

1. はじめに

河川水質および汚濁負荷量の代表値推定は、河川の水質管理ならびに河川が流入する内湾や湖沼の水質管理上、重要な課題である。しかしながら、河川の水質ならびに汚濁負荷量は、経年的に変化する他に年間変動、週間変動ならびに日間変動などの様々な周期変動も有しており、限られたサンプル数から、代表水質ならびに代表汚濁負荷量を推定することは、容易ではない。

ここでは、降雨量と流量とによって水質ならびに汚濁負荷量を表わし、式中に現われる定数を変化させることにより、データを発生させ、データの特性と代表値の推定精度との関係、ならびに、水質の相関性について検討を加えた。なお、本研究では、代表水質として非超過確率水質を、代表汚濁負荷量として年間総流出汚濁負荷量をそれぞれとりあげた。

2. データと解析方法

本研究で用いたデータは、Fig. 1に示す旭川流域の非感潮部下流端における定時採水による水質データ、R1～R3の地点における日降雨量の平均値および採水地点より約2 km上流地点における日流量である。分析した水質項目は、SS、濁度、COD(Mn)、総窒素、および総リンである。観測期間は、昭和56年11月までの13ヶ月間～27ヶ月間である

Table 1 Regression equation

Index	Equation	R
SS	$L(t) = 1.27 \times 10^2 Q(t)^{1.84} + 9.04 \times 10^3 R(t)^{1.62} \\ + 2.60 \times 10^4 R(t-1)^{3.39} + 1.31 \times 10^3 R(t-2)^{2.64} \\ + 1.53 \times 10^2 R(t-3)^{1.74}$	0.82
Tur	$L(t) = 2.52 \times 10^2 Q(t)^{1.86} + 5.51 \times 10^1 R(t)^{0.521} \\ + 2.28 \times 10^5 R(t-1)^{4.00} + 7.71 \times 10^6 R(t-2)^{3.85} \\ + 2.30 \times 10^2 R(t-3)^{1.87}$	0.81
COD(Mn)	$L(t) = 2.64 \times 10^2 Q(t)^{1.43} + 5.76 \times 10^5 R(t)^{2.30} \\ + 2.16 \times 10^6 R(t-1)^{3.75}$	0.74
T-P	$L(t) = 1.56 \times 10^3 Q(t)^{1.09} + 5.14 \times 10^3 R(t)^{0.00116} \\ + 1.57 \times 10^5 R(t-1)^{2.53} + 2.12 \times 10^6 R(t-2)^{3.24}$	0.89
T-N	$L(t) = 9.94 \times 10^3 Q(t)^{1.41} + 1.75 \times 10^1 R(t)^{0.000724} \\ + 2.12 \times 10^2 R(t-3)^{0.505}$	0.93

unit: $L(t)$; t/d, $Q(t)$; m³/s, $R(t)-R(t-3)$; mm/d

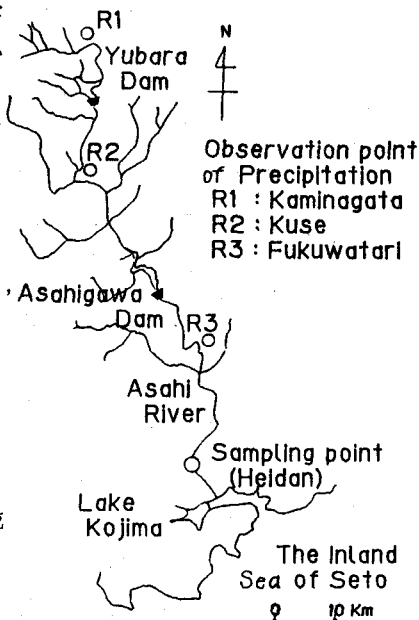


Fig.1 Study area

が、主として用いたデータは昭和55年12月から昭和56年11月までの一年分のデータである。観測された水質値に日流量を乗じて算出される値を、日平均汚濁負荷量とし、

これらを流量および降雨量で非線形回帰した結果をTable 1に示す。回帰式については、何通りか検討を加えたが、ここでは、水文量の影響が最も端的に表現される式を採用している。Table 1の各式においては、汚濁負荷の発生構造が無視されているが、対象とする期間内の汚濁負荷量を比較的良好に表現している。なお、水質についてはTable 1に示される各式を日流量で除すことにより推定した。

