

модель надійності електротехнічного об'єкта можливо утворити за допомогою альтернативних підходів. Залишається також невирішеним питання ефективності математичних моделей надійності на основі неоднорідних ланцюгів Маркова.

1. Лозинський О.Ю., Маруцак Я.Ю., Костровий П.П. *Розрахунок надійності електроприводів: Підручник*. – Львів: Вид-во Держ. ун-ту “Львівська політехніка”, 1996. – 234 с. 2. MIL-HDBK-217F. *Reliability Prediction of Electronic Equipment. – Superseding MIL-HDBK-217E, Mr. 2 December 1991. – US DOD, 1991. – 205 p.* 3. Cao Y., Sun H., Trivedi K., James J. *Han System Availability With Non-Exponentialy Distributed Outages // IEEE Transactions on Reliability. – 2002. – Vol. 51, No. 2. – P. 193–198.* 4. Райнике К., Ушаков И.А., *Оценка надежности систем с использованием графов / Под ред. И.Л. Ушакова. – М.: Радио и связь, 1988. – 208 с.* 5. John B. Bowles, *Commentary – Caution: Constant Failure-Rate Models May Be Hazardous to Your Design / IEEE Transactions on Reliability. – 2002. – Vol. 51, No. 3. – P. 375–377.* 6. *Теория надежности радиоэлектронных систем в примерах и задачах: Учеб. пособие для студентов радиотехнических специальностей вузов / Под ред. Г.В. Дружинина. – М.: Энергия, 1976. – 448 с.* 7. Hassett T., Dietrich D., Szidarovszky F. *Time-Varying Failure Rate in the Availability & Reliability Analysis of Repairable Systems // IEEE Transactions on Reliability. – 1995. – Vol. 44, No. 1. – P. 155–160.* 8. Perman M., Senegacnik A. *Semi-Markov Models with an Application to Power-Plant Reliability Analysis // IEEE Transactions on Reliability. – 1997. – Vol. 46, No. 4. – P. 526–531.* 9. Platis A., Limnios N. Le Du M. *Performability of Electric-Power Systems Modeled by Non-Homogeneous Markov Chains // IEEE Transactions on Reliability. – 1996. – Vol. 45, No. 4. – P. 605–610.* 10. Коваленко И.Н., Сарманов О.В. *Краткий курс теории случайных процессов. – К.: Вища школа, 1978. – 264 с.* 11. Leemis L., Arkin B.L. *Nonparametric Estimation of the Cumulative Intensity Function for a Non-homogeneous Poisson Process from Overlapping Realizations // Management Science. – 2000. – Vol. 46, No. 7. – P. 989–998.*

УДК 621.001.21; 621.316.3

Л.О. Никонець, А.А. Маліновський, Ю.Л. Шелех, Т.Г. Андрієнко
Національний університет “Львівська політехніка”
кафедра електричних машин

ВОЛЬТАМПЕРНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ СПІЛЬНОТИ ЛЮДЕЙ ПРИ ДІЇ ПОСТІЙНОЇ НАПРУГИ

© Никонець Л.О., Маліновський А.А., Шелех Ю.Л., Андрієнко Т.Г., 2004

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.

On the basis of experimental researches the proved determining parameters volt-ampere characteristics of community of people at action of a constant voltage which base for development of recommendations on an electrosecurity in electroinstallations of a direct current.

Постановка проблеми. Для нормування допустимих для людини електричних дій слід брати до уваги найгірший стан організму, коли за рівних інших умов через тіло буде проходити найбільший струм. Це обумовлює необхідність проведення багаторазових досліджень характеристик однієї людини протягом певного часу, який можна вважати представницьким, а також визначення характеристик представницької групи людей.

Аналіз відомих досліджень та задачі дослідження. Дослідженнями [1–3] обґрунтовано, що електрофізичні властивості різних людей описуються однаковими апроксимуючими функціями, коефіцієнти яких для різних періодів життя людини та її стану відрізняються. Задачею дослідження є обґрунтування визначальних параметрів вольтамперних характеристик спільноти людей за дії постійної напруги як бази для розроблення рекомендацій з електробезпеки в електроустановках постійного струму.

Виклад основного матеріалу. Результати, отримані для однієї особи протягом 1997–2003 рр, показані на рис. 1. Вся множина результатів ділиться на три групи: одержані за повільного збільшення напруги (найбезпечніші досліди); за швидкого плавного збільшення напруги від нуля до максимуму протягом 6 с; за ампер-секундними характеристиками (АСХ) у разі прикладання напруги до тіла людини поштовхом.

