

О ЗАКОНЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЛИЧИНЫ АНОДНОГО ТОКА В МЕТОДЕ АМАЛЬГАМНОЙ ПОЛЯРОГРАФИИ

Б. А. КУБРАК, А. А. КАПЛИН, А. Н. ПОКРОВСКАЯ, В. Н. ПОЛЯКОВА

(Представлена научно-методическим семинаром
кафедры физической химии)

Знание закона распределения величины анодного тока в методе АПН при повторных измерениях необходимо в качестве исходной предпосылки при выводе теоретических соотношений для минимально-определяемой концентрации, разрешающей способности, расчете доверительных интервалов при обработке результатов анализа, решении некоторых физико-химических вопросов и т. д.

Особенностью метода АПН при большом числе повторных измерений является влияние ряда протекающих во времени в растворе и на поверхности электрода процессов (например, адсорбция ПАВ на электроде, вымывание примесей из стенок сосуда и др.) на величину средней и дисперсии. Это не позволяет утверждать, что такое измерение из относительно большой выборки (более 20) в особенности при больших временах накопления определяет оценку средней и дисперсии генеральной совокупности.

Нами предположено, что измерение 3÷5 последовательных пиков является выборкой нормально распределенной совокупности. Выборка из 3÷5 измерений соответствует и аналитической практике метода АПН. Для проверки этой гипотезы мы использовали группы нескольких последовательных наблюдений, сделанных в различные моменты времени. Объединение всех наблюдений в одну совокупность возможно при переходе к переменной

$$u = \frac{\chi_{1v} - \chi_1}{S_1} \quad (1)$$

Если измерения высот пиков подчиняются нормальному закону распределения, то переменная

$$t = \frac{u \sqrt{n-2}}{\sqrt{n-1-u^2}} \quad (2)$$

следует закону распределения Стьюдента с $(n-2)$ степенями свободы при объеме выборок n .

Для проверки гипотезы о том, что переменная u следует распределению Стьюдента, применим критерий Колмогорова [1] следующим образом.

Для одного измерения из выборки с любым постоянно фиксированным номером v вычисляется переменная по формуле (1) для всех выборок; т. е. для N выборок вычисляют N значений u . По величине u

вычисляется N значений t по формуле (2), которые располагают в возрастающем порядке. Затем в зависимости от t и числа степеней свободы $f=n-2$ находят значения функции распределения, причем $F(-t)=1-F(t)$.

Значения t записаны в возрастающем порядке и каждая имеет частоту появления, равную 1, поэтому значения функции эмпирического распределения F_j^* определяют по выражению:

$$F_j^* = \frac{j^{-1/2}}{N}, \quad (3)$$

где

j — порядковый номер значений t из таблицы, а

N — число выборок, значения F_j^* записывают в таблицу. Затем находят разности $F(t_j) - F_j^* = d_n$ и сравнивают большую из разностей d_n с величиной $\frac{\lambda}{\sqrt{N}}$, где λ находится из таблицы значений функций Колмогорова для $N(x)$, равной заданной вероятности, обычно 0,90—0,95 [1].

Если $d_n < \frac{\lambda}{\sqrt{N}}$, то можно сделать заключение, что переменная t с эмпирическим распределением F_t^* следует закону распределения Стьюдента, а выборки n взяты из нормально-распределенной совокупности.

В данной работе произведена проверка нормальности распределения высот пиков элементов Си, Рв, Вi, Сd при анализе ряда веществ методом АПН по малым выборкам. При различных концентрациях элементов взято по 10 выборок ($N=10$), по 5 измерений в каждой выборке ($n=5$).

Вычисление t производилось для третьего измерения в каждой выборке.

