 <sup>-1</sup>	3,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	9,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca															
50%	3,6x10 <sup>-2</sup>	4,1x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,8x10 <sup>-1</sup>	2,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,2x10 <sup>-1</sup>	2,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,6x10 <sup>-2</sup>	3,0x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,3x10 <sup>-1</sup>	2,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,3x10 <sup>-1</sup>	7,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	8,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo															
50%	4,8x10 <sup>-2</sup>	5,4x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,4x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,6x10 <sup>-2</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,0x10 <sup>-1</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,6x10 <sup>-1</sup>	6,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva															
50%	2,8x10 <sup>-2</sup>	3,2x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	2,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,3x10 <sup>-2</sup>	9,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,6x10 <sup>-1</sup>	4,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	3,0x10 <sup>-1</sup>	3,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	9,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca															
50%	3,6x10 <sup>-2</sup>	4,1x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	2,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,2x10 <sup>-1</sup>	2,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,6x10 <sup>-2</sup>	3,0x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,3x10 <sup>-1</sup>	2,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,4x10 <sup>-1</sup>	7,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo															
50%	4,6x10 <sup>-2</sup>	5,3x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,3x10 <sup>-1</sup>	2,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	3,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,9x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,0x10 <sup>-1</sup>	5,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	5,8x10 <sup>-1</sup>	6,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva															
50%	2,7x10 <sup>-2</sup>	3,1x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	1,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,7x10 <sup>-2</sup>	8,8x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,5x10 <sup>-1</sup>	3,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	3,1x10 <sup>-1</sup>	3,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,2x10 <sup>-1</sup>	9,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca															
50%	3,5x10 <sup>-2</sup>	4,0x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	1,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,4x10 <sup>-2</sup>	2,7x10 <sup>-2</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	2,0x10 <sup>-1</sup>	2,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,3x10 <sup>-1</sup>	2,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,4x10 <sup>-1</sup>	7,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>

Tabela 5.23 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Cryptosporidium*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular.

	Filtro 2														
	Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)			Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)			Modelo de remoção Lopes (2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular		
	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Beta-Poisson
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo															
50%	4,9x10 <sup>-2</sup>	5,6x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,5x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,9x10 <sup>-2</sup>	4,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,0x10 <sup>-1</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	4,8x10 <sup>-1</sup>	5,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,6x10 <sup>-1</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva															
50%	2,1x10 <sup>-2</sup>	2,4x10 <sup>-2</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,0x10 <sup>-2</sup>	3,5x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	3,6x10 <sup>-1</sup>	4,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,6x10 <sup>-1</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,9x10 <sup>-1</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca															
50%	2,7x10 <sup>-2</sup>	3,1x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,2x10 <sup>-2</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,0x10 <sup>-1</sup>	7,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo															
50%	4,9x10 <sup>-2</sup>	5,7x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,5x10 <sup>-1</sup>	2,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	3,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,9x10 <sup>-2</sup>	4,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	5,0x10 <sup>-1</sup>	5,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	4,8x10 <sup>-1</sup>	5,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,6x10 <sup>-1</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva															
50%	2,1x10 <sup>-2</sup>	2,4x10 <sup>-2</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,1x10 <sup>-2</sup>	3,5x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	3,5x10 <sup>-1</sup>	4,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,6x10 <sup>-1</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,9x10 <sup>-1</sup>	8,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,7x10 <sup>-1</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca															
50%	2,7x10 <sup>-2</sup>	3,1x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,6x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,7x10 <sup>-1</sup>	1,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,1x10 <sup>-2</sup>	1,3x10 <sup>-2</sup>	8,6x10 <sup>-1</sup>	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	6,9x10 <sup>-1</sup>	7,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,9x10 <sup>-1</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo															
50%	4,8x10 <sup>-2</sup>	5,5x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,4x10 <sup>-1</sup>	2,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,8x10 <sup>-1</sup>	3,1x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	3,6x10 <sup>-2</sup>	4,2x10 <sup>-2</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	4,9x10 <sup>-1</sup>	5,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	4,8x10 <sup>-1</sup>	5,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,6x10 <sup>-1</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva															
50%	2,0x10 <sup>-2</sup>	2,3x10 <sup>-2</sup>	9,7x10 <sup>-1</sup>	1,1x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,2x10 <sup>-1</sup>	1,4x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	2,9x10 <sup>-2</sup>	3,3x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	3,5x10 <sup>-1</sup>	3,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,7x10 <sup>-1</sup>	2,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,9x10 <sup>-1</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,8x10 <sup>-1</sup>	9,0x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca															
50%	2,6x10 <sup>-2</sup>	3,0x10 <sup>-2</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,3x10 <sup>-1</sup>	1,5x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,6x10 <sup>-1</sup>	1,8x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	1,0x10 <sup>-2</sup>	1,2x10 <sup>-2</sup>	8,4x10 <sup>-1</sup>	2,0x10 <sup>-1</sup>	2,2x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>
95%	2,1x10 <sup>-1</sup>	2,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	7,0x10 <sup>-1</sup>	7,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	8,0x10 <sup>-1</sup>	8,3x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,8x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	9,9x10 <sup>-1</sup>	1,0x10 <sup>0</sup>

Tabela 5.24 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Giardia*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson.

Filtro 1				
Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)		Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)		
Exponencial	Triangular	Exponencial	Uniforme	Exponencial
Triangular	Uniforme	Exponencial	Triangular	Uniforme
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo				
50%	$3,3 \times 10^{-3}$	$6,2 \times 10^{-3}$	$5,7 \times 10^{-2}$	$1,0 \times 10^{-1}$
95%	$3,4 \times 10^{-1}$	$4,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva				
50%	$3,1 \times 10^{-3}$	$5,7 \times 10^{-3}$	$5,1 \times 10^{-2}$	$9,5 \times 10^{-2}$
95%	$2,1 \times 10^{-1}$	$3,0 \times 10^{-1}$	$9,6 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca				
50%	$1,8 \times 10^{-3}$	$3,4 \times 10^{-3}$	$2,6 \times 10^{-2}$	$4,9 \times 10^{-2}$
95%	$6,5 \times 10^{-2}$	$9,8 \times 10^{-2}$	$5,9 \times 10^{-1}$	$7,5 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo				
50%	$3,3 \times 10^{-3}$	$6,3 \times 10^{-3}$	$5,7 \times 10^{-2}$	$1,0 \times 10^{-1}$
95%	$3,4 \times 10^{-1}$	$5,0 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva				
50%	$3,1 \times 10^{-3}$	$5,8 \times 10^{-3}$	$5,1 \times 10^{-2}$	$9,5 \times 10^{-2}$
95%	$2,1 \times 10^{-1}$	$3,1 \times 10^{-1}$	$9,6 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca				
50%	$1,8 \times 10^{-3}$	$3,5 \times 10^{-3}$	$2,6 \times 10^{-2}$	$4,9 \times 10^{-2}$
95%	$6,4 \times 10^{-2}$	$9,6 \times 10^{-2}$	$6,0 \times 10^{-1}$	$7,5 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo				
50%	$1,7 \times 10^{-3}$	$3,3 \times 10^{-3}$	$3,4 \times 10^{-2}$	$6,4 \times 10^{-2}$
95%	$3,5 \times 10^{-1}$	$5,0 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva				
50%	$2,3 \times 10^{-3}$	$4,5 \times 10^{-3}$	$4,0 \times 10^{-2}$	$7,6 \times 10^{-2}$
95%	$2,1 \times 10^{-1}$	$3,1 \times 10^{-1}$	$9,6 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca				
50%	$0,0 \times 10^0$	$0,0 \times 10^0$	$0,0 \times 10^0$	$0,0 \times 10^0$
95%	$6,8 \times 10^{-2}$	$1,0 \times 10^{-1}$	$6,1 \times 10^{-1}$	$7,7 \times 10^{-1}$

Tabela 5.25 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Giardia*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Poisson.

Filtro 2				
	Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)		Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)	
	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo				
50%	$4,3 \times 10^{-3}$	$8,2 \times 10^{-3}$	$7,3 \times 10^{-2}$	$1,3 \times 10^{-1}$
95%	$2,9 \times 10^{-1}$	$4,2 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva				
50%	$2,0 \times 10^{-3}$	$3,8 \times 10^{-3}$	$3,5 \times 10^{-2}$	$6,6 \times 10^{-2}$
95%	$1,7 \times 10^{-1}$	$2,6 \times 10^{-1}$	$9,3 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca				
50%	$1,2 \times 10^{-3}$	$2,4 \times 10^{-3}$	$1,9 \times 10^{-2}$	$3,6 \times 10^{-2}$
95%	$5,5 \times 10^{-2}$	$8,5 \times 10^{-2}$	$5,4 \times 10^{-1}$	$7,0 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo				
50%	$4,3 \times 10^{-3}$	$8,1 \times 10^{-3}$	$7,1 \times 10^{-2}$	$1,3 \times 10^{-1}$
95%	$3,0 \times 10^{-1}$	$4,3 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva				
50%	$2,0 \times 10^{-3}$	$3,8 \times 10^{-3}$	$3,6 \times 10^{-2}$	$6,6 \times 10^{-2}$
95%	$1,7 \times 10^{-1}$	$2,6 \times 10^{-1}$	$9,2 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca				
50%	$1,3 \times 10^{-3}$	$2,4 \times 10^{-3}$	$1,9 \times 10^{-2}$	$3,6 \times 10^{-2}$
95%	$5,4 \times 10^{-2}$	$8,3 \times 10^{-2}$	$5,4 \times 10^{-1}$	$6,9 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo				
50%	$2,6 \times 10^{-3}$	$5,0 \times 10^{-3}$	$4,7 \times 10^{-2}$	$8,9 \times 10^{-2}$
95%	$2,9 \times 10^{-1}$	$4,2 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva				
50%	$1,6 \times 10^{-3}$	$3,1 \times 10^{-3}$	$2,8 \times 10^{-2}$	$5,3 \times 10^{-2}$
95%	$1,8 \times 10^{-1}$	$2,6 \times 10^{-1}$	$9,3 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca				
50%	$0,0 \times 10^0$	$0,0 \times 10^0$	$0,0 \times 10^0$	$0,0 \times 10^0$
95%	$5,7 \times 10^{-2}$	$8,8 \times 10^{-2}$	$5,5 \times 10^{-1}$	$7,1 \times 10^{-1}$

Tabela 5.26 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Giardia*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 1 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular.

Filtro 1				
	Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)		Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)	
	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo				
50%	$2,0 \times 10^{-2}$	$3,5 \times 10^{-2}$	$2,6 \times 10^{-1}$	$4,2 \times 10^{-1}$
95%	$3,3 \times 10^{-1}$	$4,6 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva				
50%	$1,4 \times 10^{-2}$	$2,5 \times 10^{-2}$	$2,0 \times 10^{-1}$	$3,3 \times 10^{-1}$
95%	$1,9 \times 10^{-1}$	$2,8 \times 10^{-1}$	$9,4 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca				
50%	$6,5 \times 10^{-3}$	$1,1 \times 10^{-2}$	$8,6 \times 10^{-2}$	$1,5 \times 10^{-1}$
95%	$5,4 \times 10^{-2}$	$7,9 \times 10^{-2}$	$5,3 \times 10^{-1}$	$6,7 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo				
50%	$2,0 \times 10^{-2}$	$3,5 \times 10^{-2}$	$2,6 \times 10^{-1}$	$4,2 \times 10^{-1}$
95%	$3,3 \times 10^{-1}$	$4,7 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva				
50%	$1,4 \times 10^{-2}$	$2,5 \times 10^{-2}$	$2,0 \times 10^{-1}$	$3,3 \times 10^{-1}$
95%	$1,9 \times 10^{-1}$	$2,8 \times 10^{-1}$	$9,4 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca				
50%	$6,5 \times 10^{-3}$	$1,2 \times 10^{-2}$	$8,6 \times 10^{-2}$	$1,5 \times 10^{-1}$
95%	$5,5 \times 10^{-2}$	$8,1 \times 10^{-2}$	$5,3 \times 10^{-1}$	$6,7 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo				
50%	$1,8 \times 10^{-2}$	$3,3 \times 10^{-2}$	$2,5 \times 10^{-1}$	$4,0 \times 10^{-1}$
95%	$3,3 \times 10^{-1}$	$4,7 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva				
50%	$1,4 \times 10^{-2}$	$2,4 \times 10^{-2}$	$1,9 \times 10^{-1}$	$3,2 \times 10^{-1}$
95%	$1,9 \times 10^{-1}$	$2,9 \times 10^{-1}$	$9,5 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca				
50%	$5,7 \times 10^{-3}$	$1,0 \times 10^{-2}$	$7,7 \times 10^{-2}$	$1,4 \times 10^{-1}$
95%	$5,9 \times 10^{-2}$	$8,6 \times 10^{-2}$	$5,5 \times 10^{-1}$	$6,9 \times 10^{-1}$

Tabela 5.27 – Valores das medianas e percentis 95% dos riscos de infecção por *Giardia*, considerando dados horários de turbidez da água bruta e do efluente do Filtro 2 e o padrão de consumo de água segundo distribuição Triangular.

