

3. На основі експериментальних досліджень обґрунтовані визначальні параметри вольтамперних характеристик спільноти людей за дії постійної напруги, як бази для розроблення рекомендацій з електробезпеки в електроустановках постійного струму.

1. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Лисяк Г.М., Феценко П.П., Комаров В.І. Вольтамперні характеристики тіла людини на змінній напрузі // *Енергетика и электрификация*. – 1999. – № 2. – С. 43–46. 2. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Лисяк Г.М., Лагутин Т.М. Методика визначення вольтамперних характеристик тіла людини за дослідними даними, знятими у безпечному діапазоні напруг // *Енергетика и электрификация*. – 2003. – № 5. – С. 3. 3. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Лагутин Т.М. Вольтамперні характеристики тіла людини для різних шляхів струмів в тілі // *Вісн. Нац. ун-ту “Львівська політехніка”*. – 2001. – № 435. – С. 108–112. 4. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Шелех Ю.Л. Математична модель взаємодії організму з джерелом ураження постійної напруги // *Вісн. Нац. ун-ту “Львівська політехніка” Електроенергетичні та електромеханічні системи*. – 2003. – № 487. – С. 102–107. 5. Дунин-Барковский И.В., Смирнов Н.В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике (общая часть). Государственное издательство технико-теретической литературы. – М., 1955. – 556 с. 6. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики. Для технических приложений. – 3-е изд. стереотипное. – М.: Наука, 1969. – 511 с.

УДК 621.001.21; 621.316.3

Л.О. Никонець, А.А.Маліновський, С.В. Голубов  
Національний університет “Львівська політехніка”,  
кафедра електричних машин

## ПАРАМЕТРИ ВОЛЬТАМПЕРНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ЛЮДЕЙ ЗА ДІЇ НАПРУГИ ПРОМИСЛОВОЇ ЧАСТОТИ

© Никонець Л.О., Маліновський А.А., Голубов С.В., 2004

На основі експериментальних досліджень запропоновані методи отримання визначальних параметрів вольтамперних характеристик людей за дії напруги промислової частоти, які є базою для розроблення рекомендацій з електробезпеки в електроустановках змінного струму.

On the basis of experimental researches the proved determining parameters  $U = f(I)$  characteristics of people at action of a alternating voltage which are base for development of recommendations on electrical safety in electrical installation of alternating current.

**Постановка проблеми.** Результати електротравм зумовлені значеннями струму ураження і напруги дотику, тривалістю існування електричного кола через тіло людини.

Результати вимірювань параметрів тіла людини внаслідок наявності великої кількості факторів впливу, а також випадковості збігу цих факторів під час проведення дослідів є випадковими величинами, що зумовлює необхідність аналізу результатів експериментальних досліджень методами теорії ймовірностей і математичної статистики [1]. Отже, виникає питання про співвідношення результатів експериментальних досліджень електрофізичних властивостей однієї особи і групи людей.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Попередніми дослідженнями у Національному університеті “Львівська політехніка” [2–4] доведено, що електрофізичні характеристики людей апроксимуються однаковими елементарними функціями, коефіцієнти яких відрізняються для різних періодів життя людини та її стану.

**Задачі досліджень.** Задачею дослідження є отримання достовірних експериментальних даних з подальшим обґрунтуванням визначальних параметрів вольтамперних характеристик (ВАХ) для

однієї особи і для групи людей під дією напруги промислової частоти, як бази для розроблення рекомендацій з електробезпеки в електроустановках змінного струму.

**Виклад основного матеріалу дослідження. Проведення експерименту.** Всі вимірювання (27 ВАХ) виконувались на змінному струмі частотою 50 Гц, шлях струму – “рука-рука” (верхня петля, руки чисті і сухі) для площ поверхонь дотику  $F = 0,2; 0,8; 2,0; 3,8; 5; 8,55 \text{ см}^2$ , досліджувані натискали долонями обох рук на металеві електроди із силою, що забезпечувала стабільне значення струму. Піддослідний сидів (спиною до дослідника), після сигналу готовності напругу плавно збільшували з реєстрацією значень струму і напруги, тривалість досліду сягала 15–30 с. З появою відчуття дії напруги, піддослідний подавав сигнал, після чого напругу знімали. Дослідження проводили в лабораторних умовах. Джерелом живлення слугував низькочастотний генератор сигналів (Г 3-109), вимірювання виконували цифровими універсальними приладами В7-21А (вольтметр і міліамперметр). Дослідження проведені на трьох особах чоловічої статі віком 25 років і одній особі віком 63 роки.

Експериментальні дані для однієї особи були запозичені з [5]. На дослідження G.Biegelmeier спирався технічний комітет 64 – Міжнародної Електротехнічної Комісії (МЕК) (International Elektrotechnical Commission – ІЕС) під час розроблення Технічного звіту 60479-1 [6], що віднесений до базових публікацій з безпеки, на його матеріалах базуються Міжнародні стандарти МЕК. Дослідник провів фундаментальні експериментальні дослідження на одній особі (піддослідному 59 років) на частоті 50 Гц для значень напруги  $U_h = 25, 50, 75, 100, 125, 150, 175, 200, 220 \text{ В}$  і площ дотику до електродів  $F = 0,01; 0,1; 1; 12,5; 82 \text{ см}^2$ . Для шляху струму “рука-рука” з  $F=82 \text{ см}^2$  G. Biegelmeier провів три серії дослідів. Перша серія: шість вимірів на кожному значенні напруги дотику, руки сухі, увімкнення – в момент проходження напруги через амплітудне значення. Друга серія дослідів: шість вимірів на кожному значенні напруги дотику, руки сухі, увімкнення за нульового значення напруги. Третя серія дослідів: одне вимірювання для кожного значення напруги дотику з руками, які протягом однієї хвилини були занурені в нормальну водопровідну воду і одне вимірювання для кожного значення напруги дотику руками, які протягом однієї хвилини були занурені у 3% розчин кухонної солі (увімкнення за нульового значення напруги). G.Biegelmeier наводить початкові значення опору (рис 2.11, [5] тільки для  $F=82 \text{ см}^2$ ), яке становить близько 700–800 Ом. Початковий опір тіла  $R_e$  визначався за співвідношенням миттєвого значення напруги дотику в момент його подання на тіло  $u_h$  і піку струму увімкнення  $i_h$  ( $R_e = u_h / i_h$ ). Оскільки в момент подання напруги ємності тіла незаряджені, пік струму увімкнення обмежений початковим опором  $R_e$ , який є суто активним і практично дорівнює внутрішньому опору тіла  $Z_{he}$ . Тривалість дослідів звичайно не перевищувала 10 мс, іноді вона була більшою, але в межах 20 мс. Напруга на тілі людини і струм фіксувалися електронним осцилографом.