ところで、上述の各式においては、流量を降雨量の関数であると考え、降雨量と汚濁負荷量との関係を表わしていると考えられ、降雨量が確率変数であるとする、その関数として表現されている汚濁負荷量ならびに汚濁負荷量から推定される水質も確率変数であると考えられる。水質や汚濁負荷量の統計的特性を時系列モデルにより定量化し、この結果を用いて水質や汚濁負荷量のデータを作成することも考えられるが、ここでは、同一の降雨および流量のもとで、回帰式中の係数を変化させることにより、水文量の性質は同一であるが、これが水質および汚濁負荷量へおよぼす影響の程度が異なる場合のデータを発生させることにした。このような操作は、定性的には、汚濁物の流出機構を変化させていることに相当するであろう。

ここでは、Table 1に示される各係数を0.7~1.5倍し、その結果得られた各式に流量および降雨量を代入し、水質および汚濁負荷量のデータを発生させ、これらが観測値であるとした場合の、相関性ならびに少数のデータから得られる推定値の精度について、データの性質と関連させて検討を加えた。

非超過確率水質および年間総流出汚濁負荷量の推定方法は次の通りであった。

回帰式を用いて発生させた365個のデータより、サンプリング間隔を、3日~30日の6通りに変化させてデータを抽出し、これらのデータ群を用いて推定を行った。なお、等間隔サンプリングを仮定しているので、各サンプリング間隔に対応して、サンプリング間隔日数と同じ数のデータ群が抽出される。

非超過確率水質については、対数正規確率紙上にデータをプロットし、グラフ上で直線性の悪い非超過確率10%以下と90%以上のデータを除いて直線回帰を行い、回帰式により、非超過確率10%~90%の7通りの非超過確率水質を求めた。なお、基準となる全データから推定される非超過確率水質は、内挿により推定した。

年間総流出汚濁負荷量については、上述と同じ各サンプリング間隔におけるデータ群を抽出し、汚濁負荷量 L (t/d) が日流量 (m^3/s) によって $L = aQ^b$ (a, b , 定数) で表わされると仮定し、両辺に対数をとって一次式にした上で、 L, Q の両者に誤差が含まれるとするデミング法を用いて a, b を決定し、 $\sum_{i=1}^{365} aQ_i^b$ より年間総流出汚濁負荷量を推定した。基準となる全データから推定される年間総流出汚濁負荷量については、回帰式から得られる日間流出汚濁負荷量の総和より算定した。

全データから算定した、基準となる非超過確率水質ならびに年間総流出汚濁負荷量については、真値と同様に扱ったが、年間総流出汚濁負荷量のように、出水時のような極端な条件下での値の影響を受ける値については、非定常性の考慮等の改善の余地も含まれていると考えられる。なお、推定値の推定精度の検討においては、非超過確率水質ならびに年間総流出汚濁負荷量の推定値が、対数正規分布に従うと仮定して推定値の分布範囲を推定し、

全データを用いて推定した値に対する比を用いて考察した。

3. 発生させたデータの特徴

Fig. 2およびFig. 3に、SSの場合を例として、回帰式中の各係数を変

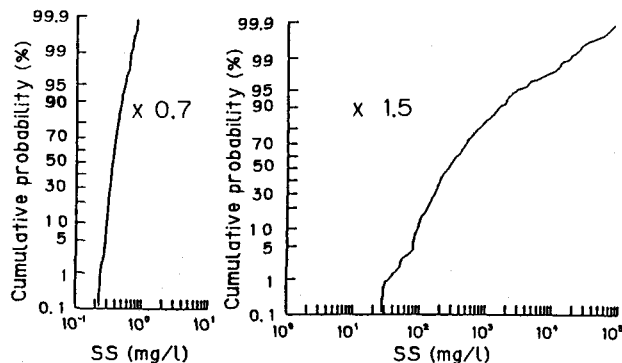


Fig. 2 Change of cumulative probability of SS

化させることにより、水質データがどのように変化するかを示す。

Fig. 3には、今回解析に用いた両極端の水質データの365日分が、観測水質と対比して示されている。同図中の、降雨および流量と比較することにより、0.7~1.5倍の範囲内の係数の変化によっても、水質に対する水文量の影響が大きく変化し、その結果、変動特性も著しく変わることがうかがえよう。係数を大きくすることにより、水質変動の間欠性が強くなるようである。