Filtro 2				
Modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995)		Modelo de remoção LeChevallier e Norton (1995)		
	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme	Exponencial Triangular	Exponencial Uniforme
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período completo				
50%	$2,0 \times 10^{-2}$	$3,6 \times 10^{-2}$	$2,7 \times 10^{-1}$	$4,3 \times 10^{-1}$
95%	$2,7 \times 10^{-1}$	$3,9 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de chuva				
50%	$1,0 \times 10^{-2}$	$1,8 \times 10^{-2}$	$1,5 \times 10^{-1}$	$2,6 \times 10^{-1}$
95%	$1,6 \times 10^{-1}$	$2,4 \times 10^{-1}$	$9,1 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a metade do limite de detecção: período de seca				
50%	$4,8 \times 10^{-3}$	$8,5 \times 10^{-3}$	$6,7 \times 10^{-2}$	$1,2 \times 10^{-1}$
95%	$4,8 \times 10^{-2}$	$7,1 \times 10^{-2}$	$4,8 \times 10^{-1}$	$6,2 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período completo				
50%	$2,1 \times 10^{-2}$	$3,6 \times 10^{-2}$	$2,7 \times 10^{-1}$	$4,3 \times 10^{-1}$
95%	$2,7 \times 10^{-1}$	$3,8 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de chuva				
50%	$1,0 \times 10^{-2}$	$1,8 \times 10^{-2}$	$1,5 \times 10^{-1}$	$2,6 \times 10^{-1}$
95%	$1,6 \times 10^{-1}$	$2,4 \times 10^{-1}$	$9,1 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual ao limite de detecção: período de seca				
50%	$4,8 \times 10^{-3}$	$8,6 \times 10^{-3}$	$6,8 \times 10^{-2}$	$1,2 \times 10^{-1}$
95%	$4,9 \times 10^{-2}$	$7,2 \times 10^{-2}$	$4,8 \times 10^{-1}$	$6,2 \times 10^{-1}$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período completo				
50%	$1,9 \times 10^{-2}$	$3,4 \times 10^{-2}$	$2,6 \times 10^{-1}$	$4,2 \times 10^{-1}$
95%	$2,8 \times 10^{-1}$	$3,9 \times 10^{-1}$	$9,9 \times 10^{-1}$	$1,0 \times 10^0$
Concentração de cistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de chuva				
50%	$9,9 \times 10^{-3}$	$1,7 \times 10^{-2}$	$1,5 \times 10^{-1}$	$2,5 \times 10^{-1}$
95%	$1,6 \times 10^{-1}$	$2,4 \times 10^{-1}$	$9,1 \times 10^{-1}$	$9,8 \times 10^{-1}$
Concentração de oocistos com não detectado igual a zero (distribuição discreta): período de seca				
50%	$4,0 \times 10^{-3}$	$7,4 \times 10^{-3}$	$5,8 \times 10^{-2}$	$1,0 \times 10^{-1}$
95%	$5,1 \times 10^{-2}$	$7,7 \times 10^{-2}$	$5,0 \times 10^{-1}$	$6,5 \times 10^{-1}$

Os níveis de risco anuais de infecção assumidos como toleráveis pela USEPA ( $10^{-4}$  pppa) e pela OMS (próximo a  $10^{-3}$  pppa tanto para *Cryptosporidium* quanto para *Giardia* –  $10^{-6}$  DALY) dificilmente foram atendidos, em todas e quaisquer das simulações testadas. Destaca-se ainda que, em alguns cenários, os riscos semestrais se mostraram superiores aos anuais. Embora este fato, intuitivamente, constitua incoerência, pode ser justificado pelas diferenças entre as distribuições das variáveis de entrada dos modelos em cada período, mais precisamente devido às distribuições de probabilidades atribuídas à concentração de (oo)cistos e à remoção de (oo)cistos nos diferentes períodos.

Tanto as medianas quanto os percentis 95% das estimativas de risco, anuais e semestrais (períodos de seca e chuvas), assumiram valores relativamente elevados em todas as simulações, para ambos os organismos. Os percentis 95% das estimativas de risco por *Cryptosporidium* foram sempre, e os de *Giardia* quase sempre, superiores a  $10^{-1}$ , assumindo, muito frequentemente, valores muito próximos ou iguais a 1 (100% de probabilidade de infecção).

Os valores das medianas das estimativas de risco semestrais e anuais de infecção por *Cryptosporidium* foram frequentemente superiores a  $10^{-2}$ , muito embora não tenham sido raros os cenários em que a mediana dos riscos tenha sido superior a  $10^{-1}$ . Destaca-se, no entanto, que a mediana dos riscos semestrais e anuais para ambos os organismos atingiu níveis próximos à  $10^{-3}$  pppa, com maior frequência, quando o cenário envolvia o consumo de água seguindo uma distribuição Poisson e o modelos de remoção propostos por Nieminski e Ongerth (1995) ou o modelo Empírico ajustado, este último sem se tratando apenas de *Cryptosporidium*.

Para *Giardia*, as estimativas de risco foram um pouco inferiores em função das menores concentrações desse organismo no manancial e das maiores estimativas de remoção de cistos que de oocistos pelos modelos de Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992). Dependendo do modelo considerado, a mediana das estimativas de risco de infecção por *Giardia*, anual ou semestral, assumiram valores, tipicamente, em torno de  $10^{-3}$  -  $10^{-1}$  pppa. Apenas quando o cenário envolvia o período de seca, concentração de oocistos como variável discreta (não detectado igual a zero) e consumo de água segundo distribuição Poisson, a mediana dos riscos de infecção foi igual a “zero”.

De fato, valores elevados de estimativas de risco eram esperados tendo em vista as concentrações de (oo)cistos encontradas na água bruta (ver item 5.3.1.1) e a capacidade usual de remoção nas unidades de clarificação do tratamento em ciclo completo (ver

item 3.9.2). Em outras palavras, os riscos aqui avaliados referem-se à qualidade da água filtrada, mas o atendimento aos níveis de risco usualmente assumidos como toleráveis irão requerer tratamento adicional (por desinfecção, por exemplo – ver item 3.10).

Os resultados revelaram também amplas variações nas estimativas de risco dependendo do modelo considerado. A análise dos histogramas (Anexo 5) e dos percentis das distribuições das estimativas de risco (Tabelas 5.20 a 5.27) permite uma avaliação comparativa dentre as alternativas analisadas para os cenários de exposição. Nos itens a seguir, os resultados de estimativa de riscos de infecção serão abordados tomando como referência as diferentes variáveis de entrada dos modelos de exposição.

#### 5.3.5.1. Concentração de (oo)cistos na água bruta

Conforme registrado no item 5.3.1.1, o banco de dados de ocorrência de cistos de *Giardia* e de oocisto de *Cryptosporidium* foi caracterizado por amplas variações e pela elevada frequência de valores abaixo dos limites de detecção, entre 40 e 60% para ambos os microrganismos (Tabela 5.28).

Tabela 5.28 – Percentual de dados de oocistos de *Cryptosporidium* e cistos de *Giardia* não detectados para o banco de dados do período completo, período de seca e período de chuva.

Organismo	Percentual de dados não detectados (%)		
	Período completo	Seca	Chuva
oocistos de <i>Cryptosporidium</i>	48%	55%	42%
cistos de <i>Giardia</i>	55%	66%	47%

Isso constitui um importante desafio na aplicação dos modelos de AQRM e a literatura relata diversas abordagens para o tratamento de dados não detectados, desde o uso de complexas funções mistas até a adoção de limites de detecção (JAIDI *et al.*, 2009; KAYHANIAN *et al.*, 2002; PETERSON *et al.*, 2006) e, naturalmente, a distribuição ou a abordagem adotada pode influenciar as estimativas de risco.

No entanto, no presente trabalho as diferentes formas utilizadas para o tratamento dos dados não detectados (igualando-os a zero, ao limite de detecção ou à metade dos limites de detecção dos métodos de pesquisa de (oo)cistos) resultaram em estimativas de risco bastante similares. Isso pode ser devido aos fatos de que os limites de detecção utilizados não diferiram muito em termos absolutos (0,10 e 0,25 (oo)cistos.L<sup>-1</sup>), e que as distribuições de probabilidades ajustadas aos dados de (oo)cistos foram, em todos os casos, muito semelhantes.

### 5.3.5.2. Remoção de (oo)cistos no tratamento da água

Como referido no item 5.2.3.6, dentre os modelos de estimativa da remoção de (oo)cistos aqui avaliados, o de Nieminski e Ongerth (1995) (função da remoção de turbidez) é o que resultou em estimativas mais elevadas de remoção e, por conseguinte, em geral, nas estimativas mais baixas de risco. No outro extremo, o modelo Triangular ajustado a resultados de experimentos em ETA piloto na UFV resultou nas estimativas mais conservadoras de remoção de oocistos, e portanto, em geral, também de riscos.

Como discutido anteriormente, os modelos matemáticos de remoção de (oo)cistos de *Giardia* e *Cryptosporidium* aqui avaliados (LeChevallier e Norton, 1992; Nieminski e Ongerth, 1995; Lopes, 2008), são funções apenas da remoção de turbidez e, por conseguinte a remoção de (oo)cistos no período de chuva foi superior à do período de seca, pois os dados de turbidez da água bruta no período de chuva foram superiores aos do período de seca (inclusive estatisticamente, pelo teste de Mann-Whitney) e a variação da turbidez do efluente filtrado se dá em faixas bem mais estreitas que a da água bruta.

Em função disso, as estimativas de risco de infecção por *Cryptosporidium* no período de seca foram superiores às do período de chuva, apesar da concentração de oocistos durante a seca ser inferior. No caso da *Giardia*, as estimativas de riscos para o período de chuva foram superiores, o que pode ser atribuído à maior remoção calculada com os modelos para esse organismo e, principalmente, à maior diferença nas concentrações de cistos entre os períodos de chuva e seca.

Os dois outros modelos utilizados para estimar a remoção de *Cryptosporidium* (distribuição triangular baseada em resultados de experimentos em ETA piloto na UFV, e distribuição empírica baseada na distribuição de frequência dos dados de turbidez da água filtrada) revelaram diferenças importantes entre as estimativas de risco para os períodos de chuva e seca. Com esses modelos, os valores das medianas no período de chuva foram aproximadamente o dobro das do período de seca, evidenciando a importância da diferença entre as distribuições de probabilidades assumidas para a concentração de oocistos em cada período, uma vez que a remoções de oocistos estimadas pelo modelo triangular e pelo modelo empírico foram, respectivamente, praticamente iguais nos dois períodos considerados (seca e chuva). No entanto, no geral, o modelo triangular subestima a remoção de oocistos comparativamente ao modelo empírico e, por conseguinte, resultou em estimativas de riscos superiores.

#### 5.3.5.3. Consumo de água

Os riscos de infecção estimados com o padrão de consumo de água baseado na distribuição Poisson (média de 0.87 L.d<sup>-1</sup>), recomendada por Mons *et al.* (2007) como uma estimativa conservadora, foram muito inferiores àqueles estimados com base na distribuição triangular (0.1, 1.0 e 1.55 L.d<sup>-1</sup>).

Apesar de a distribuição Poisson admitir valores de consumo muito elevados (não apresenta limite superior), mais de 40% das estimativas de risco apresentaram valor nulo, decorrente do mesmo percentual aos dados de consumo zero de água, o que significa ausência de exposição. O primeiro valor positivo para consumo de água assume 1,0 L.d<sup>-1</sup> e o primeiro valor de risco não nulo é próximo ao percentil 45%, superior a 10<sup>-3</sup> pppa.

Por sua vez, o modelo de consumo de água baseado em distribuição triangular, apesar de admitir limite superior relativamente reduzido (1,5 L.d<sup>-1</sup>), atribui baixas probabilidades aos valores de consumo próximos ao limite inferior (0,1 L.d<sup>-1</sup>), concentrando a amostragem em torno do valor mais provável (1 L.dia<sup>-1</sup>) e, por conseguinte, elevando o risco de infecção.

Essas discrepâncias marcantes entre as duas distribuições testadas para a variável consumo de água e, conseqüentemente, entre as correspondentes estimativas de risco, ressaltam a importância de se contar com informações sobre essa variável, fidedignas e representativas de determinado contexto

#### 5.3.5.4. Modelos dose-resposta

A aplicação do modelo exponencial com parâmetro  $k$  avariando de acordo com distribuição triangular entre o intervalo de confiança de 95% proposto por Teunis *et al.* (1996), e com distribuição uniforme com limites de  $\pm 25\%$  em torno do valor determinado por Teunis *et al.* (1996), levou a estimativas de risco muito próximas para ambos os microrganismos.

O modelo beta-Poisson, ajustado por Teunis *et al.* (2002) para dados de *Cryptosporidium*, resultou em estimativas de risco pouco realistas, com valores das medianas das estimativas de risco anual e semestral muito próximos de ou iguais a 1 (100% de probabilidade de infecção) em quaisquer das variações adotadas.

### 5.3.6. Análise de sensibilidade

Testes de análise de sensibilidade foram realizadas para identificar as variáveis de entrada cujas variações têm maior impacto sobre a variável de saída dos modelos de AQRM (no caso, as estimativas de risco).

Como variáveis de entrada foram consideradas: (i) remoção de (oo)cistos, sendo que para os modelos matemáticos foram consideradas a turbidez da água bruta e da água filtrada; (ii) parâmetros dos modelos dose-resposta:  $k$  (modelo exponencial),  $\alpha$  e  $\beta$  (modelo beta-Poisson); (iii) concentração de (oo)cistos na água bruta; (iv) taxa de recuperação de (oo)cistos das técnica analítica e (v) consumo de água.

Em relação à análise de sensibilidade que utiliza a classificação dos coeficientes de Spearman, destacam-se as seguintes observações de caráter geral (Tabelas 5.29 a 5.36): (i) as variáveis “consumo de água”, “concentração de (oo)cistos” e “remoção de (oo)cistos” revelaram impacto sobre a variável de saída (estimativa de risco), a primeira e a segunda com correlação positiva e a terceira negativa; (ii) nos modelos matemáticos de remoção de (oo)cistos, as variáveis turbidez da água bruta e da água filtrada apresentaram, respectivamente, correlações negativa e positiva com as estimativas de risco; (iii) os parâmetros dos modelos dose-resposta ( $\alpha$  e  $\beta$  - modelo beta-Poisson e  $k$  - modelo exponencial) e a variável “taxa de recuperação” mostraram, na maioria dos casos, pouco impactar as estimativas de risco, à exceção do parâmetro  $k$  com distribuição triangular, no caso da *Giardia*; (iv) os diferentes métodos para tratar a ocorrência dados não detectados de (oo)cistos (ND=LD, ND=0.5LD, valores contínuos e ND=0, valores discretos) não resultaram em coeficientes de correlação muito diferentes.

Quando o consumo de água foi assumido de acordo com distribuição Poisson, esta variável destoa das demais variáveis dos modelos de AQRM, com coeficientes de correlação muito superiores para todos os casos testados, acima de 0,80. Atribui-se, assim, às variações do consumo de água o maior peso sobre as probabilidades de infecção. Tal resultado é, provavelmente, atrelado ao grande percentual de dados da distribuição com consumo zero, representando a inexistência da exposição e, portanto, risco nulo. Outras variáveis que apresentaram elevado coeficiente de correlação são: remoção de (oo)cistos (leia-se remoção de turbidez, ou turbidez da água bruta e da água filtrada), e concentração de (oo)cistos na água bruta (Tabelas 5.29 a 5.36).

Quando se atribuiu distribuição triangular à variável consumo de água, esta cai em nível de importância e, em termos de coeficientes de correlação de Spearman, a concentração de (oo)cistos na água bruta e a remoção de (oo)cistos aparecem como os principais fatores (Tabelas 5.32 a 5.35).