Дослідженнями встановлено [7], що ВАХ тіла людини незалежно від площі дотику описуються залежністю

$$U_h = U_{hnl} + I_h \cdot R_{h3al}.$$

Множина результатів для однієї особи і групи людей узагальнена у вигляді апроксимуючих функцій спаду напруги на нелінійній складовій опорі тіла  $U_{hnl}$ , наведена в табл.1 і поділена на дві частини за способом одержання даних:

- вимірювання за повільного підйому напруги (найбезпечніший);
- за ампер-секундними характеристики (АСХ), одержаними у випадку, коли напруга до тіла людини прикладалася поштовхом.

Оскільки дослідження проводились на різних площах дотику до електродів доцільним є викладення методики визначення лінійної складової опорі тіла людини – залишкового опорі тіла  $R_{h3al}$ .

У [2] була спроба отримати залежність зміни залишкового опорі від площі дотику до електродів

$$R_{h3al} = H / (F + K) + G, \quad (1)$$

де  $R_{h3al}$  – залишковий опір тіла людини, кОм;  $H, K, G$ , – константи, що характеризують особливості конкретної особи;  $F$  – площа дотику до електродів,  $\text{см}^2$ .

Для конкретних осіб залежність (1) одержана у вигляді [2, 7]:

$$R_{h_{зал}} = 0.75/(F+1.55) + 0.55 \text{ (кОм)} \text{ для } F \geq 0.8 \text{ см}^2 \quad (2)$$

або

$$R_{h_{зал}} = 0.06/(F-0.006) + 0.75 \text{ (кОм)} \text{ для } F \geq 0.01 \text{ см}^2 \quad (3)$$

Вираз (2) отриманий за частотними характеристикам для  $F = 0,8; 5; 13; 76 \text{ см}^2$  дає мінімальні значення  $R_{h_{зал}}$ , бо не враховує наявності лінійної складової  $\Delta R_{h_{зал}}$  тих частин тіла, які шунтуються малим ємнісним опором на частоті 20 кГц; значення залишкового опору є занижене.

Таблиця 1

Апроксимаційні функції типу  $U_{h_{нл}} = A \ln(j_h) + B$

Особа	Дата (рік) проведення експерименту	Апроксимаційна функція $U_{h_{нл}}$	Площа дотику до електродів $F, \text{ см}^2$
повільне збільшення напруги			
Никонець Л.О.	10.06.2002 р.	$32.301 \cdot \ln(j_h) + 110.196$	8.55
		$29.569 \cdot \ln(j_h) + 91.910$	3.8
		$31.759 \cdot \ln(j_h) + 96.698$	2
		$31.279 \cdot \ln(j_h) + 92.156$	0.8
		$32.394 \cdot \ln(j_h) + 86.725$	0.2
	06.09.1997 р.	$38.120 \cdot \ln(j_h) + 128.124$	5
Шелех Ю.Л.	10.06.2002 р.	$13.793 \cdot \ln(j_h) + 56.259$	8.55
		$24.482 \cdot \ln(j_h) + 80.110$	3.8
		$23.270 \cdot \ln(j_h) + 69.401$	2
		$23.265 \cdot \ln(j_h) + 65.930$	0.8
		$24.116 \cdot \ln(j_h) + 59.242$	0.2
Голубов С.В.	10.06.2002 р.	$15.162 \cdot \ln(j_h) + 55.243$	8.55
		$16.918 \cdot \ln(j_h) + 54.076$	3.8
		$18.175 \cdot \ln(j_h) + 54.204$	2
		$19.073 \cdot \ln(j_h) + 55.614$	0.8
		$23.131 \cdot \ln(j_h) + 49.469$	0.2
Лагутін Т.М.	27.03.2000 р.	$15.695 \cdot \ln(j_h) + 69.647$	0.2
		$20.138 \cdot \ln(j_h) + 58.839$	0.8
		$18.086 \cdot \ln(j_h) + 62.055$	5
за даними АСХ			
Никонець Л.О.	12.02.1998 р.	$49.793 \cdot \ln(j_h) + 59.432$	5
		$51.813 \cdot \ln(j_h) + 60.761$	
		$50.876 \cdot \ln(j_h) + 61.266$	
		$50.709 \cdot \ln(j_h) + 61.582$	
		$50.867 \cdot \ln(j_h) + 61.799$	
		$52.592 \cdot \ln(j_h) + 62.401$	
Biegelmeier G.	1987 р.	$34.456 \cdot \ln(j_h) + 100.579$	82
		$36.672 \cdot \ln(j_h) + 87.700$	
		$36.306 \cdot \ln(j_h) + 90.738$	
		$61.609 \cdot \ln(j_h) + 63.893$	
Biegelmeier G.	1987 р.	$28.801 \cdot \ln(j_h) + 55.215$	0.01
		$18.847 \cdot \ln(j_h) + 72.398$	0.1
		$19.429 \cdot \ln(j_h) + 72.400$	1
		$21.193 \cdot \ln(j_h) + 83.222$	12.5
		$23.982 \cdot \ln(j_h) + 75.771$	82

Значення  $R_{h_{зал}}$  за (3) визначалось як відношення приросту напруги до приросту струму між двома точками з найбільшими значеннями напруги дотику. Вираз (3) дає завищені значення  $R_{h_{зал}}$  для площ дотику  $F < 0,1 \text{ см}^2$ , бо за умовами безпеки максимальне значення напруги, на якій проводилися досліди, було обмежене ( $U_h \leq 220 \text{ В}$ ). Теоретично для  $F = 0 \text{ см}^2$   $R_{h_{зал}}$  набуває за (3) від'ємного значення, що не відповідає дійсності.