この結果、Fig. 2に示すように、代表値推定の精度に大きく影響すると考えられる累積分布曲線も著しく変わり、分布幅だけでなく形状も極端に変化する。

ここでは、SS濃度について示したが、上述の傾向については、他の水質濃度ならびに汚濁負荷量についても同様である。

4. 水質ならびに汚濁負荷量の相関

水質や汚濁負荷量の代表値推定に際しては、ランダムサンプリングを基礎とした統計理論が採用される場合が多いが、時系列データにおいてランダムサンプリングを仮定できるためには、少なくともデータ間の相関関係が無視しうる必要がある。そこで、観測データを基にして自己相関係数と、降雨との相互相関係数とを用いて何日程度の水質もしくは汚濁負荷量間で相関が認められるかについて検討を加える。

降雨との相互相関係数を検討したのは次の理由による。水文量の変化が間欠的であるため、その影響を強く受ける水質ならびに汚濁負荷量の自己相関係数は、平均的には相関がないようにみえても、降雨後何日間は降雨の影響が持続することも考えられ、この場合には、当然ながら水質ならびに汚濁負荷量間の相関も存在すると考えられるからである。

Fig. 4に、各水質項目の自己相関係数を示す。自己相関係数の有意水準は、ここで用いたデータの数より、5%および0.1%の危険率において、相関係数が0.10および0.17以上であれば相関があると判定されるので、0.1~0.2を目安にして、相関性の継続する日数を検討すると、次のようである。SSと濁度については1~2日程度、T-PやT-Nについては減衰の仕方が、幾分悪いが同程度であると判定されるが、COD(Mn)については、自己相関係数がゆるやかに減少し、有意水準を越える期間が30日以上続くようである。

Fig. 5には、降雨量に対する各水質濃度の相互相関係数を示す。これにより、降雨の影響を受けた水質がどの程度持続するかが判定される。図中の破線は全データを用いた場合であり、実線は100mm/dをこ