Tabela 5.29 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção por *Giardia* anual e semestral (chuva e seca), considerando: os modelos de estimativa de remoção de cistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992), modelo dose-resposta exponencial com parâmetro k segundo distribuições uniforme e triangular, consumo de água segundo distribuição Poisson, e valores não detectados de cistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Modelo de remoção de cistos de <i>Giardia</i>			
	Nieminski e Ongerth (1995)		LeChevallier e Norton (1992)	
	Distribuição de probabilidades do parâmetro do modelo			
	Triangular	Uniforme	Triangular	Uniforme
	Coeficiente de correlação risco anual			
Turbidez filtrada	0,148	0,152	0,136	0,139
Turbidez bruta	-0,123	-0,125	-0,113	-0,115
k	-0,072	-0,022	-0,075	-0,023
Concentração	0,268	0,273	0,279	0,285
Taxa de recuperação	-0,018	-0,018	-0,019	-0,019
Consumo de água	0,842	0,842	0,843	0,844
	Coeficiente de correlação risco semestral (chuva)			
Turbidez filtrada	0,095	0,099	0,088	0,093
Turbidez bruta	-0,194	-0,202	-0,179	-0,188
k	-0,097	-0,033	-0,101	-0,034
Concentração	0,232	0,241	0,243	0,253
Taxa de recuperação	-0,028	-0,029	-0,03	-0,031
Consumo de água	0,854	0,856	0,856	0,858
	Coeficiente de correlação risco semestral (seca)			
Turbidez filtrada	0,091	0,096	0,081	0,087
Turbidez bruta	-0,091	-0,099	-0,082	-0,089
k	-0,12	-0,041	-0,123	-0,042
Concentração	0,273	0,289	0,278	0,295
Taxa de recuperação	-0,031	-0,033	-0,032	-0,034
Consumo de água	0,862	0,866	0,863	0,867

Tabela 5.30 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade infecção anual por *Cryptosporidium* sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição Poisson e valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Nieminski e Ongerth (1995)		LeChevallier e Norton (1992)			Modelos de remoção Lopes(2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular			
	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Exponencial		Beta-Poisson	
	Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme	Triangular	Uniforme		
	Coeficiente de correlação risco anual														
Turbidez filtrada	0.188	0.189	0.184	0.18	0.181	0.147	0.19	0.191	0.151	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	-0.157	-0.157	-0.153	-0.15	-0.151	-0.117	-0.159	-0.16	-0.119	-	-	-	-	-	-
k	-0.039	-0.031	-	-0.041	-0.032	-	-0.038	-0.03	-	-0.03	-0.026	-	-0.039	-0.035	-
Concentração de oocistos	0.222	0.223	0.219	0.231	0.233	0.196	0.219	0.22	0.179	0.176	0.176	0.175	0.226	0.227	0.158
Taxa de recuperação	-0.026	-0.026	-0.025	-0.027	-0.027	-0.021	-0.025	-0.025	-0.02	-0.025	-0.025	-0.024	-0.026	-0.026	-0.016
Consumo de água	0.851	0.851	0.851	0.852	0.853	0.858	0.85	0.851	0.858	0.844	0.845	0.849	0.852	0.852	0.873
$\beta$	-	-	-0.025	-	-	-0.022	-	-	-0.02	-	-	-0.021	-	-	-0.019
$\alpha$	-	-	0.036	-	-	0.034	-	-	0.03	-	-	0.03	-	-	0.029
Remoção de oocistos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.29	-0.291	-0.267	-0.243	-0.244	-0.132

Tabela 5.31 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade infecção semestral(período de chuva) por *Cryptosporidium* sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição Poisson e valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Modelos de remoção														
	Nieminski e Ongerth (1995)			LeChevallier e Norton (1992)			Lopes(2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular		
	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-
	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson
	Coeficiente de correlação risco semestral chuva														
Turbidez filtrada	0.095	0.096	0.095	0.091	0.091	0.084	0.097	0.098	0.088	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	-0.195	-0.196	-0.195	-0.185	-0.187	-0.175	-0.198	-0.2	-0.184	-	-	-	-	-	-
k	-0.045	-0.034	-	-0.047	-0.035	-	-0.044	-0.034	-	-0.027	-0.021	-	-0.04	-0.035	-
Concentração de oocistos	0.238	0.239	0.237	0.246	0.247	0.237	0.235	0.236	0.224	0.153	0.153	0.154	0.216	0.217	0.187
Taxa de recuperação	-0.029	-0.029	-0.029	-0.03	-0.031	-0.028	-0.029	-0.029	-0.026	-0.017	-0.017	-0.017	-0.026	-0.026	-0.021
Consumo de água	0.857	0.857	0.857	0.858	0.859	0.857	0.856	0.857	0.856	0.84	0.841	0.844	0.853	0.853	0.859
$\beta$	-	-	-0.03	-	-	-0.03	-	-	-0.028	-	-	-0.016	-	-	-0.022
$\alpha$	-	-	0.037	-	-	0.05	-	-	0.048	-	-	0.027	-	-	0.044
Remoção de oocistos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.299	-0.3	-0.285	-0.238	-0.24	-0.19

Tabela 5.32 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade infecção semestral(período de seca) por *Cryptosporidium* sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição Poisson e valores não detectados de oocistos assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Modelos de remoção																	
	Nieminski e Ongerth (1995)			LeChevallier e Norton (1992)			Lopes(2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular					
	Modelos dose-resposta																	
	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-	Exponencial		Beta-			
Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson	Triangular	Uniforme	Poisson				
	Coeficiente de correlação <i>Cryptosporidium</i> risco semestral seca																	
Turbidez filtrada	0.09	0.09	0.09	0.083	0.084	0.077	0.092	0.093	0.081	-	-	-	-	-	-			
Turbidez bruta	-0.092	-0.093	-0.092	-0.086	-0.087	-0.08	-0.094	-0.095	-0.084	-	-	-	-	-	-			
k	-0.057	-0.038	-	-0.058	-0.038	-	-0.057	-0.037	-	-0.036	-0.028	-	-0.04	-0.034	-			
Concentração de oocistos	0.286	0.289	0.286	0.289	0.293	0.279	0.284	0.287	0.267	0.184	0.185	0.185	0.216	0.217	0.202			
Taxa de recuperação	-0.032	-0.032	-0.031	-0.033	-0.033	-0.028	-0.032	-0.032	-0.027	-0.019	-0.019	-0.019	-0.023	-0.024	-0.02			
Consumo de água	0.864	0.865	0.864	0.865	0.866	0.862	0.864	0.865	0.861	0.844	0.845	0.845	0.852	0.853	0.853			
$\beta$	-	-	-0.041	-	-	-0.038	-	-	-0.037	-	-	-0.027	-	-	-0.027			
$\alpha$	-	-	0.046	-	-	0.06	-	-	0.058	-	-	0.029	-	-	0.047			
Remoção de oocistos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.266	-0.267	-0.264	-0.238	-0.24	-0.215			

Tabela 5.33 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade infecção anual por *Cryptosporidium* sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição triangular e valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Nieminski e Ongerth (1995)		LeChevallier e Norton (1992)			Modelos de remoção Lopes(2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular			
	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson
	Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme	
	Coeficiente de correlação risco anual														
Turbidez filtrada	0.531	0.534	0.529	0.509	0.512	-	0.538	0.541	0.493	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	-0.448	-0.452	-0.446	-0.431	-0.435	-	-0.454	-0.458	-0.4	-	-	-	-	-	-
k	-0.136	-0.069	-	-0.142	-0.072	-	-0.134	-0.067	-	-0.106	-0.061	-	-0.135	-0.083	-
Concentração de oocistos	0.611	0.614	0.608	0.638	0.641	0.601	0.602	0.605	0.561	0.487	0.488	0.494	0.627	0.629	0.563
Taxa de recuperação	-0.07	-0.072	-0.071	-0.073	-0.076	-0.068	-0.069	-0.071	-0.064	-0.055	-0.055	-0.055	-0.075	-0.077	-0.062
Consumo de água	0.197	0.199	0.198	0.206	0.208	0.189	0.194	0.196	0.175	0.153	0.154	0.156	0.196	0.199	0.17
$\beta$	-	-	-0.07	-	-	0.472	-	-	-0.058	-	-	-0.06	-	-	-0.059
$\alpha$	-	-	0.094	-	-	-0.386	-	-	0.095	-	-	0.076	-	-	0.097
Remoção de oocistos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.811	-0.815	-0.783	-0.692	-0.698	-0.54

Tabela 5.34 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade infecção semestral(período de chuva) por *Cryptosporidium* sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição triangular e valores não detectados de oocistos assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Modelos de remoção														
	Nieminski e Ongerth (1995)			LeChevallier e Norton (1992)			Lopes(2008)			Remoção Empírica			Remoção Triangular		
	Modelos dose-resposta														
	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson
Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		
Coeficiente de correlação risco semestral (chuva)															
Turbidez filtrada	0.271	0.274	0.271	0.258	0.26	0.25	0.276	0.278	0.265	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	-0.549	-0.554	-0.551	-0.522	-0.527	-0.513	-0.558	-0.563	-0.544	-	-	-	-	-	-
k	-0.149	-0.083	-	-0.154	-0.086	-	-0.147	-0.082	-	-0.098	-0.05	-	-0.138	-0.076	-
Concentração de oocistos	0.685	0.689	0.686	0.709	0.713	0.7	0.677	0.681	0.666	0.443	0.444	0.44	0.625	0.628	0.598
Taxa de recuperação	-0.085	-0.086	-0.085	-0.088	-0.089	-0.086	-0.084	-0.084	-0.081	-0.056	-0.056	-0.055	-0.078	-0.079	-0.073
Consumo de água	0.217	0.222	0.219	0.225	0.229	0.222	0.214	0.219	0.211	0.14	0.143	0.142	0.19	0.194	0.177
$\beta$	-	-	-0.089	-	-	-0.089	-	-	-0.085	-	-	-0.057	-	-	-0.072
$\alpha$	-	-	0.104	-	-	0.14	-	-	0.136	-	-	0.084	-	-	0.132
Remoção de oocistos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.845	-0.847	-0.830	-0.693	-0.698	-0.634

Tabela 5.35 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade infecção semestral(período de seca) por *Cryptosporidium* sp, considerando: os modelos de remoção de oocistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995), LeChevallier e Norton (1992), Lopes (2008) e os modelos de remoção de oocistos empírica e triangular, parâmetro do modelo dose-resposta exponencial variando segundo distribuições uniforme e triangular, parâmetros do modelo beta-Poisson variando segundo distribuição uniforme, consumo de água segundo distribuição triangular e valores não detectados de oocistos assumidos como iguais ao limite de detecção.

Variáveis de entrada	Nieminski e Ongerth (1995)		LeChevallier e Norton (1992)		Modelos de remoção Lopes(2008)			Empírica			Triangular				
	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		Beta-Poisson	Exponencial		
	Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme		Triangular	Uniforme	
	Coeficiente de correlação risco semestral (seca)														
Turbidez filtrada	0.276	0.279	0.277	0.257	0.261	0.251	0.282	0.285	0.269	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	-0.262	-0.265	-0.262	-0.244	-0.247	-0.236	-0.268	-0.271	-0.254	-	-	-	-	-	-
k	-0.18	-0.102	-	-0.183	-0.104	-	-0.179	-0.101	-	-0.115	-0.07	-	-0.197	-0.116	-
Concentração de oocistos	0.823	0.833	0.826	0.834	0.845	0.826	0.819	0.828	0.805	0.536	0.539	0.534	0.906	0.918	0.332
Taxa de recuperação	-0.102	-0.103	-0.102	-0.103	-0.105	-0.1	-0.101	-0.103	-0.095	-0.065	-0.065	-0.064	-0.112	-0.113	-0.031
Consumo de água	0.265	0.269	0.266	0.268	0.273	0.263	0.263	0.268	0.255	0.175	0.177	0.175	0.293	0.299	0.086
$\beta$	-	-	-0.094	-	-	-0.093	-	-	-0.089	-	-	-0.063	-	-	-0.027
$\alpha$	-	-	0.121	-	-	0.164	-	-	0.166	-	-	0.082	-	-	0.067
Remoção de oocistos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.77	-0.774	-0.770	-	-	-

Tabela 5.36 – Coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis de entrada dos modelos de AQRM e a probabilidade de infecção por *Giardia* anual e semestral (chuva e seca), considerando: os modelos de estimativa de remoção de cistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992), modelo dose-resposta exponencial com parâmetro k segundo distribuições uniforme e triangular, consumo de água segundo distribuição triangular, e valores não detectados de cistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção.

Parâmetros de entrada	Modelo de remoção			
	Nieminski e Ongerth (1995)		LeChevallier e Norton (1992)	
	Distribuição de probabilidades do parâmetro do modelo			
	Triangular	Uniforme	Triangular	Uniforme
	Coeficiente de correlação risco anual			
Turbidez filtrada	0.422	0.432	0.387	0.396
Turbidez bruta	-0.354	-0.362	-0.325	-0.333
k	-0.195	-0.052	-0.203	-0.055
Concentração	0.759	0.773	0.789	0.806
Taxa de recuperação	-0.063	-0.064	-0.065	-0.066
Consumo de água	0.149	0.153	0.154	0.158
	Coeficiente de correlação risco semestral (chuva)			
Turbidez filtrada	0.269	0.279	0.249	0.26
Turbidez bruta	-0.544	-0.568	-0.504	-0.529
k	-0.281	-0.084	-0.295	-0.089
Concentração	0.654	0.68	0.685	0.715
Taxa de recuperação	-0.076	-0.079	-0.08	-0.084
Consumo de água	0.211	0.221	0.222	0.234
	Coeficiente de correlação risco semestral (seca)			
Turbidez filtrada	0.272	0.246	0.246	0.261
Turbidez bruta	-0.272	-0.246	-0.246	-0.261
k	-0.338	-0.107	-0.344	-0.11
Concentração	0.776	0.824	0.791	0.842
Taxa de recuperação	-0.097	-0.103	-0.099	-0.106
Consumo de água	0.256	0.274	0.261	0.28

A baixa influência dos parâmetros dos modelos dose-resposta e da taxa de recuperação pode ser creditada às faixas de variação (relativamente estreitas) e às distribuições (uniforme e triangular), assumidas para essas variáveis. No entanto, como as variações atribuídas a essas variáveis responderiam por incertezas propriamente ditas, o pequeno impacto na estimativa de riscos é relevante na medida em que uma melhor apropriação do comportamento dessas variáveis é, por natureza, difícil.

Em geral, foram notadas diferenças pequenas entre os valores dos coeficientes de correlação encontrados para as diferentes variáveis de entrada nos diferentes modelos e nos distintos períodos de análise dos dados (banco de dados completo, chuva e seca).

