

# ELISA の精度・検出限界推定法

林 譲

## はじめに

この講義では、ELISA 法の不確かさ(標準偏差, SD)を誤差の原因の関数として記述する方法を示す。つまり、不確かさの式(Anal. Chem., 76 (2004) 1295)の誘導を解説する。必要な数学的知識は、平均と分散の式と意味だけである。ELISA の誤差の原因を、測定手順全体を考察して、同定する。

## 確率論の基礎

測定値  $Y$  を真の値  $\bar{Y}$  と誤差  $e$  の和と考える:

$$Y = \bar{Y} + e \quad (1)$$

誤差の性質として、平均はゼロ、分散は正の有限な値とする:

$$E[e] = 0 \quad (2)$$

$$E[e^2] = \tilde{e}^2 \quad (3)$$

$\tilde{e}$  は標準偏差(SD)を表す。もし測定を無限回くり返し行えるならば、測定値の平均は真の値に等しくなる:

$$\bar{Y} = E[Y] \quad (4)$$

ここで、式(1)と(2)より

$$\begin{aligned} E[Y] &= E[\bar{Y} + e] \\ &= E[\bar{Y}] + E[e] = \bar{Y} \end{aligned} \quad (5)$$

の関係を使っている。測定値の分散は、式(3)を使うと

$$E[(Y - \bar{Y})^2] = \tilde{e}^2 \quad (6)$$

となり、誤差の分散に等しくなる。

以上の考察により、モデル測定値の性質が得られる:

- 測定値の平均は真の値に等しい;
- 測定値の分散は誤差の分散に等しい.

この性質が、複数の誤差あるが場合にも同様に成り立つことを示す。測定値  $Y$  を真の値

$\bar{Y}$  と  $k$  個の誤差( $e_1, e_2, \dots, e_k$ )の和と考える:

$$Y = \bar{Y} + \sum_{i=1}^k e_i \quad (7)$$

誤差の性質として、どの誤差の平均もゼロとする:

$$E[e_i] = 0 \quad (8)$$

また,

$$E\left[\sum_{i=1}^k e_i\right] = \sum_{i=1}^k E[e_i] = 0 \quad (9)$$

分散は正の有限な値であるが、共分散はゼロとする(誤差が独立である条件):

$$E[e_i e_j] = \tilde{\epsilon}^2 \delta_{ij} \quad (10)$$

この式は次の意味を持つ:

$$i = j \text{ のとき } E[e_i e_j] = \tilde{\epsilon}^2 \quad (11)$$

$$i \neq j \text{ のとき } E[e_i e_j] = 0 \quad (12)$$

もし測定を無限回くり返し行えるならば、測定値の平均は真の値に等しくなる:

$$\bar{Y} = E[Y] = E\left[\bar{Y} + \sum_{i=1}^k e_i\right] \quad (13)$$

ここでは、次の関係を使った:

$$\begin{aligned} E\left[\bar{Y} + \sum_{i=1}^k e_i\right] &= E[\bar{Y}] + E\left[\sum_{i=1}^k e_i\right] \\ &= \bar{Y} + \sum_{i=1}^k E[e_i] = \bar{Y} \end{aligned} \quad (14)$$

測定値の分散は、誤差の分散(個々の誤差の分散の和)に等しくなる:

$$E[(Y - \bar{Y})^2] = E\left[\left(\sum_{i=1}^k e_i\right)^2\right] = k\tilde{\epsilon}^2 \quad (15)$$

式(15)の誘導は次の様になる:

$$\begin{aligned} E\left[\left(\sum_{i=1}^k e_i\right)^2\right] &= E\left[\sum_{i,j=1}^k e_i e_j\right] = \sum_{i,j=1}^k E[e_i e_j] \\ &= \sum_{i=1}^k E[e_i^2] = k\tilde{\epsilon}^2 \end{aligned} \quad (16)$$

誤差が独立である(式(10))ので、分散は(15)のように簡単になる。式(15)と(16)は分散の加法性と呼ばれている。

### 独立な誤差

誤差の分散は正の値であるが、異なった誤差の共分散はゼロであるという式(10)~(12)の意味を考える。誤差  $e_i$  は、ゼロを中心(平均)に正と負の値をランダムに取る変数とする。つまり、ある事象では  $e_i = 0.3$  であり、他の事象では  $e_i = -0.7 \dots$  となると仮定する。この様にランダムな値を取る  $e_i$  は確率変数と呼ばれている。