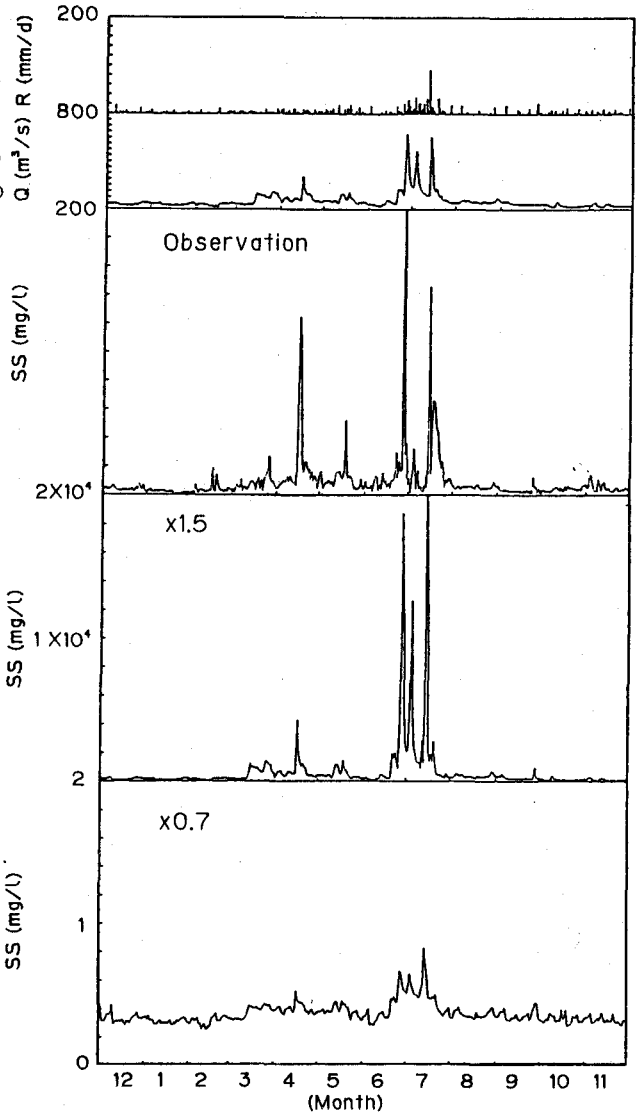


Fig. 3 Change of variation of SS

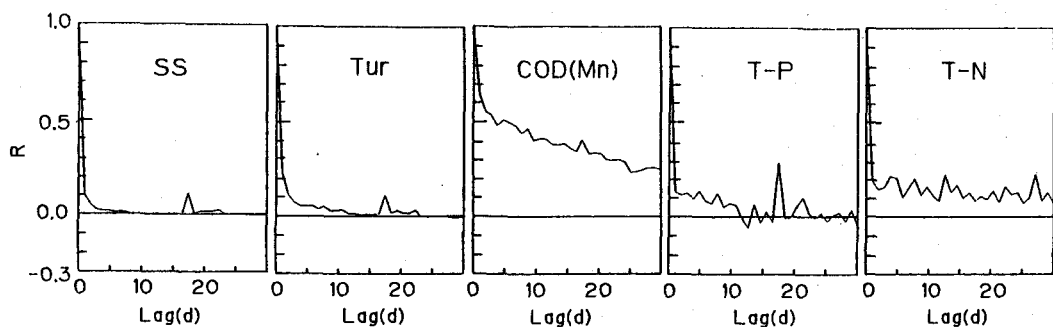


Fig. 4 Autocorrelation coefficient of water quality

える極端な降雨の場合を除いた場合であるが、

大降雨の場合には、降雨当日に最も強く降雨

の影響が水質に現われるが、通常の場合は、

一日程度遅れてピークが現われる。このよう

な違いはあるが、降雨当日を含めてSSで3

日程度、濁度では4日程度影響が現われる。

COD(Mn)では、影響は薄い

3日程度、T-PならびにT-N

では、影響は明確ではない。

汚濁負荷量の場合については、

流量の変化が影響し、COD(Mn)

とT-Nにおいては相関性が変

化する。Fig. 6およびFig. 7

に結果を示す。COD(Mn)の場合には、負荷量間の相

関は2日程度に減少する反面、降雨の影響は1週間程度

に長くなる。他方、T-Nについては、負荷量間の相関

は2週間程度に長くなる反面、降雨の影響は明確ではな

い。降雨量の流量への影響は10日前後続くことから、

降雨の水質への影響が明瞭でない場合には、降雨の負荷

量への影響は、主として流量の変化を表わしていると考

えられる。

水質および汚濁負荷量の相関性について検討してきた

が、以上の結果を総合すると次の通りである。SS、濁

度、T-Pについては、水質ならびに汚濁負荷量間の相関ならびに

降雨の影響は、高々3～4日程度である。COD(Mn)とT-Nと

については、汚濁負荷量間の相関性は1～2週間程度持続するが、

降雨の影響は明瞭でないか2日程度である。しかし、COD(Mn)