Entretanto, exceção à esta regra foi observada nos modelos matemáticos de estimativas de remoção de (oo)cistos, nos quais a remoção é função apenas da turbidez. No período completo, as correlações entre probabilidade de infecção e turbidez da água bruta e filtrada foram relativamente elevadas e próximas entre si. Quando se considera apenas o período de chuva, a correlação entre turbidez filtrada e probabilidade de infecção cai consideravelmente; nesse caso, a maior influência da turbidez da água bruta pode ser devida à maior ocorrência de elevados valores de turbidez, o que eleva as estimativas de remoção de (oo)cistos neste período, enquanto os dados de turbidez filtrada variam em

menor amplitude e se mantêm valores próximos entre si. Já para o período de seca, os valores de turbidez, tanto da água bruta quanto da água filtrada, concentram-se em menores faixas de valores e, desse modo, tendem a apresentar menor influência sobre a variável de saída.

Quanto aos modelos de remoção de oocistos que independem da turbidez (empírico e triangular), não houve grandes diferenças entre os três períodos (completo, chuva e seca) para quase todas as variáveis de entrada. A exceção ficou por conta do modelo de remoção triangular com consumo de água segundo distribuição triangular no período de seca, para o qual não se observou correlação entre remoção de oocistos e probabilidade de infecção; nesse cenário, a variável concentração de oocistos apresentou coeficiente de correlação próximo a um, destacando-se como a principal determinante do risco de infecção.

Como referido no item 5.2.5, testes de Análise de Cenário (que tem por objetivo identificar quais variáveis de entrada contribuem preponderantemente para um determinado resultado - ver Capítulo 3, item 3.7.2) foram realizados tomando como referências valores de riscos anuais de  $10^{-4}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-2}$  pppa. Os resultados desses testes são apresentados nas Tabelas 5.37 a 5.42.

Quando o consumo de água foi assumido de acordo com distribuição Poisson, essa análise confirmou a importância dessa variável no alcance dos níveis de riscos anuais de infecção por *Giardia* e *Cryptosporidium* abaixo de  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, e isso se deve ao fato de que a distribuição Poisson apresenta elevado percentual de consumo de água zero (percentil 40%). Nesse caso, não foram identificadas outras variáveis que determinassem a ocorrência de valores de risco acima ou abaixo dos níveis de referência avaliados.

Já para os modelos em que se considerou o consumo de água segundo distribuição triangular, além do consumo de água, duas outras variáveis aparecem como de maior importância na análise de cenários: concentração de (oo)cistos e remoção de (oo)cistos. A ordem de importância dentre essas três variáveis difere conforme o cenário de exposição proposto; no entanto ressalta-se que, em qualquer caso, o número de iterações (combinações entre as variáveis de entrada do modelo) em que os níveis de risco tomados como referência foram observados é muito reduzido.

Em resumo, pela análise de cenários, percebe-se que, em todos os cenários de exposição propostos, os níveis de risco de  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa foram determinados pelas mesmas

variáveis e com os mesmos valores de medianas das variáveis em cada subgrupo de iterações, pelo percentil destas medianas na distribuição de probabilidades de cada uma dessas variáveis considerando o total de iterações, e pela significância da variável (ver explicação no item 3.7.2) (Tabelas 5.37 a 5.42). Pode-se, assim, inferir que o grupo de iterações que resultou em probabilidade de risco inferior aos níveis tomados como referência apresenta características semelhantes.

Ainda sobre o modelo com consumo de água segundo distribuição triangular, a Análise de Cenários para probabilidade de infecção por *Giardia* apresentou resultados diferentes para os modelos de remoção propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e por LeChevallier e Norton (1992). Com o modelo de Nieminski e Ongerth (1995), a análise não identificou variáveis determinantes, com modelo de LeChevallier e Norton (1992) quase todas as variáveis envolvidas foram apontadas como determinantes, excetuando-se taxa de recuperação (métodos analíticos) e concentração de cistos.

Ao se avaliar os cenários com riscos superiores referências adotadas ( $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa) não se verificou influência de nenhuma das variáveis, o que pode ser creditado à semelhança entre os subgrupos em que os níveis de risco foram superados e as distribuições de probabilidades de cada variável.

Tabela 5.37 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por *Cryptosporidium* inferior a  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, modelo de remoção de oocistos proposto por Nieminski e Ongerth (1995), modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular

		Nieminski e Ongerth (1995)								
		Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme			Beta Poisson		
		$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Remoção	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Consumo de água (triangular)	Mediana	-	-	-	0.74	0.74	0.74	0.70	0.70	0.70
	Percentil	-	-	-	31.21%	31.21%	31.21%	27.24%	27.24%	27.24%
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-	-	-	-0.57	-0.57	-0.57	-0.71	-0.71	-0.71
k	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Alfa	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Beta	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.20	0.20	0.20
	Percentil	-	-	-	-	-	-	76.24%	76.24%	76.24%
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	0.91	0.91	0.91
Concentração de oocistos	Mediana	0.60	0.60	0.60	0.55	0.55	0.55	0.01	0.01	0.01
	Percentil	3.12%	3.12%	3.12%	2.89%	2.89%	2.89%	0.05%	0.05%	0.05%
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-0.66	-0.66	-0.66	-0.66	-0.66	-0.66	-0.69	-0.69	-0.69
Taxa de recuperação	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	Mediana	27.07	27.07	27.07	27.64	27.64	27.64	56.09	56.09	56.09
	Percentil	78.75%	78.75%	78.75%	79.40%	79.40%	79.40%	94.29%	94.29%	94.29%
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	0.60	0.60	0.60	0.63	0.63	0.63	1.85	1.85	1.85
Turbidez filtrada	Mediana	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07	0.07
	Percentil	12.83%	12.83%	12.83%	12.28%	12.28%	12.28%	15.42%	15.42%	15.42%
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>e</sub> )/Dp	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	-0.53	-0.53	-0.53

Tabela 5.38 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por *Cryptosporidium* inferior a  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, modelo de remoção de oocistos proposto por LeChevallier e Norton (1992), modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular.

		LeChevallier e Norton (1992)								
		Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme			Beta Poisson		
		$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Remoção	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Consumo de água (triangular)	Mediana	0.73	0.73	0.73	-	-	-	0.54	0.54	0.54
	Percentil	30.62%	30.62%	30.62%	-	-	-	14.91%	14.91%	14.91%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.59	-0.59	-0.59	-	-	-	-1.23	-1.23	-1.23
k	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Alfa	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Beta	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.20	0.20	0.20
	Percentil	-	-	-	-	-	-	76.24%	76.24%	76.24%
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	0.91	0.91	0.91
Concentração de oocistos	Mediana	0.09	0.09	0.09	0.07	0.07	0.07	0.004	0.004	0.004
	Percentil	0.46%	0.46%	0.46%	0.38%	0.38%	0.38%	0.02%	0.02%	0.02%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69
Taxa de recuperação	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.48	0.48	0.48
	Percentil	-	-	-	-	-	-	88.39%	88.39%	88.39%
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	1.33	1.33	1.33
Turbidez bruta	Mediana	32.85	32.85	32.85	32.85	32.85	32.85	154.35	154.35	154.35
	Percentil	84.28%	84.28%	84.28%	84.28%	84.28%	84.28%	99.61%	99.61%	99.61%
	(Meds-Medg)/Dp	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85	6.05	6.05	6.05
Turbidez filtrada	Mediana	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.02	0.02	0.02
	Percentil	14.03%	14.03%	14.03%	14.27%	14.27%	14.27%	2.17%	2.17%	2.17%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.54	-0.54	-0.54	-0.54	-0.54	-0.54	-0.67	-0.67	-0.67

Tabela 5.39 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por *Cryptosporidium* inferior a  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, modelo de remoção de oocistos proposto por Lopes (2008), modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular.

		Lopes (2008)								
		Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme			Beta Poisson		
		$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Remoção	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Consumo de água (triangular)	Mediana	0.74	0.74	0.74	-	-	-	0.54	0.54	0.54
	Percentil	31.39%	31.39%	31.39%	-	-	-	14.91%	14.91%	14.91%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.56	-0.56	-0.56	-	-	-	-1.23	-1.23	-1.23
k	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Alfa	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Beta	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.20	0.20	0.20
	Percentil	-	-	-	-	-	-	76.24%	76.24%	76.24%
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	0.91	0.91	0.91
Concentração de oocistos	Mediana	0.10	0.10	0.10	0.08	0.08	0.08	0.004	0.004	0.004
	Percentil	0.55%	0.55%	0.55%	0.44%	0.44%	0.44%	0.02%	0.02%	0.02%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69
Taxa de recuperação	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.48	0.48	0.48
	Percentil	-	-	-	-	-	-	88.39%	88.39%	88.39%
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	1.33	1.33	1.33
Turbidez bruta	Mediana	34.55	34.55	34.55	35.04	35.04	35.04	154.35	154.35	154.35
	Percentil	85.54%	85.54%	85.54%	85.88%	85.88%	85.88%	99.61%	99.61%	99.61%
	(Meds-Medg)/Dp	0.92	0.92	0.92	0.95	0.95	0.95	6.05	6.05	6.05
Turbidez filtrada	Mediana	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.02	0.02	0.02
	Percentil	11.99%	11.99%	11.99%	11.76%	11.76%	11.76%	2.17%	2.17%	2.17%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.67	-0.67	-0.67

Tabela 5.40 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por *Cryptosporidium* inferior a  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, modelo de remoção de oocistos empírica, modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular.

		Remoção Empírica								
		Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme			Beta Poisson		
		$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Remoção	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Consumo de água (triangular)	Mediana	0.73	0.73	0.73	0.74	0.74	0.74	-	-	-
	Percentil	30.82%	30.82%	30.82%	31.81%	31.81%	31.81%	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-0.58	-0.58	-0.58	-0.55	-0.55	-0.55	-	-	-
k	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Alfa	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.11	0.11	0.11
	Percentil	-	-	-	-	-	-	34.12%	34.12%	34.12%
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-0.55	-0.55	-0.55
Beta	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Concentração de oocistos	Mediana	0.20	0.20	0.20	0.17	0.17	0.17	0.002	0.002	0.002
	Percentil	1.06%	1.06%	1.06%	0.89%	0.89%	0.89%	0.01%	0.01%	0.01%
	(Meds-Medg)/Dp	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.69	-0.69	-0.69
Taxa de recuperação	Mediana	-	-	-	-	-	-	0.37	0.37	0.37
	Percentil	-	-	-	-	-	-	34.03%	34.03%	34.03%
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-0.55	-0.55	-0.55
Turbidez bruta	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Turbidez filtrada	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Meds-Medg)/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabela 5.41 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por *Cryptosporidium* inferior a  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, modelo de remoção de oocistos triangular, modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme) e beta-Poisson, valores não detectados de oocistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular.

		Remoção Triangular								
		Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme			Beta Poisson		
		$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Remoção	Mediana	2.22	2.22	2.22	2.26	2.26	2.26	-	-	-
	Percentil	84.13%	84.13%	84.13%	85.92%	85.92%	85.92%	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	1.00	1.00	1.00	1.08	1.08	1.08	-	-	-
Consumo de água (triangular)	Mediana	0.66	0.66	0.66	0.66	0.66	0.66	-	-	-
	Percentil	24.02%	24.02%	24.02%	24.02%	24.02%	24.02%	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-0.83	-0.83	-0.83	-0.83	-0.83	-0.83	-	-	-
k	Mediana	329.15	329.15	329.15	-	-	-	-	-	-
	Percentil	69.75%	69.75%	69.75%	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	0.62	0.62	0.62	-	-	-	-	-	-
Alfa	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Beta	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Concentração de oocistos	Mediana	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	-	-	-
	Percentil	0.13%	0.13%	0.13%	0.14%	0.14%	0.14%	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-0.69	-	-	-
Taxa de recuperação	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Turbidez bruta	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Turbidez filtrada	Mediana	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Percentil	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(Med <sub>s</sub> -Med <sub>g</sub> )/Dp	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabela 5.42 – Resultados da Análise de Cenários para probabilidade anual de infecção por *Giardia* inferior a  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  e  $10^{-4}$  pppa, modelos de remoção de cistos propostos por Nieminski e Ongerth (1995) e LeChevallier e Norton (1992), modelos dose-resposta exponencial (com variações dos parâmetros do modelo segundo distribuições triangular e uniforme), valores não detectados de cistos na água bruta assumidos como iguais ao limite de detecção, consumo de água segundo distribuição triangular.

	c					
	Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme		
	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Turbidez bruta	-	-	-	-	-	-
Taxa de recuperação	-	-	-	-	-	-
Turbidez filtrada	-	-	-	-	-	-
k	-	-	-	-	-	-
Concentração de cistos	-	-	-	-	-	-
Consumo de água (triangular)	-	-	-	-	-	-
LeChevallier e Norton (1992)						
	Exponencial Triangular			Exponencial Uniforme		
	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$
Turbidez bruta	83.94%	83.94%	83.94%	89.01%	89.01%	89.01%
Taxa de recuperação	-	-	-	-	-	-
Turbidez filtrada	6.72%	6.72%	6.72%	4.16%	4.16%	4.16%
k	69.62%	69.62%	69.62%	-	-	-
Concentração de cistos	-	-	-	-	-	-
Consumo de água (triangular)	25.89%	25.89%	25.89%	22.86%	22.86%	22.86%

A análise de sensibilidade avançada (que, conforme exposto no item 5.2.5, consiste em fixar, em cada simulação, os valores de uma das variáveis em determinados percentis permitindo que as demais sigam suas distribuições), em concordância com as análises anteriores, destacou a maior importância das seguintes variáveis: consumo de água, concentração de (oo)cistos e remoção de (oo)cistos; no entanto o grau de importância de cada uma variou de acordo com o cenário de exposição considerado.

A Figura 5.18 apresenta a amplitude de variação dos valores das medianas das estimativas de risco de infecção por *Cryptosporidium* no período completo e nos períodos de chuva e seca, quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis (1, 5, 25, 50, 75, 95 e 99%) no seguinte modelo: valores de oocistos não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção de oocistos de Nieminski e Ongerth (1995), consumo de água segundo distribuição Poisson, e parâmetro  $k$  do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular. Como pode ser observado, o consumo de água com distribuição Poisson foi responsável pela maior amplitude de variação da mediana dos riscos, confirmando o resultado da análise baseada no coeficiente de correlação de Spearman.. Percebe-se ainda que no período de seca a turbidez tem sua influência sobre a variável de saída diminuída, pois nesse período a turbidez da água bruta se apresentou, sistematicamente, em valores inferiores e com menor variabilidade

No entanto, nos modelos de remoção de oocistos triangular e empírico, principalmente no segundo, a variável com maior influência sobre a amplitude de variação da probabilidade de infecção foi a remoção de oocistos. Como esses modelos independem da remoção de turbidez, é esperado que influência da remoção de oocistos seja semelhante nos períodos de chuva e seca e isso foi de fato verificado (Figura 5.19). Quando se considera esses modelos de remoção e o consumo de água segundo distribuição Poisson, a análise de sensibilidade avançada, contradiz, em parte, a análise de correlação que apontou o consumo de água -distribuição Poisson como a variável mais determinante no resultado do risco (Figura 5.20).