В [8] було запропоновано таку залежність:

$$R_{h_{зал}f}(F) = H/F + R_{h_{зал}}(f_{гран}, F_{max}), \quad (4)$$

де  $F_{max}$  – максимально можлива площа дотику до електродів для шляху струму “рука – рука”,  $\text{см}^2$ .

Для трьох досліджених осіб  $H=1$ . Пропонувалося прийняти наближене значення  $R_{h_{зал}}(f_{гран}, F_{max})$  таким, що дорівнює визначеному для найбільшої граничної частоти 10 кГц. Модель (4) описує значення опору лише в діапазоні площ дотику  $F=0,2 \div 76 \text{ см}^2$  і не відповідає процесам за менших площ дотику.

Авторами проведено додаткове дослідження за методикою, наведеною у [8], і отримана залежність вигляду (рис. 1):

$$R_{h_{зал}f}(F) = H/F^n + R_{h_{зал}}(F_{max}), \quad (5)$$

де  $F_{max}$  – максимально можлива площа дотику до електродів для шляху струму “рука – рука”,  $\text{см}^2$ ;  $n, H$  – константи, що характеризують особливості організму особи.

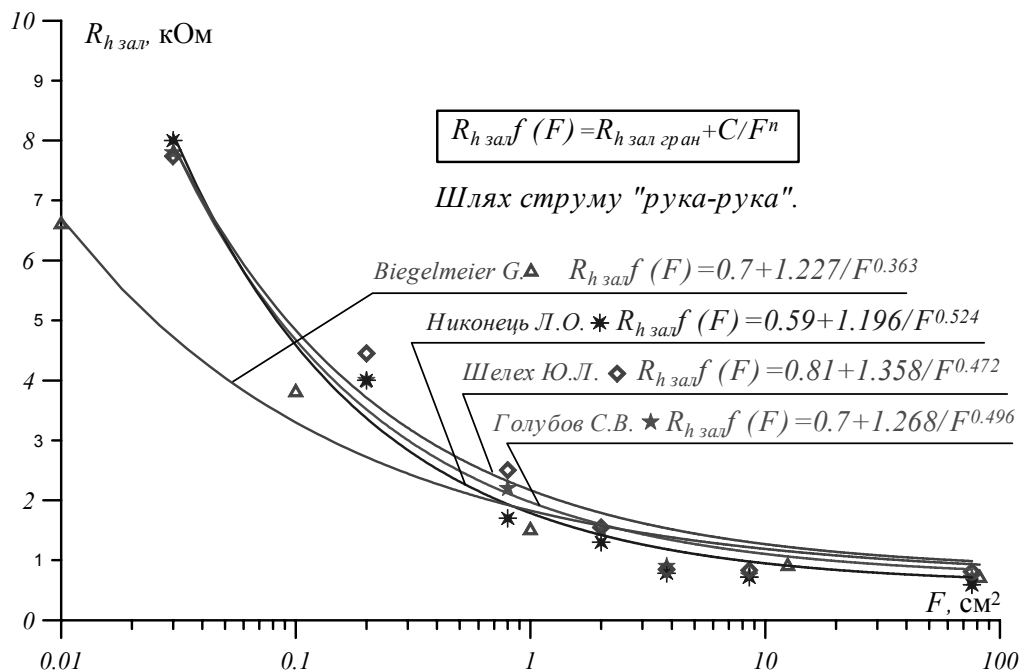


Рис. 1. Залишковий електричний опір тіла людини для чотирьох осіб

Рис. 1 показує зміну залишкового опору тіла людини від площі дотику до електродів у діапазоні  $F = 0,01 \div 82 \text{ см}^2$  для чотирьох осіб.

Результати прямих вимірювань серії дослідів за [5] (при  $F = 82 \text{ см}^2$ ) з наведеним значенням лінійної складової опору дозволили визначити діапазон меж характеристик  $U_{h_{нл}}$  для однієї особи. На напрузі понад 100 В немає різниці, були руки сухими чи мокрими, виміряні значення зі збільшенням напруги дотику для сухих, мокрих і соломокрих рук прямують до спільного граничного значення. Подальша обробка ще 4 серій (рис 2.5, [5]  $F=0,01 \div 12,5 \text{ см}^2$ ), де ми виділили лінійну складову опору тіла, не суперечить результатам для площі  $F = 82 \text{ см}^2$  і також наведена у координатах  $U_{h_{нл}} = f(J_h)$  на рис. 2. Отримані результати не розширюють даний діапазон, тонкими лініями означені межі розкиду  $U_{h_{нл.макс}}$ ,  $U_{h_{нл.мін}}$ , рівняння яких зображені також на рис. 2.

Як видно з табл. 1, ВАХ, зняті в різні часи (для Никонця Л.О.) мають розкид.

Для загальної оцінки параметрів ВАХ на рис. 3 показані разом характеристики для однієї особи і групи осіб (всього 37 ВАХ для різних площ дотику), межі розкиду  $U_{h\text{нл.макс}}^{ep}$ ,  $U_{h\text{нл.мін}}^{ep}$  (тонкі лінії) та їх рівняння.