Значения эмпирического распределения F_j^* приведены в табл. 1; в столбцах таблицы приведены значения $d_n = F(t_j) - F_j^*$ соответственно для следующих концентраций элементов ($г/мл$):

| | |
|---------------------------|----------------------------|
| 1. С (Cu) = 1,6 10^{-7} | 11. С (Bi) = 1,5 10^{-7} |
| 2. С (Cu) = 4 10^{-7} | 12. С (Bi) = 2 10^{-7} |
| 3. С (Cu) = 8 10^{-7} | 13. С (Bi) = 3 10^{-7} |
| 4. С (Рв) = 1,6 10^{-7} | 14. С (Bi) = 4,8 10^{-7} |
| 5. С (Рв) = 4 10^{-7} | 15. С (Bi) = 1,2 10^{-8} |
| 6. С (Рв) = 8 10^{-7} | 16. С (Bi) = 4,4 10^{-8} |
| 7. С (Вi) = 1 10^{-6} | 17. С (Bi) = 8 10^{-8} |
| 8. С (Вi) = 4 10^{-6} | 18. С (Cd) = 1,2 10^{-7} |
| 9. С (Вi) = 8 10^{-6} | 19. С (Cd) = 4 10^{-7} |
| 10. С (Вi) = 1 10^{-7} | 20. С (Cd) = 8 10^{-7} |

Как следует из табл. 1, наибольшая разность $d_{max} = 0,407$ меньше,

чем величина $d_{кр}^{0,95} = \frac{\lambda(0,95)}{\sqrt{N}} = \frac{1,36}{\sqrt{10}} = \approx 0,429$,

или $d_{кр}^{0,90} = \frac{\lambda(0,90)}{\sqrt{N}} = \frac{1,22}{\sqrt{10}} = 0,386$.

На основе проведенных расчетов можно сделать вывод о том, что переменная t следует закону распределения Стьюдента, а малые выборки взяты из нормально распределенной совокупности. Выводы не носят общего характера и предполагают дополнительные количественные измерения для различных вариантов метода, элементов и диапазонов концентраций.

Таблица 1

| № | t_j | F_j^* | $F(t_j)$ | $F(t_j) - F_j^*$ |
|---|------------|---------|----------|------------------|
| 1 | -1,5631 | 0,1 | 0,182 | 0,082 |
| 2 | -1,1955 | 0,3 | 0,221 | 0,079 |
| 3 | -0,21964 | 0,5 | 0,431 | 0,069 |
| 4 | -0,16413 | 0,7 | 0,449 | 0,251 |
| 5 | -0,0041237 | 0,9 | 0,5 | 0,400 |

Таблица 2

| № | t_j | F_j^* | $F(t_j)$ | $F(t_j) - F_j^*$ |
|---|----------|---------|----------|------------------|
| 1 | -1,4791 | 0,1 | 0,1384 | 0,0384 |
| 2 | -1,3742 | 0,3 | 0,152 | 1,148 |
| 3 | -0,43045 | 0,5 | 0,355 | 0,145 |
| 4 | 0,22294 | 0,7 | 0,431 | 0,269 |
| 5 | 0,0219 | 0,9 | 0,493 | 0,407 |

Таблица 3

| № | t_j | F_j^* | $F(t_j)$ | $F(t_j) - F_j^*$ |
|---|---------|---------|----------|------------------|
| 1 | -1,7074 | 0,1 | 0,115 | 0,015 |
| 2 | -1,6965 | 0,3 | 0,116 | 0,184 |
| 3 | -0,0144 | 0,5 | 0,483 | 0,077 |
| 4 | 0,00255 | 0,7 | 0,501 | 0,199 |
| 5 | 0,00722 | 0,9 | 0,506 | 0,394 |

Выводы

1. Рассмотрен метод количественного расчета совпадения эмпирического распределения и нормального закона при малых выборках.

2. На примере ряда элементов показано, что гипотеза о нормальном распределении анодных пиков в методе АПН не отвергается.

ЛИТЕРАТУРА

1. И. Маринеску, Ч. Мойнягу и др. Основы математической статистики и ее применение. М., «Статистика», 1970.