Nos cenários de exposição em que se aplicou ao consumo de água uma distribuição triangular, essa variável passou a ter menor influência sobre a probabilidade de infecção, com predomínio agora das variáveis “concentração de (oo)cistos” e “remoção de (oo)cistos” (Figura 5.20). Para os modelos matemáticos que estimam a remoção de (oo)cistos com base na remoção de turbidez, as variáveis de maior impacto na probabilidade de infecção diferiram nos vários períodos considerados: (i) período

completo - concentração de (oo)cistos, consumo de água, turbidez da água bruta e turbidez da água filtrada, (ii) período de chuva - concentração (oo)cistos, consumo de água, turbidez da água bruta e (iii) período de seca - concentração (oo)cistos e consumo de água.

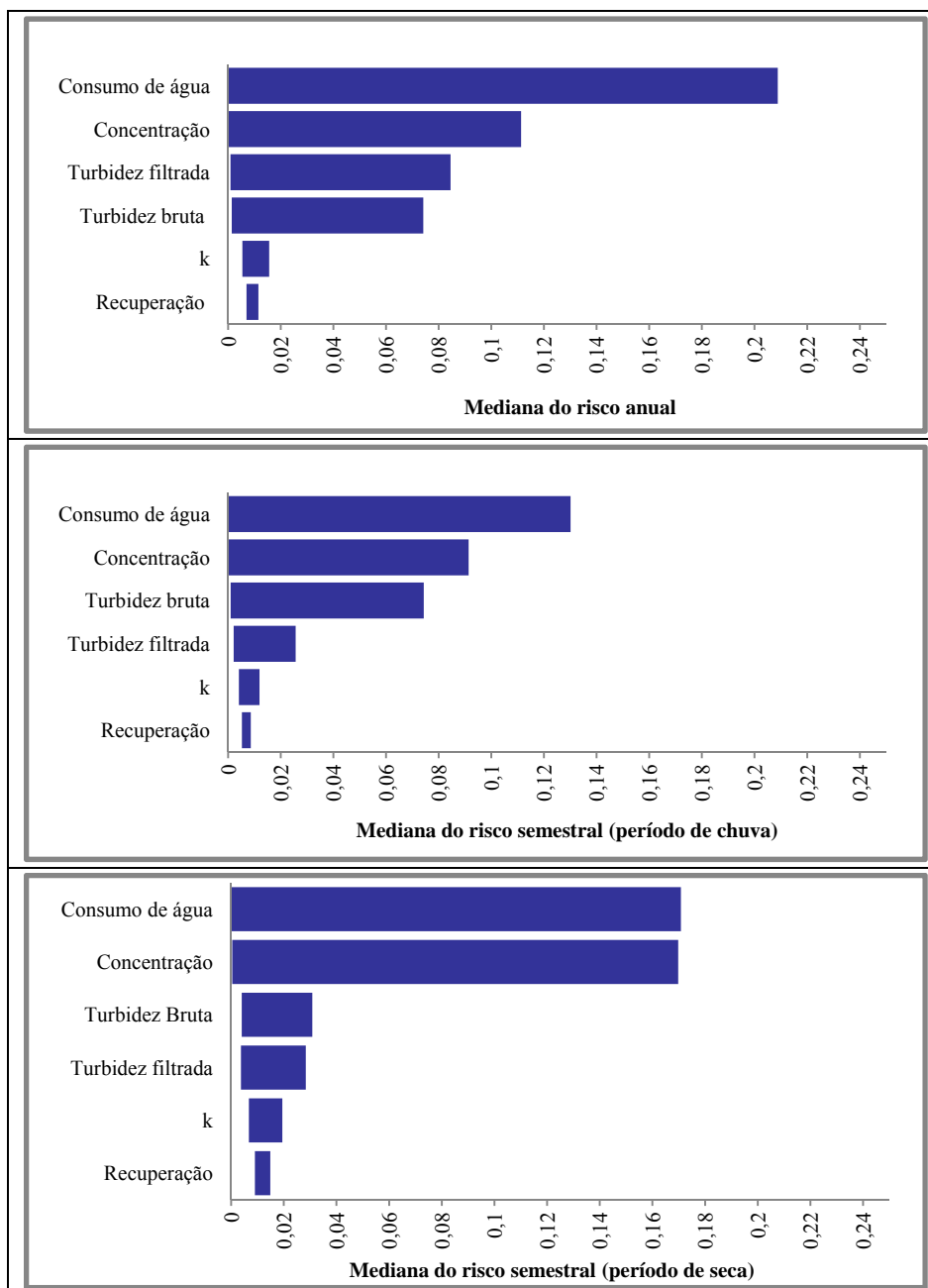


Figura 5.18 – Amplitude de variação das mediana das estimativas de risco de infecção por *Cryptosporidium*, anual e semestral (chuva e seca) quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis em simulações com o seguinte modelo: valores de oocistos na água bruta não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção de oocistos de Nieminski e Ongerth (1995), consumo de água segundo distribuição Poisson, parâmetro k do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular.

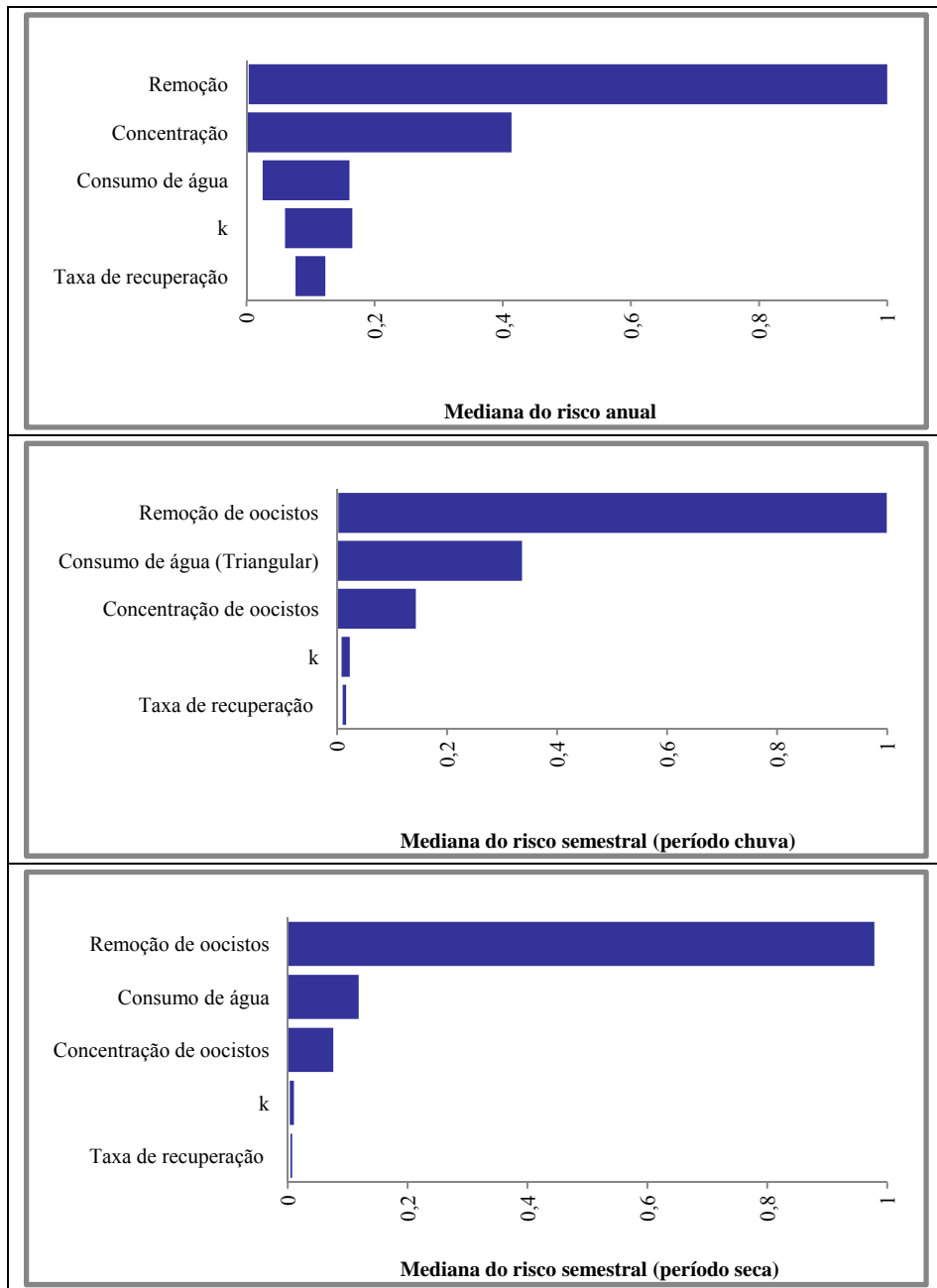


Figura 5.19 – Amplitude de variação das mediana das estimativas de risco de infecção por *Cryptosporidium*, anual e semestral (chuva e seca) quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis em simulações com o seguinte modelo: valores de oocistos na água bruta não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção de oocistos de empírica, consumo de água segundo distribuição triangular, parâmetro k do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular.

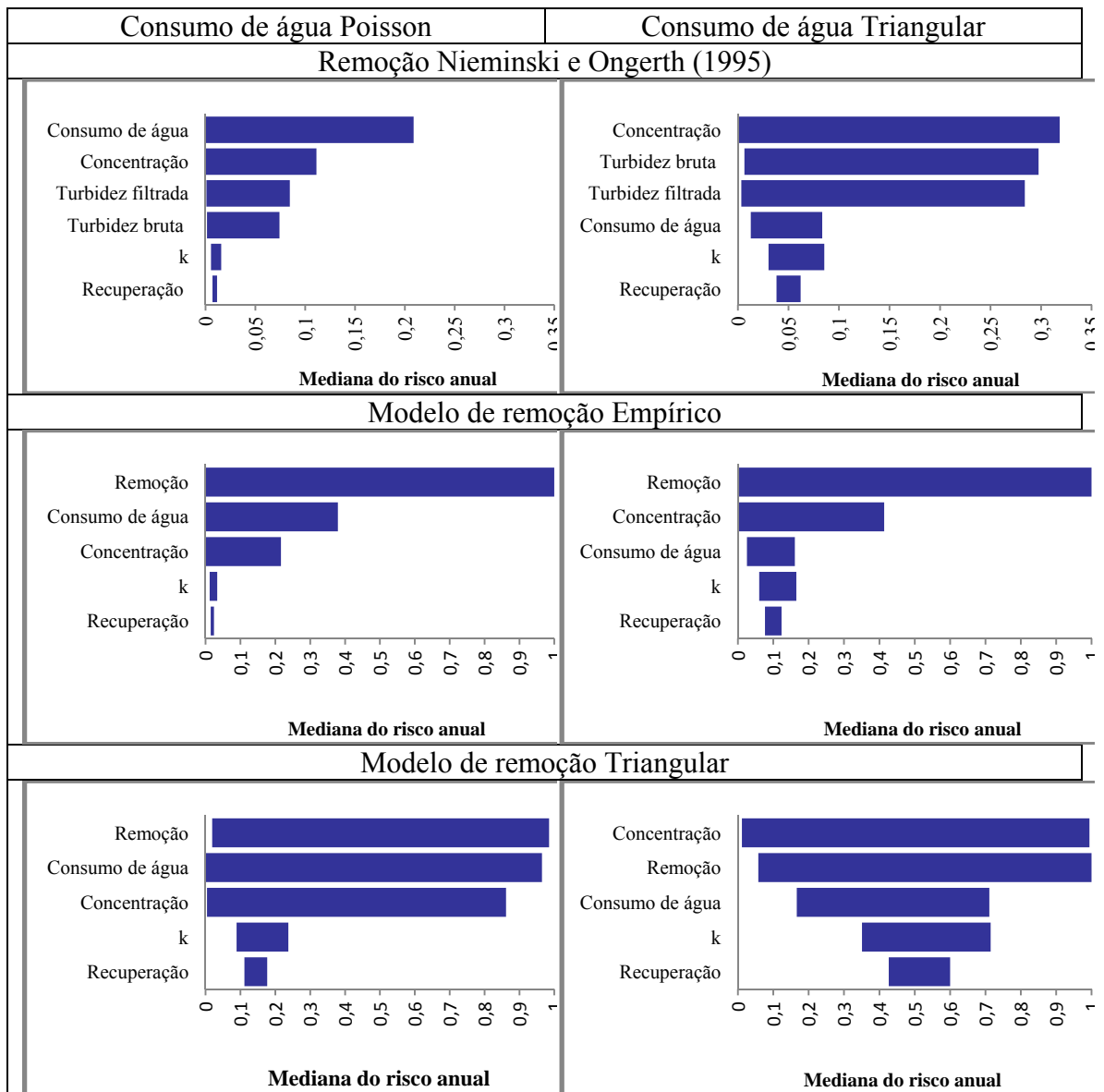


Figura 5.20 – Amplitude de variação das mediana das estimativas de risco de infecção por *Cryptosporidium*, anual quando cada uma das variáveis de entrada foi fixada em determinados percentis em simulações com o seguinte modelo: valores de oocistos na água bruta não detectados iguais ao limite de detecção, modelo de remoção Nieminski e Ongerth (1995), empírico e triangular, consumo de água segundo distribuição Poisson e triangular, parâmetro  $k$  do modelo dose-resposta exponencial segundo distribuição triangular.

#### **5.4. Considerações finais**

Em geral, as estimativas de risco realizadas com os diversos modelos de AQRM foram elevadas e os níveis de risco tidos como toleráveis em normas e critérios de qualidade da água para consumo humano foram, muito frequentemente, superados. Entretanto, como já referido, tais níveis de risco toleráveis têm sido questionados como muito rigorosos. Além disso, as estimativas de risco aqui feitas não levaram em consideração o tratamento em ciclo completo como tal, ou seja, desconsideraram a desinfecção.

