

過とオゾン処理水の0データに対して補間した後、推定した結果である。

表2 急速砂ろ過の除去能評価結果

ケース	使用データ		除去能評価結果	
	流入水データ数	流出水データ数	適合分布形	除去 log ₁₀ 数最頻値
1	90	(313)+243	ワイブル	1.27
2	90	[313]+243	ロジスティック	1.35

表3 オゾン処理の不活化能評価結果

ケース	使用データ		不活化能評価結果	
	流入水データ数	流出水データ数	適合分布形	不活化 log ₁₀ 数最頻値
1	243	(285)+15	正規	1.91
2	243	[285]+15	ロジスティック	0.94

※ ()内は0データ数、[]内は補間データ数

表4 総合除去・不活化能と年間感染確率推定結果

	総合除去・不活化 log ₁₀ 数中央値	年間感染確率 平均値 (人・年)
ケース1	7.47	1.68×10 ⁻³
ケース2	6.61	2.57×10 ⁻³

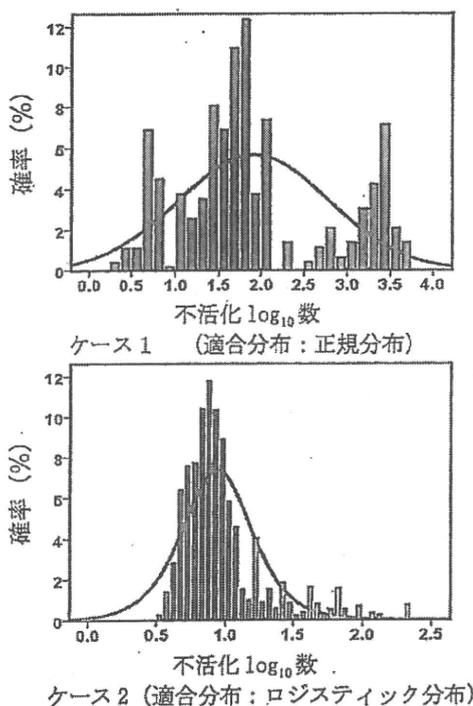


図4 オゾン処理の不活化能分布

表2に急速砂ろ過の除去能評価結果を示す。ケース1の場合、556個の流出水データ中、313個は0データであり、0データを使った場合はすべて無効になる。最頻値1.27は243個の0以外のデータを使った推定結果である。ケース2の場合、556個の流出水データのうち313個は値0.2以下の補間データである。補間データのみから生成する除去 log₁₀ 数は概

ね1.2~1.6間の値であった。一方、243個の0.2以上データから生成する除去 log₁₀ 数の最頻値は1.27であり、全体の最頻値は1.35となり、ケース1より大きな値となった。

次に表3と図4にオゾン処理の不活化能評価結果と分布形を示す。ケース2の不活化 log₁₀ 数の最頻値は0.94であった。ケース1と比較すると大きな差異があり、その原因を考察してみる。図4をみると、ケース1とケース2の大きな差異は2.4~4の区間である。計算過程から、ケース1の2.5~4の間の大きな不活化 log₁₀ 数はすべて大容量サンプリング測定値からの値であった。本研究では、不活化能はランク法によって計算している。すなわち、ケース1の場合、流出水データのうち285個は0データであり、300個のデータを降順ソートすると、大容量サンプリングによる4個の0.009以下の小さな値はほぼ11~15番目にある。流入水の同じ11~15番目の大きな値とペアリングすると、2.5~4の大きな不活化 log₁₀ 数となる。ケース2の場合、補間データを含む、300個のデータを降順ソートすると、4個の0.009以下の値は列の後方になった。この場合、同じ後方にある小さな流入水の値とペアリングすることになり、小さな不活化 log₁₀ 数となり、大きな不活化 log₁₀ 数は見られなくなった。また、補間データから生成した不活化 log₁₀ 数は概ね0.6~1.1の間であった。一方、15個の0.2以上のデータを使った不活化 log₁₀ 数は概ね0.6~2.0の間であり、全体として、ケース2ではケース1より小さな値0.94となった。以上の原因でオゾン処理の不活化能評価結果に大きな差が生じたと言える。

以上の結果、ケース2の総合除去・不活化 log₁₀ 数はケース1より小さく、年間感染確率もケース1より大きな値が得られた。このように、QMRAにおいては、データセットの特徴と解析過程を精査しつつ、適切な方法を選択して進める必要があると指摘できる。

4. おわりに

微生物濃度がポアソン分布に従うことを利用して、測定値0の取り扱い方法について考察した。検出限界以下の値が出現することに対する考え方・方法は複数ある。本文の方法以外にも統計理論を適用する方法、添加実験による方法、大容量サンプリングによる方法等がある。今後は、取り扱い方法を比較し、その妥当性について考察を行う予定である。

参考文献

- 1) 伊藤禎彦: 定量的感染リスク評価の感度分析における非加熱飲料水消費量データの影響, 用水と廃水, Vol.52, No.8, pp.55-65, 2010.
- 2) Dulleont, Y.J., et al: Chapter 2 Removal of microorganisms by slow sand filtration. In Recent Progress in Slow Sand and Alternative Biofiltration Processes (Gimbel, R., et al., eds.), pp.12-20, I-WA Publishing, London, UK, 2006.