の水質濃度については、相関性が長期間持続する。このことから、

COD(Mn)やT-Nについては、統計解析上注意が必要である。

5. 非超過確率水質ならびに年間総流出汚濁負荷量の推定精度

(1) 非超過確率水質の推定精度

回帰式中の係数を変化させることにより得られる各データを用い

て、非超過確率水質を推定し、推定精度についてデータの特性と関

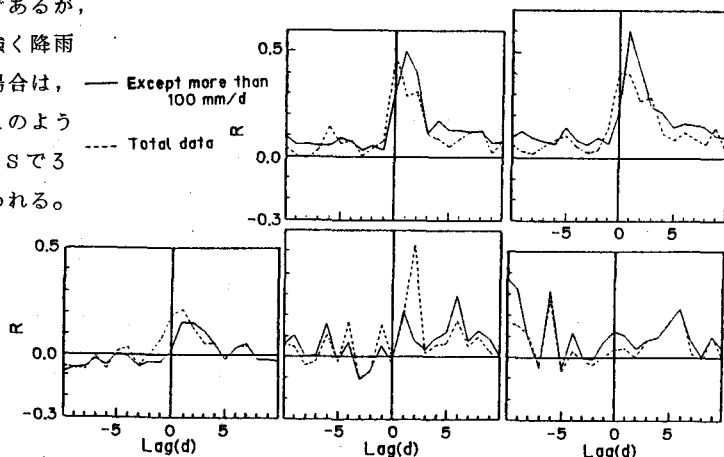


Fig. 5 Correlation coefficient between water quality and precipitation

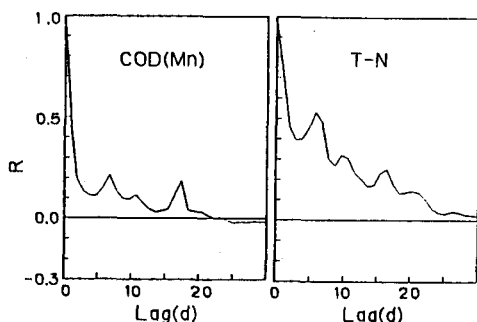


Fig. 6 Autocorrelation coefficient

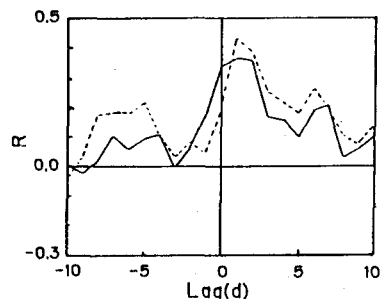


Fig. 7 Correlation coefficient between COD(Mn) and precipitation

係させて検討を加える。

最初に、推定精度の概要を示すために、回帰式中の係数を0.7倍した場合と1.5倍した場合の結果を、SSの場合を例としてFig. 8に示す。Fig. 8においては、各サンプリング間隔ごとに、左側から順に非超過確率10%, 25%, 30%, 50%, 70%, 75%および90%の結果が示されている。実線は得られた推定値の分布範囲を表わし、白丸印は2つを1組として、内側から順に推定値の70%, 90%および95%が分布する範囲を示している。

Fig. 8に示されるように、推定精度は両ケース間で大きく異なる。係数を0.7倍した場合には、30日に1回のサンプリング頻度(1年間12のデータ)でも、推定値の95%が分布する範囲は、非超過確率90%の場合を除けば、±1割程度である。

他方、係数を1.5倍した場合については、サンプリング間隔5日の場合において、すでに、この範囲を越えている。この場合、サンプリング間隔が長くなると、高い非超過確率の水質は高めに、また、低い非超過確率の水質は低めに推定される傾向がある。

次に、非超過確率75%のSS, COD(Mn)およびT-Nの各濃度を例として、推定精度とデータの特性ととの関係を検討する。Fig. 9に結果を示す。Fig. 9では、全データの頻度分布が対数正規分布に従う