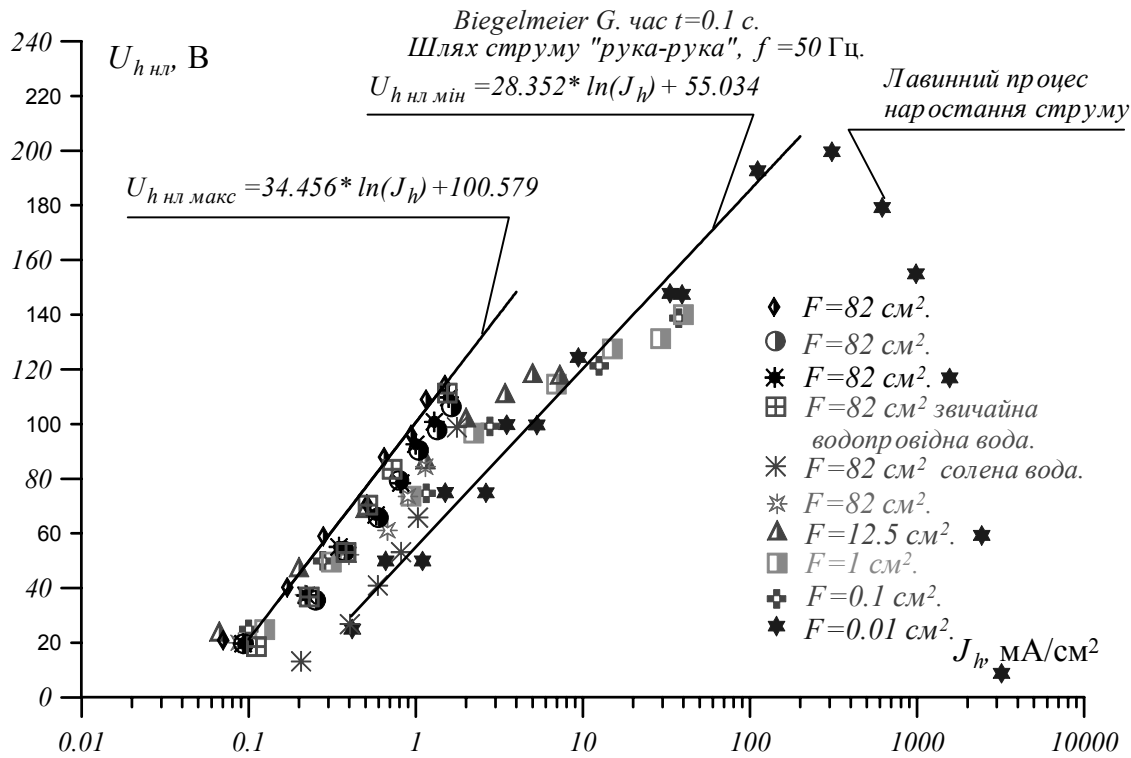


Рис. 2. Вольтамперні характеристики однієї особи

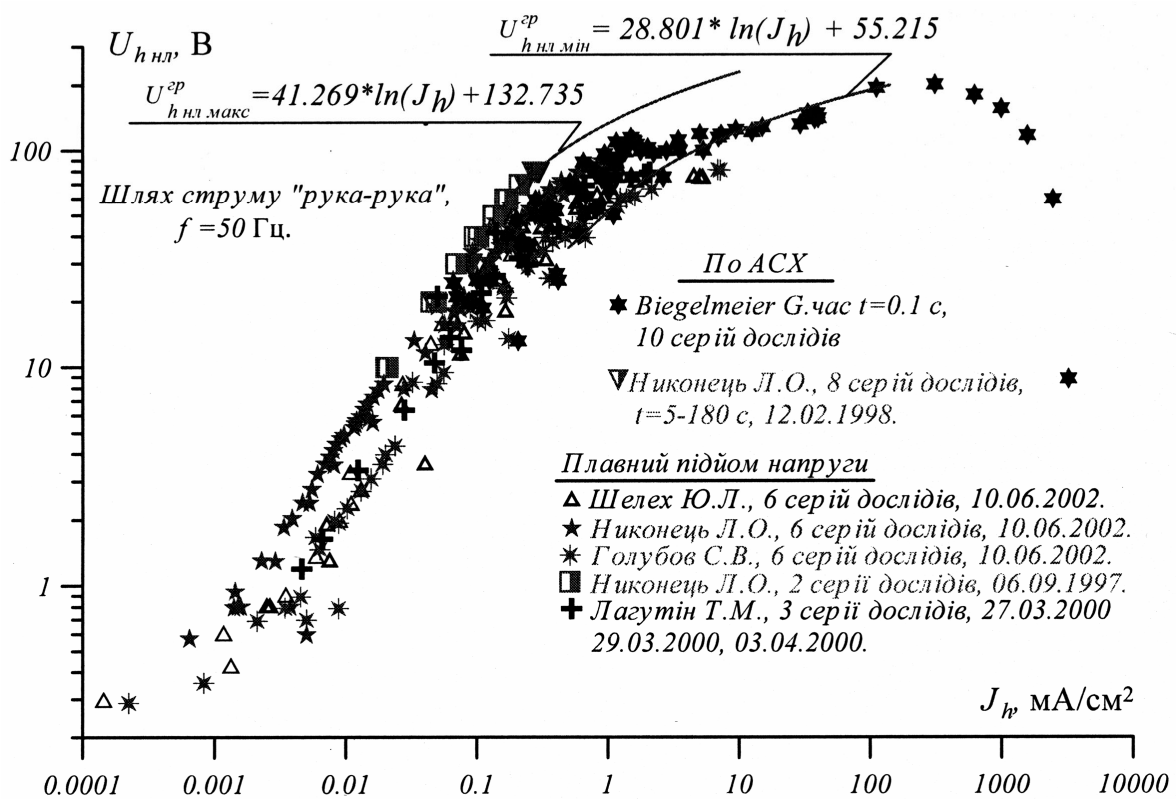


Рис. 3. Вольтамперні характеристики групи людей

Аналізуючи межі розкиду характеристик G.Biegelmeier та іншої особи протягом 6 років (Никонєць Л.О.), та межі розкиду для групи людей (рис. 3), можна зробити висновок, що зони отриманих значень майже перекриваються, тобто досліди на одній особі зі значними часовими інтервалами еквівалентні одночасним дослідженням групи людей.

Застосування статистичних методів до даних спостережень пов'язано з розглядом останніх як випадкової вибірки із деякої генеральної сукупності. Розподіл частот, отриманих у вибірці, розглядається як емпіричне наближення до теоретичного розподілу ймовірностей у генеральній сукупності. Для встановлення на основі статистичної інформації закону розподілу (функції розподілу), перевірки критерію Стьюдента (Госсета) проведемо відповідну обробку інформації. З табл. 1 отримуємо дані для статистичного ряду. Наведемо приклад побудови статистичної функції розподілу коефіцієнтів  $A$  та  $B$  для однієї особи G.Biegelmeier. Треба кількість дослідів, у яких величина  $A$  чи  $B$  набули певних значень, розділити на загальну кількість дослідів ( $n = 10$ ). Така статистична функція розподілу за даними табл. 1 наведена в табл. 2. За даними табл. 2 побудована статистична функція розподілу  $W(A)$  (рис. 4). Аналогічно побудовані статистичні функції розподілу для групи людей і для всіх разом (рис. 4 та рис. 5).