As estimativas de risco derivadas dos vários modelos de AQRM testados destoaram bastante entre si, o que denota a importância da construção de modelos os mais próximos possíveis da realidade que se quer retratar.

No presente estudo, ressalta-se que muitas variáveis de entrada dos modelos de AQRM apresentaram incertezas consideráveis. Testes de Análise de Sensibilidade revelaram três variáveis como as principais determinantes das estimativas de risco e respectivas distribuições de probabilidades: concentração de (oo)cistos na água bruta, remoção de (oo)cistos no tratamento de água e padrão de consumo de água. Seriam, assim, estas as variáveis que requerem mais atenção, de forma a reduzir incertezas e propiciar a melhor caracterização possível de sua variabilidade.

No que diz respeito à concentração de (oo)cistos na água bruta, a elevada frequência de dados abaixo do limite de detecção e as formas como esses resultados foram tratados podem ter provocado superestimativas de risco. Este é um problema muito comum em bancos de dados de patógenos em amostras ambientais e que, portanto, merece a devida atenção e tratamento e estudos de AQRM.

Incertezas acerca da remoção de (oo)cistos no tratamento da água constituirão também dificuldade frequente em estudos de AQRM. Se por um lado, se conhece, com relativa segurança, o potencial de remoção das diversas técnicas de tratamento, por outro a remoção efetivamente alcançável em dados sistema de tratamento poderá, e deverá, sempre, ser motivo de questionamento.

Se o monitoramento de protozoários na água bruta já traz dificuldades, que dirá a pesquisa desses organismos em água tratada e, por isso, modelos de AQRM em geral lançam mão de indicadores da remoção de (oo)cistos no tratamento da água. Porém, os modelos aqui utilizados de remoção de (oo)cistos baseados na turbidez promoveram resultados bem diferentes e isso, em boa medida, reflete as grandes indefinições que

ainda persistem sobre a utilização da turbidez como indicador da remoção de protozoários.

Quanto ao padrão de consumo de água, no presente estudo foram utilizadas informações de outro país e um modelo definido intuitivamente, o que promoveu resultados bem diferentes. Por outro lado, esta é uma variável sobre a qual simplesmente inexistem dados que permitam caracterização fiel ao cenário brasileiro.

## 6. CONCLUSÕES GERAIS

Como referido anteriormente, a norma brasileira de qualidade da água para consumo humano, a exemplo de outras normas e critérios de referência internacional, tem incorporado, de forma cada vez mais explícita, a metodologia de Avaliação Quantitativa de Risco Microbiológico (AQRM) como base para o estabelecimento de dispositivos de controle de protozoários, e de forma cada vez mais rigorosa, a turbidez como indicador da qualidade parasitológica da água.

Também muito se discutiu ao longo deste trabalho que por mais valiosa que seja a metodologia de AQRM, para que sua aplicação seja convincente se torna necessário que os modelos probabilísticos de estimativa de risco sejam consistentes e condizentes com a realidade que se pretende explorar. Isso quer dizer, dentre outros aspectos, que as variáveis de entrada dos modelos (principalmente dos modelos de exposição) devam ser caracterizadas da melhor forma possível e, preferencialmente, advir de informações locais.

Tendo isso em conta, este trabalho foi delineado de forma a contribuir para a discussão em torno da construção de modelos de estimativa de riscos à saúde associados à transmissão de *Giardia* e *Cryptosporidium* via abastecimento de água para consumo humano e, como pano de fundo, para a discussão da norma brasileira de qualidade da água para consumo humano.

O Capítulo 4 foi dedicado aos objetivos de (i) caracterizar, estatisticamente, a turbidez dos afluentes e efluentes de estações de tratamento de água (ETAs) como variáveis de entrada em modelos de AQRM e (ii) avaliar o desempenho de ETAs no Brasil, em termos de atendimento ao padrão de turbidez de água tratada estabelecido na norma brasileira de qualidade de água para consumo humano e em outras normas e critérios de referência internacional.

A avaliação de bancos de dados de 44 ETAs revelou que:

(i) Em geral, os critérios de independência, aleatoriedade, homogeneidade e estacionariedade dos dados de turbidez da água bruta e tratada não forem atendidos.

Se isso não invalida a aplicação de outros testes com fins de inferências estatísticas acerca de dados de turbidez da água em ETAs, por outro lado sugere cautela e critério na interpretação de resultados de testes estatísticos.

(ii) As distribuições lognormal e loglogística foram as que, de modo geral, melhor descreveram as séries de dados de turbidez de água bruta e tratada.

Esta é uma informação de aplicação importante e direta em modelos de AQRM, já que muitos destes se valem de informações de remoção de turbidez para estimar a remoção de (oo)cistos de protozoários.

(iii) O limite de turbidez de água filtrada de 1,0 uT foi sistematicamente atendido nas 44 ETAs avaliadas, o limite de 0,5 uT foi atendido em frequência elevada, mas metas mais ambiciosas foram alcançadas com muita dificuldade (0,3 uT), ou rarissimamente (0,15 uT).

Os resultados dessa amostra de ETAs sugerem que a redução do padrão de turbidez de água filtrada de 1 uT da Portaria MS nº 518/2004 para 0,5 uT na Portaria MS nº 2914 de dezembro de 2011 foi decisão acertada e que o novo padrão é factível de ser atendido. Porém, ficou também evidente a dificuldade crescente de alcance das metas progressivas de atendimento desse padrão estabelecidas para os primeiros quatro anos de vigência da Portaria 2914 / 2011 e, mais ainda, de metas mais ambiciosas (0,30 e 0,15 uT). Isso sugere que o pleno atendimento do atual padrão de turbidez talvez requiera esforços de otimização de processos de tratamento de água, maiores ainda no caso de eventual adoção de padrão mais rigoroso de turbidez de água filtrada.

No Capítulo 5, com base em estudo de caso aplicado à estação de tratamento de água da Universidade Federal de Viçosa (ETA UFV), buscou-se o cumprimento dos objetivos de: (i) caracterizar, estatisticamente, a ocorrência de *Cryptosporidium* e *Giardia* no manancial de abastecimento, bem como de turbidez, da ETA UFV, como variáveis de entrada em modelos de AQRM; (ii) testar técnicas de modelagem estocástica em modelos de AQRM aplicados ao abastecimento de água para consumo humano, com emprego da turbidez como indicador da eficiência do tratamento na remoção de (oo)cistos de protozoários e (iii) discutir os dispositivos de controle de protozoários da norma brasileira de qualidade da água para consumo humano.

A sistematização do banco de dados da ETA UFV revelou:

(i) A ocorrência de cistos de *Giardia* e de oocistos de *Cryptosporidium* no manancial de abastecimento em concentrações muito variadas, por vezes muito elevadas, mas muito frequentemente abaixo dos limites de detecção. Dependendo do tratamento conferido aos dados não detectados, isto é considerando a concentração de (oo)cistos como

variável contínua ou discreta, o banco de dados pode ser descrito, respectivamente, por distribuições exponencial e binomial negativa.

(ii) Em concordância com os resultados das 44 ETAs, as funções lognormal e, ou loglogística foram as que melhor descreveram a distribuição dos dados de turbidez de água bruta e tratada.

(iii) Dependendo do modelo utilizado de estimativa de remoção de (oo)cistos em função da remoção de turbidez, a remoção de (oo)cistos na ETA UFV pode ser descrita por funções lognormal ou normal.

Todas essas informações guardam relevância, na medida em que caracterizam a variabilidade de dados de entrada e as propagam na estimativa de riscos em modelos de AQRM que utilizam a remoção de turbidez para estimar a remoção de (oo)cistos de protozoários.

Ao se atribuir critérios diversos para descrever as variáveis de entrada dos modelos de exposição e de dose-reposta, componentes dos modelos de AQRM, foram testados 270 cenários para estimativa de riscos de infecção por *Cryptosporidium* e 72 cenários para estimativa de riscos de infecção por *Giardia*. Dos resultados obtidos podem ser destacados os seguintes aspectos:

(i) Os diferentes arranjos de modelos de AQRM resultaram em amplas variações nas estimativas de risco

(ii) Em geral, foram estimados riscos elevados de infecção, superando, por vezes em muito, os níveis de risco assumidos como toleráveis em normas e critérios de qualidade da água para consumo humano tidos como referência internacional.

(iii) Com base em testes de análise de sensibilidade, as variáveis “consumo de água”, “concentração de (oo)cistos” e “remoção de (oo)cistos” foram identificadas como as que de fato impactaram a variável de saída (estimativa de risco).

Valores elevados de estimativas de risco eram mesmo esperados tendo em vista as concentrações de (oo)cistos encontradas na água bruta, a capacidade usual (limitada) de remoção nas unidades de clarificação do tratamento em ciclo completo e que não se levou em consideração o tratamento adicional por desinfecção.

Porém, talvez mais importante que os valores estimados de risco tenham sido os exercícios em si de construção de modelos de AQRM, explicitando incertezas em torno das variáveis de entrada e identificando aquelas cuja variação impacta de forma mais

nítida as estimativas de risco e que, portanto, merecem mais atenção em termos de melhor conhecimento e, ou caracterização de sua variabilidade.

Nesse sentido, torna-se nítida a necessidade de:

- (i) Implementação de programas criteriosos de monitoramento de protozoários em mananciais de abastecimento.
- (ii) Apropriação mais bem fundamentada da remoção de (oo)cistos no tratamento de água, principalmente quando avaliada por meio da remoção de turbidez.
- (iii) Caracterização do consumo de água no Brasil, hoje inexistente.

A sistematização do banco de dados sobre ocorrência de *Cryptosporidium* e *Giardia* no manancial de abastecimento da ETA UFV revelou ainda que a média da concentração de oocistos de *Cryptosporidium* supera o valor de 3,0 oocistos L<sup>-1</sup> previsto pela Portaria 2.914/2011 e, de acordo com recomendação desta Portaria, dever-se-ia buscar como meta turbidez da água filtrada de 0,3 uT em no mínimo 95% das amostras mensais. Porém, como mencionado anteriormente, esse limite de turbidez não foi alcançado em elevada frequência nas 44 ETAs avaliadas.

Como já referido, em um exercício expedito considerando a ocorrência de 3,0 oocistos L<sup>-1</sup> na água bruta, remoção de 3 log de oocistos no tratamento convencional e consumo de água de 1,0 L d<sup>-1</sup>, essa exigência da Portaria implicaria risco de anual de infecção próximo a 10<sup>-3</sup> pppa. Contudo, as estimativas de risco realizadas neste trabalho, apresentaram ampla variação e, dependendo do modelo de AQRM considerado, superaram muito esse nível de risco.

Conclui-se, assim, que apesar dos dispositivos de controle de protozoários presentes na Portaria MS nº 2914/2011, assentes nos princípios da AQRM, constituírem avanço importante, ainda requerem problematização, em torno, por exemplo, do detalhamento do modelo de AQRM a ser tomado como referência, do real significado (numérico inclusive) da turbidez como indicador da remoção de (oo)cistos de protozoários por meio do tratamento de água, e da definição do que venha a ser risco tolerável no contexto brasileiro.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABOYTES, R.; DI GIOVANNI, G.D.; ABRAMS, F.A.; RHEINECKER, C.; MCELROY, W.; SHAW, N.; LE CHEVALLIER, M.W. Detection of infectious *Cryptosporidium* in filtered drinking water. *Journal American Water Works Association*, v.96, n.9, p.88-98, 2004.

ADAMSON, A.W.; GAST, A.P. *Physical chemistry of surfaces*. 6<sup>th</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1997, 784 p.

ALDOM, J.E.; CHAGLA, A.H. Recovery of *Cryptosporidium* oocysts from water by membrane filter dissolution method. *Letters in Applied Microbiology*, v.20, p.186-187, 1995.

ALE, B.J.M. Tolerable or acceptable: A comparison of risk regulation in the United Kingdom and in the Netherlands. *Risk Analysis*, v.25, n.2, p.231-241, 2005.

ANDRADE, C. A. *Aplicação do Dióxido de Cloro no tratamento de água para consumo: desinfecção para controle de oocistos de Cryptosporidium sp., formação de subprodutos e manutenção de residuais desinfetantes em sistemas de distribuição*. 2010. 131f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil). Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Engenharia Civil. Viçosa-MG, 2010.

ASCE/EPA. Determining Urban Stormwater Best Management Practice (BMP) Removal Efficiencies. TASK 3.4 - *Final data exploration and evaluation report*, 2000.

ASSAVASILAVASUKUL, P.; LAU, B.L.T.; HARRINGTON, G.W.; HOFFMAN, R.M.; BORCHARDT, M.A. Effect of pathogen concentrations on removal of *Cryptosporidium* and *Giardia* by conventional drinking water treatment. *Water Research*, v.42, n.10-11, p.2678-2690, 2008.

ATHERHOLT, T.B.; LECHEVALLIER, M.W.; NORTON, W.D.; ROSEN, J. Effect of rainfall on *Giardia* and *Crypto*. *Journal of the American Water Works Association*, v.90, n.9, p.66-80, 1998.

BASTOS, R.K.X.; BEVILACQUA, P.D.; NASCIMENTO, L.E.; CARVALHO, G.R.M.; SILVA, C.V. Coliformes como indicadores da qualidade da água: alcance e limitações. In: CONGRESSO INTERAMERICANO DE ENGENHARIA SANITARIA E AMBIENTAL, 27, 2000, Porto Alegre. *Anais...* Rio de Janeiro: ABES/AIDIS, 2000. CD-ROM.

BASTOS, R.K.X.; BEVILACQUA, P.D.; KELLER, R. Organismos patogênicos e efeitos sobre a saúde humana. In: GONÇALVES, R.F. (Coord.) *Desinfecção de efluentes sanitários*. Rio de Janeiro: ABES, RiMa, 2003. p.27-88 (Projeto Prosab).

BASTOS, R.K.X.; HELLER, L.; VIEIRA, M.B.M.; BRITO, L. A.; BEVILACQUA, P.D.; NASCIMENTO, L.E. *Giardia* cysts and *Cryptosporidium* oocysts dynamics in southeast Brazil: Occurrence in surface water and removal in water treatment processes. *Water Science and Technology*, v.14, n.2, p.15-22, 2004.

BASTOS, R.K.X.; BEVILACQUA, P.D.; MIERZWA, J.C. Análise de Risco Aplicada ao Abastecimento de Água para Consumo Humano. In: PÁDUA, V.L.D. *Remoção de microrganismos emergentes e microcontaminantes orgânicos no tratamento de água para consumo humano*. Belo Horizonte: ABES, 2009. p. 327-360.