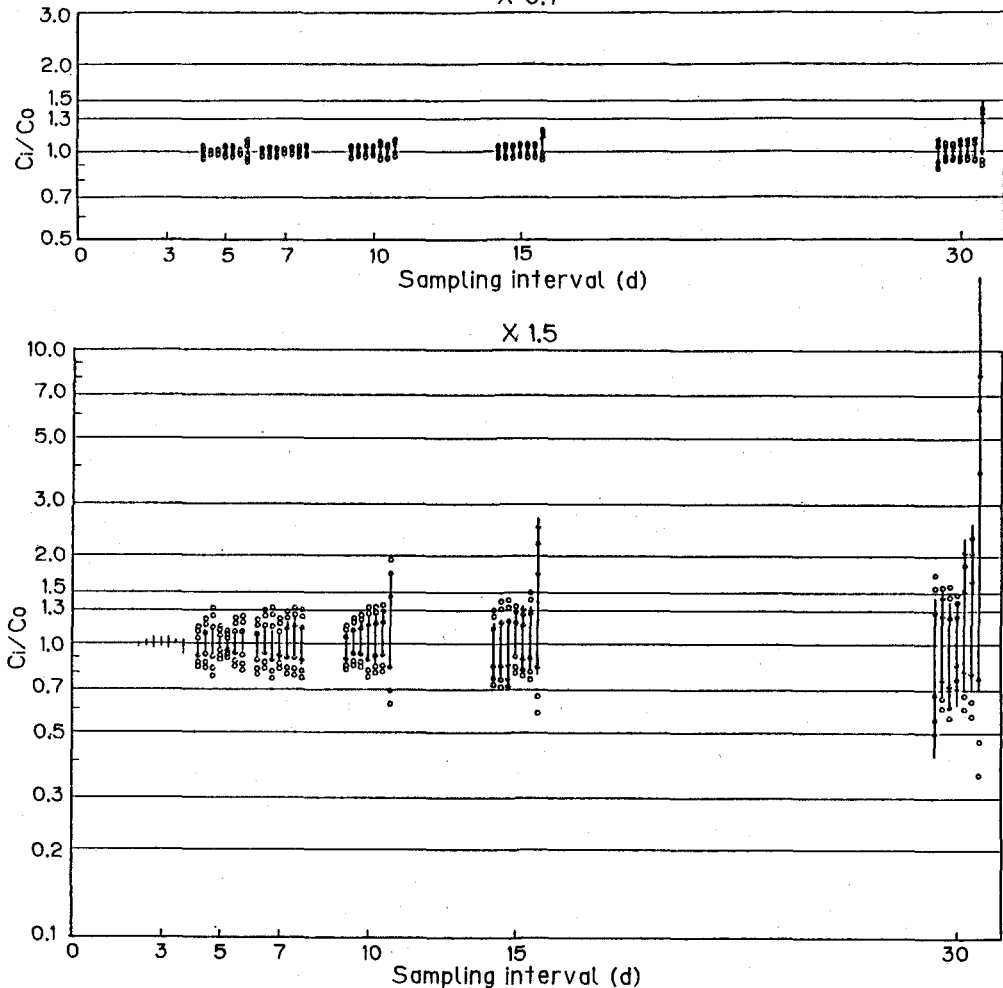


Fig. 8 Accuracy of estimated value from limited SS data

Ci : Estimated value from limited sample data Co : Estimated value from total data

と仮定した場合、全データの分散と推定水質の95%分布範囲との関係を示す。なお、分散は、水質値の常用対数を用いて算出している。同一の分散に対して、内側から順に2つを1組としてサンプリング間隔7日、15日および30日の結果が示されている。Fig. 9より、水質項目による推定精度の差は小さく、サンプリング間隔（データ数）と分散の値だけで、ほぼ推定精度が予測できるようである。

(2) 年間総流出汚濁負荷量の推定精度

Fig. 10とFig. 11とに、それぞれ係数を0.7倍した場合と1.5倍した場合における、年間総流出汚濁負荷量の推定結果の例を示す。図の読み方は、Fig. 8の場合と同様である。0.7倍した場合については、

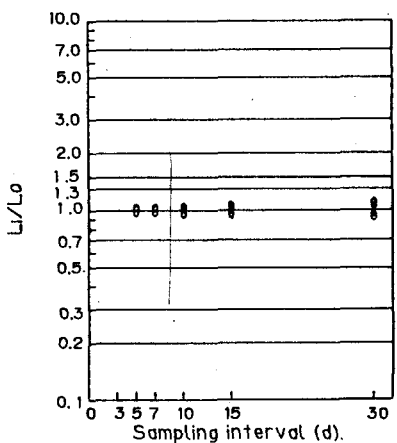


Fig. 11 Accuracy of annual SS load estimated from limited data (x0.7)
 Li: Estimated value from limited sample data
 Lo: Estimated value from total data