Таблиця 2

Статистична функція розподілу  $W(A)$  для однієї особи (G.Biegelmeier)

A	19,429	19,719	21,193	23,982	28,352	34,456	36,306	36,672	40,721	61,609
n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$W(A)$	1/10	2/10	3/10	4/10	5/10	6/10	7/10	8/10	9/10	1

Загальний прийом отримання статистичних оцінок зв'язку за даними вибірки полягає в заміні ймовірностей в теоретичних показниках відносними частотами, математичних сподівань – відповідними середніми арифметичними, теоретичних дисперсій – їх статистичними оцінками, тобто вибірковими дисперсіями тощо [9, 10].

Замість двовимірного теоретичного закону розподілу вибірка подає його емпіричний аналог у вигляді  $n$  спостережень, для кожного з яких фіксується пара сполучених значень величин, що нас цікавлять  $(A_1, B_1)$ ,  $(A_2, B_2)$ , ...,  $(A_n, B_n)$  [9, 10].

Якщо дані вибірок не зведені в кореляційну таблицю (що звичайно буває, коли об'єм вибірки невеликий), кореляційні характеристики обчислюють в такій послідовності. За статистичним рядом спостережень над величинами  $A$  та  $B$  обчислюємо спочатку два середні значення:

$$\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i, \quad \bar{B} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n B_i,$$

де  $A_i$  та  $B_i$  – спостережені значення  $i$ -го випробування;  $n$  – кількість випробувань.

Оскільки в нашому випадку  $n$  менше 40, то згідно з [9, 10] незміщена теоретична оцінка другого моменту (дисперсія) має вигляд

$$D(A) = \sigma_A^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (A_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i)^2, \quad D(B) = \sigma_B^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (B_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n B_i)^2.$$

Статистичне стандартне відхилення

$$\sigma_A = \sqrt{D(A)}, \quad \sigma_B = \sqrt{D(B)}.$$

Функція розподілу  $W(x)$  нормального закону розподілу описується виразом

$$W(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} dx,$$

де  $x$  – випадкові величини  $A$  чи  $B$ ;  $a$  – математичне сподівання величини  $A$  чи  $B$ ;  $\sigma$  – середньоквадратичне відхилення величини  $A$  чи  $B$ .

Згідно з [9, 10] значення функції нормального розподілу для певного значення  $x_i$  отримаємо через функцію Лапласа

$$W(x_i) = \hat{O}\left(\frac{x_i - a}{\sigma}\right) - \hat{O}(-\infty) = \frac{1}{2} + \hat{O}\left(\frac{x_i - a}{\sigma}\right).$$

Таблиця значень функції  $\hat{O}\left(\frac{x_i - a}{\sigma}\right)$  наведена у табл.IV додатка [9]. Відповідні функції нормального закону розподілу, розраховані за вищенаведеними формулами, зображені на рис. 4, 5.

Імовірнісний розподіл коефіцієнтів  $A$  та  $B$  (табл. 1, 2) для вищезгаданої окремої особи, для групи осіб та для генеральної сукупності всіх дослідних випадків показаний на рис. 4, 5. На рисунках наведені функції розподілу  $W(A)$ ,  $W(B)$  випадкових величин  $A$  та  $B$ , які підпорядковані нормальному закону розподілу та їх числові характеристики:  $M(A)$ ,  $M(B)$  – математичне сподівання величини  $A$  чи  $B$ ;  $\sigma_A$ ,  $\sigma_B$  – середньоквадратичне відхилення величини  $A$  чи  $B$ .

Емпіричний момент зв'язку чи емпірична коваріація

$$\overline{\text{cov}}(A, B) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (A_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i) (B_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n B_i).$$

За цими даними обчислюють коефіцієнти кореляції вибірки

$$r = \frac{\overline{\text{cov}}(A, B)}{\sigma_A \cdot \sigma_B},$$

та два коефіцієнти наближеної регресії

$$b_{B/A} = r \frac{\sigma_B}{\sigma_A} \quad \text{та} \quad b_{A/B} = r \frac{\sigma_A}{\sigma_B}.$$

За отриманими результатами будують лінії регресії  $\bar{A}_B$  та  $\bar{B}_A$ , що показані на рис. 6–8.