BAUDIN, I.; LAÎNÉ, J.M. Assessment and optimization of clarification process for *Cryptosporidium* removal. American Water Works Association Water Quality Technology Conference. Denver, CO, American Water Works Association, 1998.

BERTHOUEX, P.M., HUNTER, W.G. Treatment plant monitoring programs: A preliminary analysis. *Journal of Water Pollution Control Federation*, v.47, n.8, p.2143-2156, 1975.

BLUMENTHAL, U.J.; MARA, D.; PEASEY, A.; PALACIOS, G.R.; STOTT, R. Guidelines for the microbiological quality of treated wastewater used in agriculture: recommendations for revising WHO guidelines. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 79, n. 9, p. 1104-1116, 2000.

BLUMENTHAL, U.J.; FLEISHER J.M.; ESREY, S.A.; PEASEY, A. Epidemiology: a tool for the assessment of risk. In: *Water Quality: Guidelines, Standards and Health - Assessment of risk and risk management for water-related infectious disease*. pp. 135-160, World Health Organization, IWA Publishing, London, UK. 2001.

BOBÉE, B.; ASHKAR, F. The Gamma family and derived distributions. *Water Resources Publications*, Colorado, USA, 1991, 203 p.

BRAGA, M.D. *Análise de perigos e pontos críticos de controle – APPCC: estudo de caso no sistema de abastecimento de água da Universidade Federal de Viçosa*. 2007.132 f. Dissertação de Mestrado em Medicina Veterinária. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Medicina Veterinária., 2007.

BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria nº. 2.914 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 União*, 14 de dezembro de 2011, p. 39.

BRUSH, C.F.; WALTER, M.F.; ANGUISH, L.J.; GHIORSE, W.C. Influence of pretreatment and experimental conditions on electrophoretic mobility and hydrophobicity of *Cryptosporidium parvum* oocysts. *Applied and Environmental Microbiology*, v.64, n.11, p.4439-4445, 1998.

BUSTAMANTE, H.A.; SHANKER, S.R.; PASHLEY, R.M.; KARAMAN, M.E. Interaction between *Cryptosporidium* oocysts and water treatment coagulants. *Water Research*, v.35, n.13, p.3179-3189, 2001.

CARLSON, K., VIA, S., BELLAMY, B.; CARLON, M. Secondary effects of enhanced coagulation and softening. *Journal of the American Water Works Association*, v.92, n.6, p.63-75, 2000.

CERQUEIRA, D.A. *Remoção de oocistos de Cryptosporidium parvum e de indicadores no tratamento de água por ciclo completo, filtração direta descendente e dupla filtração, em escala piloto*. 2008. 214f. Tese (Doutorado em Saneamento, Meio

Ambiente e Recursos Hídricos). Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Engenharia Sanitária e Ambiental, Departamento de Engenharia Hidráulica e Recursos Hídricos. Belo Horizonte - MG, 2008.

CHRISTMANN, R.U. *Estatística aplicada*. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 1978, 141p.

COFFEY, B.M.; HUCK, P.M.; MAURIZIO, D.D.; EMELKO, M.B.; DOUGLAS, I.P.; OEVER, J.V.D. The effect of optimizing coagulation on the removal of *Cryptosporidium parvum* and *Bacillus subtilis*. In: WATER QUALITY TECHNOLOGY CONFERENCE. 1999, Tampa, USA. *Proceedings...* Tampa, USA: AWWA, november 1, 1999

COSTA NETO, P.L. O. *Estatística*. São Paulo: Edgard Blücher, 1977, 264p.

CURRIERO, F.C.; PATZ, J.A.; ROSE, J.B.; LELE, S. The association between extreme precipitation and waterborne disease outbreaks in the United States, 1948-1994. *American Journal of Public Health*, v.91, n.8; p.1194-1199, 2001.

DAI, X.; BOLL, J. Settling velocity of *Cryptosporidium parvum* and *Giardia lamblia*. *Water Research*, v. 40, p. 1321-1325, 2006.

DIAS, G.M.F. *Estudo integrado da qualidade microbiológica da água da bacia do Ribeirão São Bartolomeu: análise epidemiológica, ambiental e espacial*. 2007. 150f. Dissertação (Mestrado em Medicina Veterinária). Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Veterinária. Viçosa-MG, 2007.

DIAS, G.M.F; BEVILACQUA, P.D; BASTOS, R.K.X.; OLIVEIRA, A.A.; CAMPOS G.M.M. *Giardia spp.* e *Cryptosporidium spp.* em água de manancial superficial de abastecimento contaminada por dejetos humano e animal. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, v.60, n.6, p.1291-1300, 2008.

DIBERNARDO, L.; DANTAS, A. D. *Métodos e técnicas de tratamento de água*. Volumes 1 e 2. São Carlos, RiMa. 2ª ed. 2005.

DROZD, C.; SCHWARTZBROD, J. Hydrophobic and electrostatic cell surface properties of *Cryptosporidium parvum*. *Applied and Environmental Microbiology*, v.62, n.4, p.1227-1232, 1996.

DUGAN, N.R.; FOX, K.R.; OWENS J.H.; MILTNER, R.J. Controlling *Cryptosporidium* oocysts using conventional treatment. *Journal American Water Works Associations*, v.93, n.12, p.64-76, 2001.

EDZWALD, J.K.; KELLEY, M.B. Control of *Cryptosporidium*: from reservoirs to clarifiers to filters. *Water Science and Technology*, v.37, n.2, p.1-8, 1998.

EMELKO, M.B.; HUCK, P.M.; DOUGLAS, I.P.; VAN DEN OEVER, J. *Cryptosporidium* and microsphere removal during low turbidity en-of-run and early breakthrough filtration. In: WATER QUALITY TECHNOLOGY CONFERENCE. 2000, Salt Lake City, USA, *Proceedings...* Salt Lake City, USA : AWWA, 2000.

EMELKO, M. B.; HUCK, P. M.; DOUGLAS, I. P. *Cryptosporidium* and microsphere removal during late in-cycle filtration. *Journal American Water Works Association*, v.95, n.5, p.173-182, 2003.

FAGUNDES, A.P. *Remoção de Oocistos de Cryptosporidium por filtração direta – Influência de alguns aspectos operacionais*. 2006. 147f. Dissertação (Mestrado em Tecnologia Ambiental e Recursos Hídricos). Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Civil e Ambiental. Brasília-DF, 2006.

FERNANDES, N.M.G. *Influência do pH de Coagulação e Dosagem de Sulfato de Alumínio na Remoção de Oocistos de Cryptosporidium por Filtração Direta Descendente*. 2007. 144 f. Dissertação (Mestrado em Tecnologia Ambiental e Recursos Hídricos). Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Civil e Ambiental. Brasília-DF, 2007.

FORBES, C.; EVANS, M.; HASTINGS, N.; PEACOCK, B. *Statistical Distributions*, 4th ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2011, 212 p.

FORD, T.; HAMNER, S. Control of Waterborne Pathogens in Developing Countries. In: MITCHELL, R.; GU, J.-D. (eds.) *Environmental microbiology*. 2<sup>a</sup> ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2010.

FRANCO, R. M. B.; CANTUSIO NETO, R.; BRANCO, N. Detecção de *Cryptosporidium* sp e *Giardia* sp em água pela técnica de filtração em membrana: estudo comparativo entre diferentes técnicas de eluição. *Jornal Brasileiro de Patologia*, v.37, n.4, p.205, 2001.

FREY, H. C.; PATIL, S. R. Identification and review of sensitivity analysis methods. *Risk Analysis*. v.22, n.3, p.553-578, 2002.

HAAS C. N. Estimation of risk due to low doses of microorganisms: a comparison of alternative methodologies. *American Journal of Epidemiology*, v.118, n.4, 1983.

HAAS C. N.; ROSE J. B, GERBA, C.P. *Quantitative microbial risk assessment*. New York: John Wiley & Sons, 1999, 449p.

HAAS, C. N.; EISENBERG, J. N. S.. Risk assessment. In: *Water Quality: Guidelines, Standards and Health – Assessment of risk and risk management for water-related infectious disease*. pp.257-288, World Health Association, IWA Publishing, London, UK, 2001.

HARRINGTON, G.W.; XAGORARAKI, I.; ASSAVASILAVASUKUL, P.; STANDRIDGE, J.H. Effect of filtration conditions on removal of emerging waterborne pathogens. *Jour. Amer. Water Works Association*. v.95, n.12, p. 95-104, 2003.

HASHIMOTO, A.; KUNIKANE, S.; HIRATA, T. Prevalence of *Cryptosporidium* oocysts and *Giardia* cysts in the drinking water supply in Japan. *Water Research*, v.36, n.3, p.519-526, 2002.

HATUKAI, S.; BEN-TZUR, Y.; REBHUN, M. Particle counts and size distribution in system design for removal of turbidity by granular deep bed filtration. *Water Science and Technology*, vol.36, n.4, pp. 225-230, 1997.

HEALTH CANADA. FEDERAL PROVINCIAL TERRITORIAL COMMITTEE ON DRINKING WATER. *Guidelines for Canadian drinking water quality*. Summary table. Ottawa: Health Canada, 2008.

HSU, B.M.; YEH, H.H. Removal of *Giardia* and *Cryptosporidium* in drinking water treatment: a pilot-scale study. *Water Research*, v.37, n.5, p.1111-1117, 2003.

HUCK, P.M.; COFFEY, B.M.; O'MELIA, C.R.; EMELKO, M.B. Removal of *Cryptosporidium* by filtration under conditions of process challenge. In: WATER QUALITY TECHNOLOGY CONFERENCE, 2000, Salt Lake City, USA. *Proceedings...* Salt Lake City, USA : AWWA, 2000.

HUCK, P.M.; COFFEY, B.M.; EMELKO, M.B.; MAURIZIO, D.D.; SLAWSON, R.M.; ANDERSON, W.B.; OEVER, J.V.D.; DOUGLAS, I.P.; O'MELLA, C.R. Effects of filter operation on *Cryptosporidium* removal. *Journal American Water Works Association*, v.94, n.6, p.97-11, 2002.

JAIDI, K.; BARBEAU, B.; CARRIE, A.; DESJARDINS, R.; PRE'VOST, M. Including operational data in QMRA model: development and impact of model inputs. *Journal of Water and Health*. v.7, n.01, p. 77-95, 2009.

KARANIS, P.; KOURENTI, C.; SMITH, H. Waterborne transmission of protozoan parasites: A worldwide review of outbreaks and lessons learn. *Journal of Water and Health*, v.5, n.1, p.1-38, 2007.

KAYHANIAN, M.; SINGH, A.; MEYER, S. Impact of non-detects in water quality data on estimation of constituent mass loading. *Water Science and Technology*, v.45, n.9, p.219-225, 2002.

KELLEY, M., WARRIER, P.; BROKAW, J.; BARRETT, K.; KOMISAR, S. A study of two U.S. Army installation drinking water sources and treatment systems for the removal of *Giardia* and *Cryptosporidium*. *Proceedings of the Annual Conference of the American Works Association*, Denver, CO, 1995.

LECHEVALLIER, M.W.; NORTON, W.D.; LEE, R.G. *Giardia* and *Cryptosporidium* spp. in filtered drinking water supplies. *Applied and Enviromental Microbiology*, v.57, n.8, p.2617-2621, 1991.

LECHEVALLIER, M.W.; NORTON, W.D. Examining relationships between particle counts and *Giardia*, *Cryptosporidium*, and turbidity. *Journal American Water Works Association*, v.84, n.12, p.54-60, 1992.

LECHEVALLIER, M.; AU, K.K. *Water Treatment and Pathogen Control: process efficiency in achieving safe drinking water*. Genebra: IWA Publishing, 2004.

LEE, S-H.; LEE, C.H.; KIM, Y-H.; DO, J-H.; KIM, S-H. Occurrence of *Cryptosporidium* oocysts and *Giardia* cysts in the Nakdong River and their removal during water treatment. *Journal of Water and Health*, v.5, n.1, p.163-169, 2007.

LETTERMAN, R.D. Further discussion of "Conscientious particle counting". *Journal American Water Works Association*, v.93, n.4, p.182-183, 2001.

LI, S.; GOODRICH, J.A.; OWENS, J.H.; WILLEKE, G.E.; SCHAEFER, F.W.; CLARCK, R.M. Reliability of surrogates for determining *Cryptosporidium* removal. *Journal American Water Works Association*, v.89, n.5, p.90-99, 1997

LOPES, G.J.R. *Avaliação da turbidez e do tamanho de partículas como parâmetros indicadores da remoção de protozoários no tratamento da água em ciclo completo (clarificação)*. 2008. 143f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil). Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Engenharia Civil. Viçosa-MG, 2008.

MANLY, B.F.J. *Statistics for environmental science and management*. Boca Raton: CRC Press, 2001.

MARA, D.D., SLEIGH, P.A., BLUMENTHAL, U.J., CARR, R.M.; Health risks in wastewater irrigation: Comparing estimates from quantitative microbial risk analyses and epidemiological studies. *Journal of Water and Health*, v.5, n.1, p.39-50, 2007.

MARA, D.D.; Health Risks from Wastewater Use in Urban Agriculture: A Review. *Institute for Pathogen Control*, Engineering School of Civil Engineering University of Leeds, United Kingdom, 2009.

MARA, D. Water- and wastewater-related disease and infection risks: what is an appropriate value for the maximum tolerable additional burden of disease?. *Journal of Water and Health*, v.9, n.2, p.217-224, 2011.

MASSEY Jr, F.J. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit. *Journal of the American Statistical Association*, v.46, p.68-78, 1951.

MEDEMA, G.J. AND SMEETS, P.W.H.M. The interaction between Quantitative Microbial Risk Assessment and risk management in the Water Safety Plan. Report for the European Commission under the Fifth Framework Programme, Theme 4: Energy, environment and sustainable development (contract EVK1CT200200123), Kiwa Water Research, Nieuwegein, The Netherlands, 2004.

MCTIGUE, N. E.; LECHEVALLIER, M.W.; CLANCY, J. *National Assessment of Particle Removal by Filtration*. Denver, CO, American Water Works Association Research Foundation and American Water Works Association, Denver, 1998.

MEDEMA, G.J.; SCHETS, F.M.; TEUNIS, P.F.M.; HAVELAAR, A.H. Sedimentation of Free and Attached *Cryptosporidium* Oocysts and *Giardia* Cysts in Water. *Applied and Environmental Microbiology*, v.64, n.2. p.4460-4466, 1998.