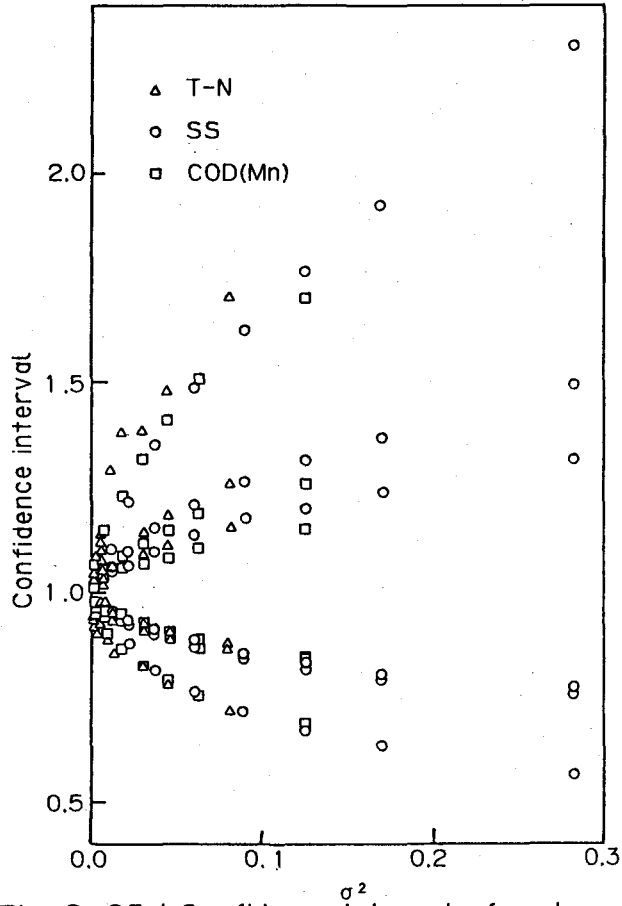


Fig. 9 95% Confidence interval of probabilistic water quality estimated from limited sample data

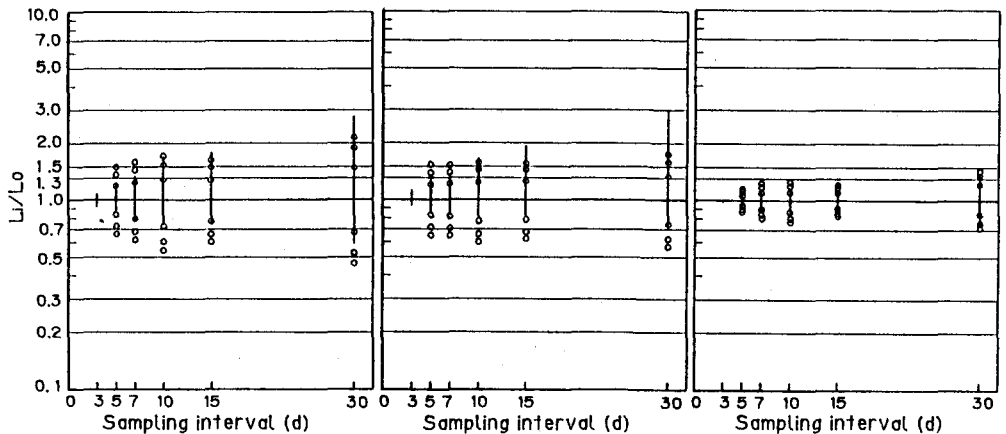


Fig. 10 Accuracy of annual pollutant load estimated from limited data (x1.5)

各水質項目とも推定精度が高く、比較的精度の悪いSSについても±1割程度以内におさまっている。1.5倍した場合については、推定値の分布範囲はかなり広がる。

非超過確率の場合と同様に、日負荷量の常用対数値の分散と、総流出汚濁負荷量推定値の95%が分布する範囲との関係をFig. 12に示す。ここでも、SS、COD(Mn)およびT-Pがとりあげられている。Fig. 12の傾向は、非超過確率水質の場合と異なり、分散が大きくなると指数的に誤差が大きくなる傾向を示している。これは、出水等、極端な条件下の負荷量が、強く影響するためであると考えられる。この場合も、非超過確率水質の場合と同様はば分散で説明ができるようである。汚濁負荷量の場合には、発生させたデータの構造が推定の際に用いる式 $L = aQ^b$ によって回帰しやすい構造を有していると考えられ、このことから、観測値を用いた場合より精度が高い傾向にあり、この点については今後の検討の余地が残されている。