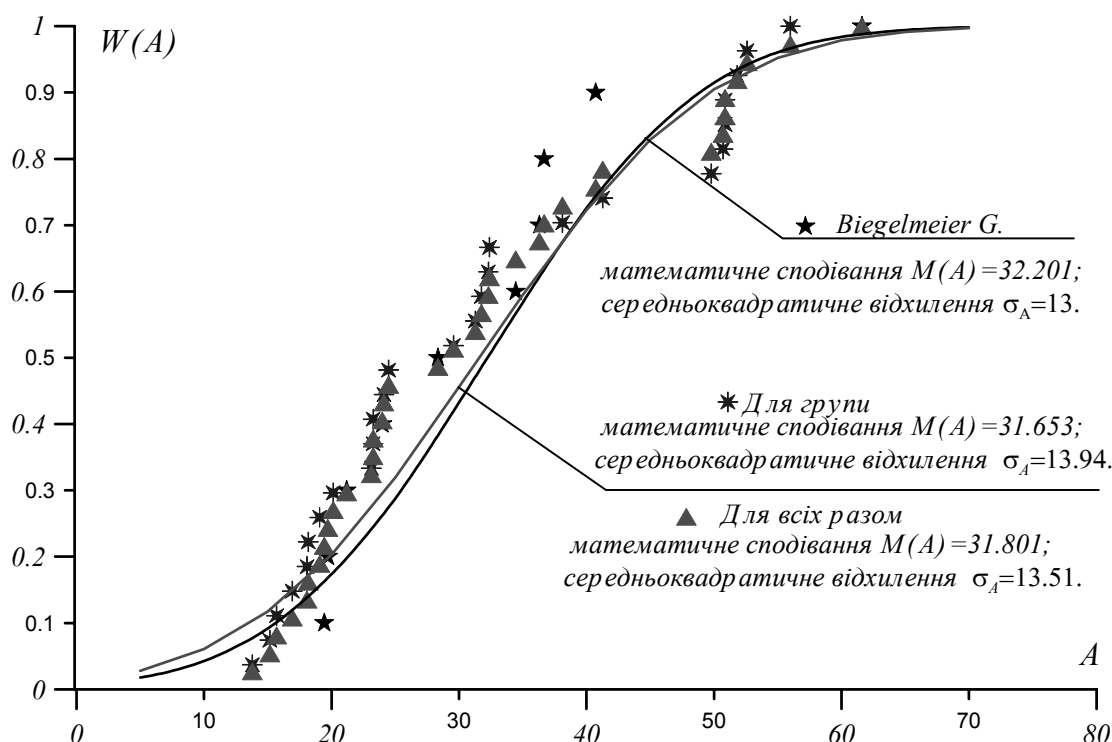


Рис. 4. Функція розподілу коефіцієнта  $A$

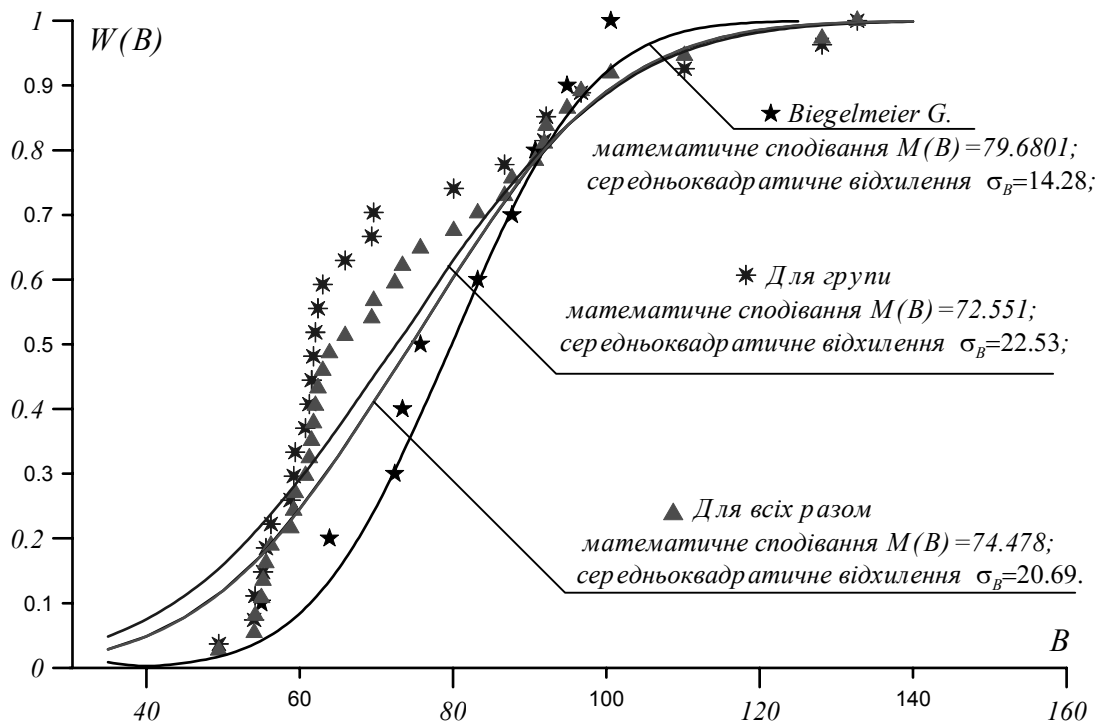


Рис. 5. Функція розподілу коефіцієнта  $B$

Тепер необхідно з'ясувати, чи існує кореляційний зв'язок між коефіцієнтами  $A$  та  $B$ . Для цього необхідно перевірити гіпотезу про значимість вибіркового коефіцієнта кореляції. Суть перевірки полягає ось у чому. Із сукупності взята вибірка об'єму  $n$  і за нею знайдено коефіцієнт кореляції  $r_B \neq 0$  (в нашому випадку  $r_B = r$ ). Потрібно перевірити нульову гіпотезу  $H_0 (r = 0)$  про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції.

Якщо нульова гіпотеза приймається, тоді це означає, що  $A$  та  $B$  – некорельовані; в іншому випадку – корельовані.

Для того, щоб для рівня значимості  $\alpha$  перевірити нульову гіпотезу про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції нормальної двовимірної випадкової величини за конкуруючої гіпотези  $H_1 (r \neq 0)$ , слід обчислити значення критерію, що спостерігається

$$T_{\text{ніл}} = \frac{r_B \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_B^2}},$$

і за таблицею критичних точок розподілу Стюдента для заданого рівня значимості  $\alpha$  і числа степенів свободи  $k = n-2$  знайти критичну точку  $t_{\text{кр}} (\alpha, k)$  двосторонньої критичної області.

Якщо  $|T_{\text{спост}}| > t_{\text{кр}}$  – нульову гіпотезу відкидають, якщо  $|T_{\text{спост}}| < t_{\text{кр}}$  – немає підстав відкинути нульову гіпотезу.

Результати перевірки гіпотези про значимість вибіркового коефіцієнта кореляції між значеннями  $A$  і  $B$  за таблицею критичних точок розподілу Стюдента показано на рис. 6–8. З даних рис. 6–8 випливає, що величини  $A$  і  $B$  некорельовані, тобто незалежні. Такий висновок дозволяє отримати параметри вольтамперних характеристик спільноти людей для будь-яких ймовірностей за мінімальної кількості дослідів на людях.

Нехай треба знайти параметри вольтамперних характеристик, нижче яких мають  $k\%$  спільноти людей у вигляді  $Uh = A \cdot \ln I + B$  на підставі вибірки для  $n$  людей. Тобто ми маємо значення  $A_1, B_1, \dots, A_n, B_n$ . Частість події отримання мінімальних значень  $A_{\text{min}}, B_{\text{min}}$ , в  $n$  дослідів відповідно дорівнює

$$W_n(A_{\text{min}}) = W_n(B_{\text{min}}) = 1/n;$$



ймовірність отримання вольтамперної характеристики вигляду

$$U_{hk\%} = A_{\min} \cdot \ln I + B_{\min};$$

дорівнює  $P(AB) = P(A) \cdot P(B) = 1/n^2$ .