簡単のために、事象  $I$  は  $\Omega$  個あり、各事象は番号を付けられると仮定する。事象 1 では  $e_i(1) = 0.3$  であり、事象 2 では  $e_i(2) = -0.7 \dots$ 、 $e_i(\Omega) = -0.1$  などと考える。さらに、各事象の出現確率は全て  $1/\Omega$  に等しいとする。

この様に考えると、 $e_i$  の平均

$$E[e_i] = \sum_{l=1}^{\Omega} e_i(l) \frac{1}{\Omega} \quad (16)$$

はゼロになると想像できるだろう。平均は  $e_i$  の値の和であるので、正と負の色々な  $e_i$  の値が相殺され、総和はゼロになるからである。

一方、分散 ( $i \neq j$ )

$$E[e_i^2] = \sum_{l=1}^{\Omega} \{e_i(l)\}^2 \frac{1}{\Omega} = \tilde{\epsilon}^2 \quad (17)$$

は正の有限な値になる.  $e_i$  が正と負の色々な値を取っても,  $e_i^2$  の値は必ず正になるので, その総和は正の値になる.  
共分散

$$E[e_i e_j] = \sum_l e_i(l) e_j(l) \frac{1}{\Omega} = \tilde{\epsilon}^2 \delta_{ij} \quad (18)$$

は, ゼロになる. なぜならば,  $e_i$  と  $e_j$  が独立に正と負の色々な値を取るため, その積も正と負の色々な値を取るため, 積の和は互いに相殺されてゼロになるからである.

### 不確かさを記述する数学的方法

分析化学において, 測定値の誤差を計算する数学的方法には主に次の 4 つがある.

測定値の誤差(確率変数)は:

1. 独立な確率変数の足し算になっている;
2. 独立でない確率変数の足し算になっている;
3. 独立な確率変数の関数になっている;
4. 独立でない確率変数の関数になっている;

場合である.

競合 ELISA 法の不確かさの式は, 場合 1 と 3 に基づいて誘導される. 場合 1 と 3 は, 誤差の伝播則として知られている. FUMI 理論は場合 2 である. ピペットとメスフラスコによる希釈の不確かさを表す数式は, 場合 1 と 3 のどちらからも誘導できる. 著者の知る限りでは, 場合 4 はほとんど扱われていないので, 以下では省略する.

場合 1 は, 分散の加法性としても知られている. 定量分析では, 調製誤差と測定誤差は互いに独立である. これらを, それぞれ,  $X_1$  と  $X_2$  すると, 測定値に含まれる誤差  $Y$  は,

$$Y = X_1 + X_2 \quad (19)$$

となる. 分散の加法性は次のように書くことができる:

$$E[Y^2] = E[X_1^2] + E[X_2^2] \quad (20)$$

式(15)と同じである.

場合 2 では, 共分散がゼロにならないので,  $Y$  の分散は

$$E[Y^2] = E[X_1^2] + E[X_2^2] + 2E[X_1 X_2] \quad (21)$$

と書ける. FUMI 理論では,  $X_1$  と  $X_2$  をノイズの強度(観測値)とする. ノイズはマルコフ過程が含まれていると仮定しているので,  $X_1$  と  $X_2$  は独立ではなく, ゼロでない共分散が現れる. FUMI 理論は, 式(21)の右辺をノイズの確率過程論から求め, ノイズが作る偽りの面積  $Y$  の分散を計算する理論である.

場合 3 では, 互いに独立な  $k$  個の誤差  $X_i$  の関数として, 測定に含まれる誤差  $Y$  が記述できる場合である:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_k) \quad (22)$$

$Y$  の分散を

$$(dY)^2 = \sum_{i=1}^k \left( \frac{\partial Y}{\partial X_i} \right)^2 (dX_i)^2 \quad (23)$$

と書くのが, 誤差の伝播則である.  $(dY)^2$  は  $Y$

の分散であり、 $(dX_i)^2$  は  $X_i$  の分散である。

誤差  $Y$  の微分は

$$dY = \sum_{i=1}^k \frac{\partial Y}{\partial X_i} dX_i \quad (24)$$

であり、式(24)を 2 乗して、交差項  $dX_i dX_j$  を

除くと、式(23)が得られる(以下参照)。

微分の定義より、微分  $dX_i$  の値は任意に設定できるので、 $dX_i$  を  $X_i$  からの変位を表す確率変数と考えよう。すると、式(24)の平均は

$$E[dY] = \sum_{i=1}^k \frac{\partial Y}{\partial X_i} E[dX_i] \quad (25)$$

と書ける。 $dX_i$  を  $X_i$  の平均値からの変位と考えると、 $E[dX_i] = 0$  となるので、 $E[dY] = 0$  となり、式(9)と同じになる。ただし、微分係数を全て 1 とする。