6. 結論

本研究では、旭川非感潮部下流端において定時観測した、SS、濁度、COD(Mn)、T-PおよびT-Nのデータを用いて、水質および汚濁負荷量の相関性の検討を行うとともに、これらのデータを水文量の関数として回帰し、得られた回帰式中の係数を変化させて、水文量の影響の異なるデータを発生させ、これらのデータを用いて、非超過確率水質および年間総流出汚濁負荷量の推定精度に関して検討を加えた。

ここで得られた主要な結果は次の通りである。

- (1) 水質間および汚濁負荷量間相関性は、水質項目によって異なるが、多くの場合は4日程度以内に相関性が消失する。しかしながら、COD(Mn)濃度の場合には30日以上にわたって相関性が持続する。また、降雨後の相関に限ればCOD(Mn)負荷量の場合には、1週間程度は降雨の影響が現われる。また、T-N負荷量の場合には、降雨後2週間近く影響が認められる。
- (2) 非超過確率水質ならびに年間総流出汚濁負荷量の推定精度は、水質ならびに日負荷量の対数値の分散ではば整理できる。

以上、主要な結論を述べてきたが、本研究では、回帰式からデータを発生させており、このことによる実現象からのかい離も考えられるので、さらに検討を加える予定である。

〈参考文献〉 1) 河原他, 水道協会雑誌593号, 1984 2) 河原他, 土木学会年次講演会発表予定

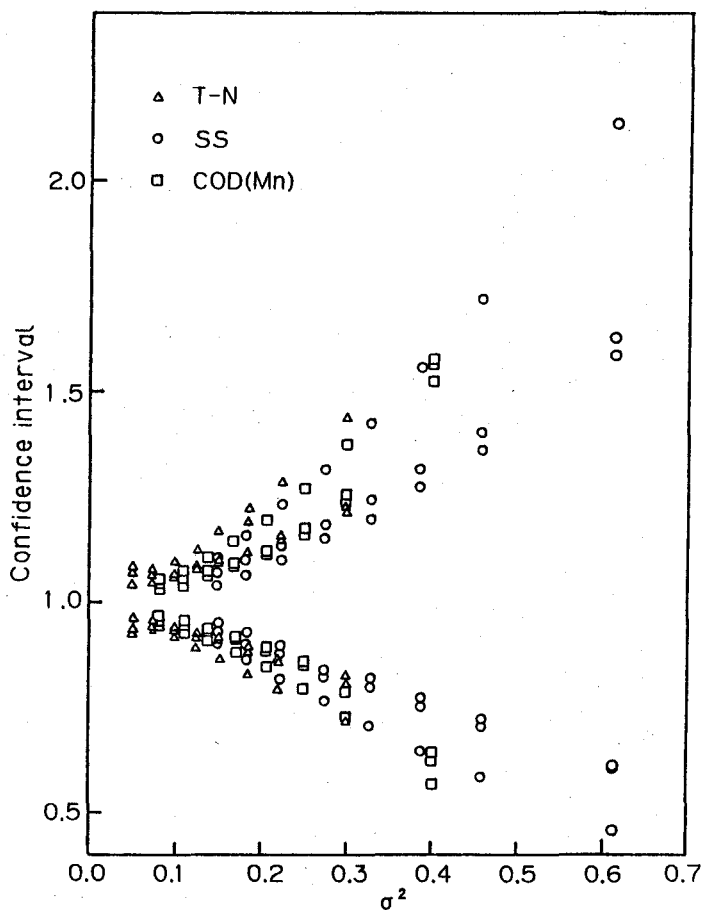


Fig. 12 95% Confidence interval of annual pollutant load estimated from limited sample data