### Статистичні коефіцієнти кореляції та регресії

емпіричний коефіцієнт кореляції  $r = 0.03606$  ;

емпіричне середнє квадратичне

відхилення  $A$  та  $B$ :  $\sigma_A = 13$ ;  $\sigma_B = 14.28$ ;

загальне число спостережень  $n = 10$ ;

емпіричні коефіцієнти регресії:

$$b_{B|A} = 0.03962; \quad b_{A|B} = 0.03282.$$

### Перевірка гіпотези про значимість вибіркового коефіцієнта кореляції

$$r_g = r = 0.03606;$$

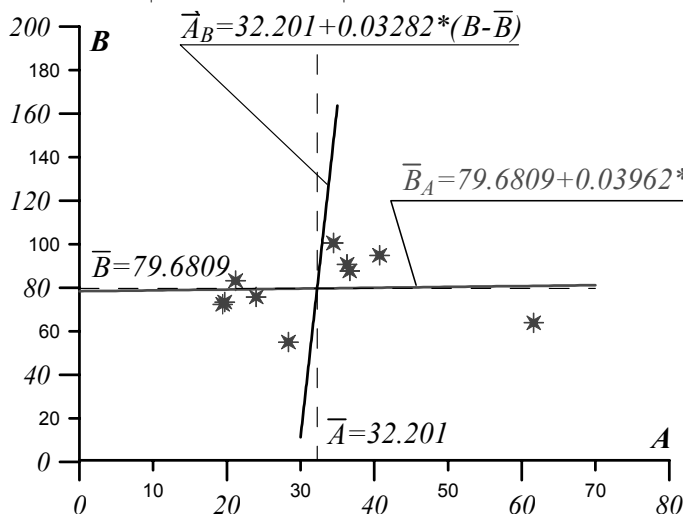
$$n = 10;$$

$t_{кр}$  - критична точка,  $t_{кр}(\alpha, k)$ ;

$\alpha$  - рівень значимості = 0.05;

$k$  - число степенів свободи,

$$k = n - 2 = 8;$$



$$T_{спост} = 0.10206, \quad t_{кр} = 2.31;$$

$$T_{спост} < t_{кр} \Rightarrow \text{нема підстав відкидати нульову гіпотезу.}$$

Рис. 6. Дослідження залежності (кореляції) коефіцієнтів  $A$  та  $B$  для однієї особи (G.Biegelmeier)

### Статистичні коефіцієнти кореляції та регресії

емпіричний коефіцієнт кореляції  $r = 0.16608$ ;

емпіричне середнє квадратичне

відхилення  $A$  та  $B$ :  $\sigma_A = 13.94$ ;  $\sigma_B = 22.53$ ;

загальне число спостережень  $n = 27$ ;

емпіричні коефіцієнти регресії:

$$b_{B|A} = 0.26846; \quad b_{A|B} = 0.10271.$$

### Перевірка гіпотези про значимість вибіркового коефіцієнта кореляції

$$r_g = r = 0.16608;$$

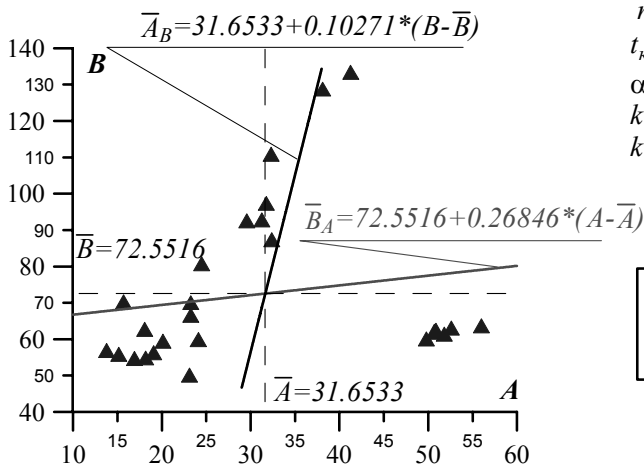
$$n = 27;$$

$t_{кр}$  - критична точка,  $t_{кр}(\alpha, k)$ ;

$\alpha$  - рівень значимості = 0.05;

$k$  - число степенів свободи,

$$k = n - 2 = 25;$$



$$T_{спост} = 0.84196, \quad t_{кр} = 2.06;$$

$$T_{спост} < t_{кр} \Rightarrow \text{нема підстав відкидати нульову гіпотезу.}$$

Рис. 7. Дослідження залежності (кореляції) коефіцієнтів  $A$  та  $B$  для групи людей

## Статистичні коефіцієнти кореляції та регресії

емпіричний коефіцієнт кореляції  $r=0.14354$ ;

емпіричне середнє квадратичне

відхилення  $A$  та  $B$ :  $\sigma_A=13.51$ ;  $\sigma_B=20.69$ ;

загальне число спостережень  $n=37$ ;

емпіричні коефіцієнти регресії:

$$b_{B|A}=0.21975; \quad b_{A|B}=0.09376.$$

Перевірка гіпотези про значимість  
вибіркового коефіцієнта кореляції

$$r_g=r=0.14354;$$

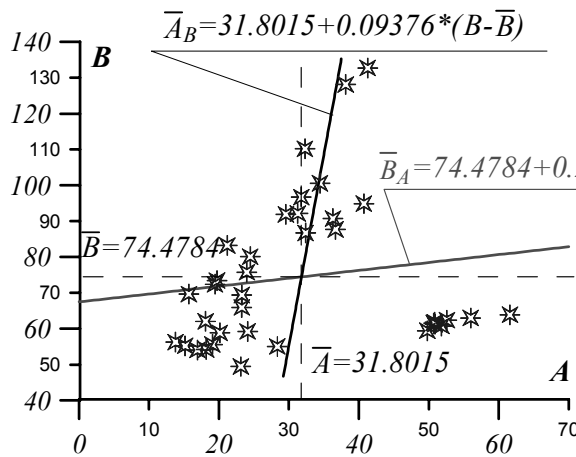
$$n=37;$$

$t_{кр}$  - критична точка,  $t_{кр}(\alpha, k)$ ;

$\alpha$  - рівень значимості = 0.05;

$k$  - число степенів свободи,

$$k=n-2=35;$$



$$T_{спост}=0.87046, \quad t_{кр}=2.02;$$

$T_{спост} < t_{кр} \Rightarrow$  нема підстав  
відкидати нульову гіпотезу.