微分(24)の 2 乗は、

$$(dY)^2 = \sum_{i=1}^k \left( \frac{\partial Y}{\partial X_i} \right)^2 (dX_i)^2 + 2 \sum_{i \neq j, i > j} \frac{\partial Y}{\partial X_i} \frac{\partial Y}{\partial X_j} dX_i dX_j \quad (26)$$

となる。定義より、確率変数  $X_i$  と  $X_j$  ( $i \neq j$ )

は独立であり、これらの共分散はゼロであるから、式(26)の右辺第 2 項はゼロになる。分散

$E[(dY)^2]$  と  $E[(dX_i)^2]$  の記号  $E[ ]$  を省略し、

$(dY)^2$  と  $(dX_i)^2$  を分散と考えると、式(23)が得

られる。

### 競合 ELISA の不確かさの式

ELISA の不確かさ予測の予測は、次の手順で行われる:

- 1: 誤差原因の追究;
- 2: 合成不確かさ(数式)の誘導;
- 3: 不確かさの予測式の実験的検証。

ここでは、手順 2 の数式の予測を解説する。シンボルは、スライド 20 に示してある。

第 1 に、測定値の分散は、調製誤差の分散

$\sigma_P^2$  と測定誤差の分散  $\sigma_M^2$  の和とする:

$$\sigma_T^2 = \sigma_P^2 + \sigma_M^2 \quad (27)$$

ここでは、調製誤差と測定誤差は独立と仮定し、分散の加法性(式(20))を使っている。

$\sigma_P^2$  と  $\sigma_M^2$  は同じ次元(測定値(吸光度)の 2 乗)であるので、測定値の 2 乗で割れば、

$$\rho_T^2 = \rho_P^2 + \rho_M^2 \quad (28)$$

となり、相対標準偏差(RSD)による記述になる。便利のため、式(28)を以下では使う。

ここで扱っている競合 ELISA 法の測定手順はスライド 15 にある。分析対象物質の量を  $X$ 、標識抗原の量を  $G$ 、第 1 抗体(抗血清)の量を  $B$  とする。酵素反応により生成した色素の量  $Z$  は、固相に結合した標識抗原の量に比例する:

$$Z = k \frac{G}{X + G} B \quad (29)$$

ここで、 $k$  は比例定数である。

式(29)を  $X$ ,  $G$ ,  $B$  について微分してから 2 乗し, さらに,  $Z$  の 2 乗で割れば, 次の式が得られる:

$$\rho_T^2 = \frac{X^2}{(X+G)^2} (\rho_G^2 + \rho_X^2) + \rho_B^2 \quad (30)$$

上式の誘導において現れる  $(dZ/Z)^2$  は  $Z$  の 相対標準偏差 (RSD) の 2 乗を表す. 他の変数についても同様である.

他の調製誤差としては, 反応基質の注入量があるので, この誤差を式(30)に加えると

$$\rho_T^2 = \frac{X^2}{(X+G)^2} (\rho_G^2 + \rho_X^2) + \rho_B^2 + \rho_S^2 \quad (31)$$

が得られる. ここで, 分散の加法性(式(20))を使っている.

測定誤差は, マイクロプレートのウェルの光吸収のウェル間でのバラツキと紫外・可視吸光度計のノイズによる誤差とを含んでいる:

$$\rho_M^2 = \left( \frac{\sigma_W}{Y} \right)^2 + \left( \frac{\sigma_N(Y)}{Y} \right)^2 \quad (32)$$

測定値の誤差は, 調製誤差と測定誤差の和であり(式(28)), その相対分散 (RSD<sup>2</sup>) は

$$\rho_T^2 = \frac{X^2}{(X+G)^2} (\rho_G^2 + \rho_X^2) + \rho_B^2 + \rho_S^2 + \left( \frac{\sigma_W}{Y} \right)^2 + \left( \frac{\sigma_N(Y)}{Y} \right)^2 \quad (33)$$

となる.

## おわりに

今回の講義では, 数式の誘導を主に扱った. 分析化学の不確かさの構造を理解するのに役立てば幸いである.