MESSNER M.J.; WOLPERT, R.L. *Cryptosporidium* and *Giardia* occurrence in ICR drinking water sources – statistical analyses of ICR data. In: McGUIRE, M.J. (ed.) *Information Collection Rule Data Analysis*. American Water Works Association Research Foundation, Denver, CO, 2002. p. 207-225.

MINISTRY OF HEALTH. *Drinking water standards for New Zealand*. Wellington: Ministry of Health, 2005.

MONS, M.N.; VAN DER WIELEN, J.M.L.; BLOKKER, E.J.M.; SINCLAIR, M.I.; HULSHOF, K.F.A.M.; DANGENDORF, F.; HUNTER P.R.; MEDEMA, G.J. Estimation of the consumption of cold tap water for microbiological risk assessment: an

overview of studies and statistical analysis of data. *Journal of Water and Health*, v.5, n.1, p.151-170, 2007.

MONTGOMERY, D.; RUNGER, G. *Applied statistics and probability for engineers*. 3 ed. New York: John Wiley & Sons, 2003, 706 p.

MORFESIS, A.; JACOBSON, A.M.; FROLLINI, R.; HELGESON, M.; BILLICA, J.; GERTIG, K.R. Role of Zeta ( $\xi$ ) Potential in the Optimization of Water Treatment Facility Operations. *Industrial & Engineering Chemistry*, v.48, p.2305–2308, 2009.

MORGAN, M.G.; HERION, M. *Uncertainty: a guide to dealing with uncertainty in quantitative risk and policy analysis*. Cambridge University Press, 346 p., 2007.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E.J.A. *Hidrologia estatística*. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p.

NIEMINSKI E.C.; ONGERTH, J.E. Removing *Giardia* and *Cryptosporidium* by conventional treatment and direct filtration.” *Journal of the American Water Works Association*, v.87, n.9, p.96-112, 1995.

NIEMINSKI, E.C. *Removal of Cryptosporidium and Giardia through conventional water treatment and direct filtration*. Project Summary. Cincinnati: USEPA, National Risk Management Research Laboratory, 1997 (EPA/600/SR-97/025).

NIEMINSKI, E.C.; BELLAMY, W.D.; MOSS, L.R. Using Surrogates to Improve Plant Performance. *Journal American Water Works Association*. V.92, n.3, p.67–78, 2000.

OLIVEIRA, A.A. *Enteroparasitas em populações usuárias de diferentes sistemas de abastecimento de água em Viçosa-MG*. 2004. 146 f. Dissertação (Mestrado em Medicina Veterinária). Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Medicina Veterinária. 2004.

OLIVEIRA, S.M.A.C. *Análise de desempenho e confiabilidade de estações de tratamento de esgotos*. 2006. 214 f. Tese (Doutorado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos). Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Engenharia Sanitária e Ambiental, Departamento de Engenharia Hidráulica e Recursos Hídricos. Belo Horizonte - MG 2006.

ONGERTH, J.E.; PECORARO, J.P. Electrophoretic mobility of *Cryptosporidium* oocysts and *Giardia* cysts. *Journal of Environmental Engineering*, v.122, n.3, p.222-231.

PÁDUA, V.L.; DIBERNARDO, L. Comparação entre turbidez e distribuição de tamanhos de partículas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA SANITARIA E AMBIENTAL, 21, 2001, João Pessoa. *Anais...* Rio de Janeiro: ABES, 2001. (CD-ROM).

PALISADE CORPORATION, *Add-In do Microsoft® Excel para Simulação e Análise de Riscos*, Versão 5.7, setembro 2010.

PATÂNIA, N.; MAZOUNIE, P.; BERNAZEAU, F.; MACLEAN, G.; ALLA, P. Removal of *Cryptosporidium* by contact filtration: The Sydney experience. In:

ANNUAL CONFERENCE OF THE AMERICAN WATER WORKS ASSOCIATION, 1999, Denver, CO. *Proceedings...* Denver : AWWA, 1999.

PAVIONE, D. M. S. *Análise de incertezas e de sensibilidade e Avaliação Quantitativa de Risco Microbiológico aplicadas ao dimensionamento de lagoas de polimento e à utilização de efluentes para irrigação*. 2010. 143f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil). Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Engenharia Civil. Viçosa-MG, 2010.

PAYMENT, P.; FRANCO, E. *Clostridium perfringens* and Somatic Coliphages as Indicators of the Efficiency of Drinking Water Treatment for Viruses and Protozoan Cysts. *Applied and Environmental Microbiology*, v.59, n.8, p.2418–2424, 1993.

PEARSON, E.S.; D'AGOSTINHO, R.B. BOWMAN, K.O. Tests for departure from normality: Comparison of powers. *Biometrika*, v. 64, n. 2, p. 231-246, 1977.

PETTERSON, S.R.; ASHBOLT, N.; SHARMA, A. Microbial risks from wastewater irrigation of salad crops: a screening-level risk assessment. *Water Environmental Resources*, v.73, n.6, p.667-672, 2001.

PETTERSON, S.; SIGNOR, R.; ASHBOLT, N.; ROSER, D. QMRA methodology. In: MICRORISK - Microbiological risk assessment: a scientific basis for managing drinking water safety from source to tap. European Union, 2006. Disponível em: <<[http://www.microrisk.com/publish/cat\\_index\\_11.shtml](http://www.microrisk.com/publish/cat_index_11.shtml)>>. Acesso em 25 outubro 2010. (MICRORISK Project)

ROSE, J.B.; HAAS, C.N.; REGLI, S. Risk assessment and the control of waterborne *Giardiasis*. *American Journal Of Public Health*, v.81, n.6, p.709-713, 1991.

ROSE, J.B.; DAESCHNER, S.; EASTERLING, D.R.; CURRIERO, F.C.; LELE, S.; PATZ, J.A. climate and waterborne disease outbreaks. *JOURNAL OF AMERICAN WATER WORKS ASSOCIATION*, v.92, n.8, p.77-87, 2000.

ROSEN, M.J. *Surfactants and interfacial phenomena*. 3 ed. New York: John Wiley & Sons, 2004, 444 p.

SEARCY, K.E.; PACKMAN, A.I.; ATWILL, E.R.; HARTE, T. Association of *Cryptosporidium parvum* with suspended particles: impact on oocyst sedimentation. *Applied and Environmental Microbiology*, v.71, n.2, p.1072-1078, 2005.

SHAW, K.; WALKER, S.; KOOPMAN, B. Improving filtration of *Cryptosporidium*. *Journal American Water Works Association*, v.92, n.11, p.103-111, 2000.

SIEGEL, S., CASTELLAN, N.J.J.; Tradução: CARMONA, S.I.C.; *Estatística não-paramétrica para ciência do comportamento*. 2ª ed. Porto Alegre: Artmed, 2006. 448p.

SIGNOR, R.S.; ROSER, D.J.; ASHBOLT N.J.; BALL, J.E. Quantifying the impact of runoff events on microbiological contaminant concentrations entering surface drinking source waters. *Journal of Water and Health*, v.3, n.4, p.453-468, 2005.

SIGNOR, R.S.; ASHBOLT, N.J. Pathogen monitoring offers questionable protection against drinking-water risks: a QMRA (Quantitative Microbial Risk Analysis) approach

to assess management strategies. *Water Science and Technology*, v. 54, n. 3, p. 261–268, 2006.

SIGNOR, R.S.; ASHBOLT, N.J.; ROSER, D.J. Microbial risk implications of rainfall-induced runoff events entering a reservoir used as a drinking-water source. *Journal of Water Supply: Research & Technology – AQUA*. v.56, n.8, p.515-531, 2007.

SIGNOR, R.S.; ASHBOLT N.J. Comparing probabilistic microbial risk assessments for drinking water against daily rather than annualized infection probability targets. *Journal of Water and Health*, v.7, n.4, p.535-543, 2009.

SILVA, C.F.. *Remoção de oocistos e de indicadores Físicos de Cryptosporidium parvum em águas de abastecimento por meio da decantação- estudo em escala piloto*. 2008. 117f. Dissertação (Mestrado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos). Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Engenharia Sanitária e Ambiental, Departamento de Engenharia Hidráulica e Recursos Hídricos. Belo Horizonte - MG, 2008.

SMEETS, P.; RIETVELD, L.; HIJNEN, W.; MEDEMA, G.; STENSTRÖM, T. Efficacy of water treatment processes. In MICRORISK - Microbiological risk assessment: a scientific basis for managing drinking water safety from source to tap. European Union, 2006. Disponível em: <<[http://www.microrisk.com/publish/cat\\_index\\_11.shtml](http://www.microrisk.com/publish/cat_index_11.shtml)>>. Acesso em 25 setembro de 2011. (MICRORISK Project)

SMEETS, P.W.M.H.; VAN DIJK, J.C.; STANFIELD, G.; RIETVELD, L.C.; MEDEMA, G.J. How can the UK statutory *Cryptosporidium* monitoring be used for Quantitative Risk Assessment of *Cryptosporidium* in drinking water?. *Journal of Water and Health*, v.5, n.1,p. 107-118, 2007.

SMEETS, P.W.M.H. *Stochastic modelling of drinking water treatment in quantitative microbial risk assessment*. PhD Thesis, Faculty of civil engineering and geosciences, Delft University of Technology, Netherlands, 2008.

SMEETS, P.W.; RIETVELD, L.C.; VANDIJK, J.C.; MEDEMA, G.J. Practical applications of quantitative microbial risk assessment (QMRA) for water safety plans. *Water Science and Technology*, v.61, n.6, p.1561-1568, 2010.

SOMMER, H.T. Discussion of “Conscientious particle counting”. *Journal of Water Works Association*, v.92, n.12, p.111-114, 2000.

SPIEGEL,M.R.; Tradução e revisão técnica: CONSENTINO P. *Estatística*. 3ª. ed. São Paulo: Makron Books, 1993. 643 p.

STATES, S.; TOMKO, R.; SCHEURING, C.L. Enhanced coagulation and removal of *Cryptosporidium*. *Journal American Water Works Association*, v. 94, n. 11, p. 67-77, 2002.

TEUNIS, P.F.M.; VAN DER HEIJDEN, O.G.; VAN DER GIESSEN, J.W.B.; HAVELAAR, A.H. *The dose response relation in human volunteers for gastrointestinal pathogens*. Technical Report 284550002, Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu RIVM, 1996.

TEUNIS, P.F.M.; MEDEMA, G.J.; KRUIDENIER, L.; HAVELAAR, A.H. Assessment of the risk of infection by *Cryptosporidium* or *Giardia* in drinking water from a surface water source. *Water Research*, v.31, n.6, p.1333-1346, 1997.

TEUNIS, P.F.M.; CHAPPELL, C.L.; OKHUYSEN, P.C. *Cryptosporidium* dose response studies: variation between isolates. *Risk Analysis*, v.22, n.1, p.175-183, 2002.

TEUNIS, P.; TAKUMI, K.; SHINAGAW,K. Dose response for infection by *Escherichia coli* O157:H7 from outbreak data. *Risk Analysis*, v. 24, n. 2, p. 401-407, 2004.

TEUNIS, P.; VAN DEN BRANDHOF, W.; NAUTA, M.; WAGENAAR J.; VAN DEN KERKHOF, H. A reconsideration of the *Campylobacter* dose–response relation. *Epidemiology and Infection*, v.133,p.583-592, 2005.

TEUNIS, P.F.M.; MOE, C.L.; LIU, P.; MILLER, S.E.; LINDESMITH, L.; BARIC, R.S.; LEPENDU, J.; Calderon, R.L. Norwalk virus: how infectious is it? *Journal of Medical Virology*, v.80, n.8, p.1468–1476, 2008.

USEPA - UNITED STATES ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. National primary drinking water regulations. Filtration, disinfection, turbidity, *Giardia lamblia*, viruses, *Legionella*, and heterotrophic bacteria; Final rule. Part III. *Federal Register*, 54 FR 27486, 1989.

USEPA - UNITED STATES ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. *Guidance manual for compliance with the filtration and disinfection requirements for public water systems: using surface water sources*. Washington, DC: USEPA, Office of Drinking Water, 1991.

USEPA - UNITED STATES ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. National primary drinking water regulations: disinfectants and disinfection byproducts; Final rule. *Federal Register*, v. 63, n. 241, Wednesday, December 16, 1998.

USEPA - UNITED STATES ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. *Guidelines for Water Reuse*. Washington D.C, Office of Water, 2004 (EPA-625-R-04-108).

USEPA - UNITED STATES ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. Occurrence and Exposure Assessment for the Final Long Term 2 Enhanced Surface Water Treatment Rule. Washington D.C.: USEPA, Office of Water, 2005. (EPA 815-R-06-002).

USEPA - UNITED STATES ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. National Primary Drinking Water. Regulations: long term 2 enhanced surface water treatment rule; Final Rule. *Federal Register* – Part II – 40CFR, Parts 9, 141 and 142. Thursday, January 5, 2006.

VANGELDER, A.M.; CHOWDHURY, Z.K.; LAWLER, D.F. Conscientious particle counting. *Journal AWWA*, v.91, n.12, p.64-76, 1999.

VESEY, G.; SLADE, J.S.; BYRNE, M.; SHEPHERD, K.; FRICKER, C.R. A new method for the concentration of *Cryptosporidium* oocysts from water. *Journal of Applied Bacteriology*, v.75, p.82-86, 1993.

VOSE, D. *Risk Analysis: A Quantitative Guide*. 3<sup>a</sup> ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2008.

WESTRELL, T.; BERGSTEDT, O.; STENSTROM, T.A.; ASHBOLT, N.J. A theoretical approach to assess microbial risks due to failures in drinking water systems. *International Journal of Environmental Health Research*, v.13, p.181-197, 2003.

WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Guidelines for drinking water quality: incorporating first addendum*. Vol. 1, Recommendations. 3<sup>a</sup> ed. Geneva: WHO, 2006. 595p

WOHLSEN, T.; BATES, J.; GRAY, B.; KATOULI, M. Evaluation of Five Membrane Filtration Methods for Recovery of *Cryptosporidium* and *Giardia* Isolates from Water Samples. *Applied and Environmental Microbiology*, v.70, n.4, 2004.

XAGORARAKI, I.; HARRINGTON, G.W. Zeta potential, dissolved organic carbon, and removal of *Cryptosporidium* oocysts by coagulation and sedimentation. *Journal of Environmental Engineering*, v.130, n.12, p.1424-1432, 2004.

ZWIETERING, M.H., VAN GERWEN, J.C. Sensitivity analysis in quantitative microbial risk assessment. *International Journal of Food Microbiology*. v.58, n.3, p.213–221, 2000.