Рис. 8. Дослідження залежності (кореляції) коефіцієнтів  $A$  та  $B$  для однієї особи та групи людей разом

Якщо прийняти  $P(AB)=k\%/100$ , то  $k\%/100=1/n^2$ .

Таким чином потрібна кількість дослідів  $n$  для визначення характеристики з ймовірністю  $k\%$ ,  $n=10/\sqrt{k\%}$ . Якщо  $k\%=1$  то  $n=10$ , якщо  $k\%=0,1$  то  $n=31,6$ .

**Висновки.** 1. Періодичні, протягом тривалого періоду життя досліди для однієї особи еквівалентні одночасним дослідженням групи людей.

2. Відсутність кореляційного зв'язку між визначальними коефіцієнтами  $A$  і  $B$  вольтамперних характеристик обумовлює можливість зменшення кількості експериментальних дослідів на групі людей.

3. Запропонований метод отримання визначальних параметрів вольтамперних характеристик групи людей за дії напруги промислової частоти, які є базою для розроблення рекомендацій з електробезпеки в електроустановках змінного струму.

1. Гладилін Л.В., Щуцкій В.И., Бацежев Ю.Г., Чеботаев Н.И. *Электробезопасность в горнодобывающей промышленности*. – М.: Недра, 1977. – 327 с. 2. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Лисяк Г.М., Феценко П.П., Комаров В.І. *Вольтамперні характеристики тіла людини на змінній напрузі // Энергетика и электрификация*. – 1999. – № 2. – С. 43–46. 3. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Лисяк Г.М., Лагутін Т.М. *Методика визначення вольтамперних характеристик тіла людини за дослідними даними, знятими у безпечному діапазоні напруг // Энергетика и электрификация*. – 2003. – № 6. – С. 52–56. 4. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Лагутін Т.М. *Вольт-амперні характеристики тіла людини для різних шляхів струмів в тілі // Вісн. Нац. ун-ту "Львівська політехніка"*. – 2001. – № 435. – С. 108–112. 5. Biegelmeier G. *Die Wirkung des elektrischen Stromes auf den Menschen und der elektrische Widerstand des menschlichen Körpers*. 2., völlig überarbeitete Aufgabe. VDE-verlag GMBH. Berlin und Offenbach, 1987. – 29 s. 6. IEC TECHNICAL REPORT 60479-1. *Effects of current on human beings and livestock. Part 1. General aspects. Third edition*. 1994-09. 7. Никонець Л.О., Маліновський А.А., Гапанович В.Г., Комаров В.І., Феценко П.П. *Залежність параметрів тіла людини і його лінійних моделей як елемента електричного кола від площі поверхні дотику до електродів // Энергетика и электрификация*. – 2001. – № 2. – С. 51–53. 8. Маліновський А.А., Никонець Л.О., Голубов С.В., Шелех Ю.Л. *Залишковий електричний опір тіла людини // Энергетика и электрификация*. – 2004. –

№ 1–2. 9. Дунин-Барковский И.В., Смирнов Н.В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике (общая часть). Государственное издательство технико-теоретической литературы. – М., 1955. – 556 с. 10. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики. Для технических приложений. – 3-е изд. стереотипное. – М.: Наука, 1969. – 511 с.

УДК 621.372

Р. Совин

Національний університет “Львівська політехніка”,  
кафедра ТЗЕ

## ЗАСТОСУВАННЯ СПЕКТРАЛЬНИХ СКЛАДОВИХ СІТКОВОГО ВІДОБРАЖЕННЯ ДЛЯ РОЗРАХУНКУ ПЕРІОДИЧНИХ ПРОЦЕСІВ У ЛІНІЙНИХ ЕЛЕКТРИЧНИХ КОЛАХ

© Совин Р., 2004

**Пропонується метод аналізу періодичних процесів у лінійних електричних колах алгоритмічно аналогічний до аналізу кола методом накладання за гармоніками комплексним методом, але з різними числовими властивостями і можливістю використовувати для оцінки похибки розрахунку періодичного процесу похибку методу дискретизації, що лежить в основі відповідного сіткового методу.**

**The method of the analysis of periodic processes in linear electrical circuits algorithmically similar to the analysis electrical of a circuit by a superposition method after harmonics by a complex method is offered, but with different numerical properties and possibility to use for an error estimation of calculation of a periodic process an error of a method of digitization basing relevant grid method.**

**Аналіз останніх досліджень і постановка проблеми.** При аналізі періодичних процесів (ПП) у лінійних електричних та електронних колах (ЕЕК) використовується метод гармонічного балансу, коли розв'язок подається деяким відрізком ряду Фур'є і розрахунок здійснюється для кожної гармонічної складової окремо, а для знаходження розв'язку використовується метод накладання. Додатною рисою цього методу є добре розроблений апарат формування і розв'язування рівнянь, що описують гармонічні складові, і це дозволяє легко алгоритмізувати процес аналізу ПП у ЕЕК. До недоліку цього методу аналізу ПП в ЕЕК можна віднести складність оцінки похибки розрахунку, а також наявність явища Гібса при аналізі ПП, що мають розриви першого роду.

Закладені в роботах [1, 2] основи сіткових методів розрахунку періодичних процесів (ПП) в електричних та електронних колах (ЕЕК), які дістали назву точкових методів (ТМ), надалі набули значного розвитку в роботах [3–5]. У результаті був створений завершений і в значній мірі формалізований апарат точкових перетворень (ТП), що дає змогу формувати точкові рівняння (ТР) без складання інтегро-диференціальних рівнянь ЕЕК. При застосуванні ТМ для аналізу ПП у лінійних електричних колах виникає потреба розв'язування системи рівнянь високого порядку, що обмежує сферу застосування цих методів порівняно нескладними ЕЕК.

**Формулювання цілі статті.** У роботі пропонується алгоритм розрахунку ПП у лінійних ЕЕК, що нагадує процес розрахунку гармонічних складових символічним методом у колі несинусоїдного струму, числові властивості якого залежать від використаного точкового відображення на рівномірній сітці.