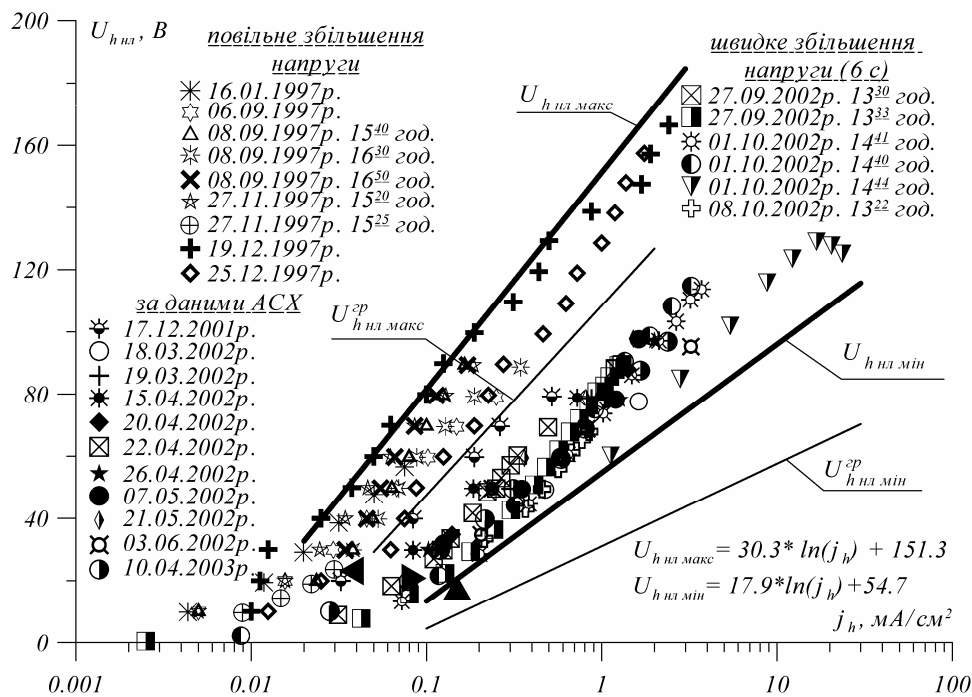


Рис. 1. Вольтамперні характеристики однієї особи (Л. Никонця).
Шлях протікання струму “рука-рука” (період 1997–2003 рр.)

Відповідні апроксимаційні функції вольтамперних характеристик нелінійної складової опору людини наведені в табл. 1. Як видно з рис. 1 та табл. 1, вольтамперні характеристики, зняті в різний час, мають певний розкид, але, якщо розглядати їх у довготривалому аспекті, чітко проглядається тенденція поступового збільшення струму за незмінного значення прикладеної напруги для особи, яка у 2003 році мала 64 роки. Межі розкиду спадів напруги на нелінійній складовій опорі тіла $U_{\text{нл.макс}}$, $U_{\text{нл.мін}}$ та їх залежності від густини струму під електродами показані на рис. 1.

Для отримання рівнянь, що описують стан людини для моменту часу 0 секунд необхідно здійснити перерахунок коефіцієнтів вольтамперних характеристик, використовуючи математичну модель взаємодії організму з джерелом постійної напруги [4].

Для порівняння на рис. 2 показані аналогічні характеристики, зняті для групи осіб віком 20–25 років, а в табл. 2 – відповідні апроксимаційні функції. Межі розкиду $U_{\text{нл.макс}}^{\text{рп}}$ та $U_{\text{нл.мін}}^{\text{рп}}$, рівняння яких зображені на рис. 2, показані також на рис. 1 тонкими лініями. Наведені характеристики відповідають дії постійної напруги тривалістю 2 с. За необхідності їх можна перерахувати для часу 0 секунд (або іншої тривалості дії постійної напруги), використовуючи методику розрахунку, наведену в [4]. Усереднені значення коефіцієнтів необхідних для перерахунку до часу 0 секунд наведені в табл. 3.

Апроксимаційні функції нелінійної складової опору тіла

Дата і час проведення експерименту	типу $U_{h_{нл}}=A \ln(j_h)+B$ (для $U_{h_{нл}}>A$)	типу $U_{h_{нл}}=\exp(C \ln(j_h)+D)$ (для $U_{h_{нл}}<A$)
повільне збільшення напруги		
16.01.1997 р.	$20.84569220 \cdot \ln(j_h) + 110.2697937$	$\exp(0.6829017541 \cdot \ln(j_h) + 6.009788136)$
06.09.1997 р.	$23.32207706 \cdot \ln(j_h) + 112.4979571$	$\exp(0.6211719199 \cdot \ln(j_h) + 5.587897528)$
08.09.1997 р. 15 ⁴⁰ год	$41.87256576 \cdot \ln(j_h) + 165.6993911$	$\exp(0.6640025481 \cdot \ln(j_h) + 5.689428518)$
08.09.1997 р. 16 ³⁰ год	$26.14165644 \cdot \ln(j_h) + 120.3303526$	$\exp(0.8263255877 \cdot \ln(j_h) + 6.104310903)$
08.09.1997 р. 16 ⁵⁰ год	$37.18314471 \cdot \ln(j_h) + 158.2602656$	$\exp(1.0771441130 \cdot \ln(j_h) + 7.023560838)$
27.11.1997 р. 15 ²⁰ год	$29.14241165 \cdot \ln(j_h) + 139.4895476$	$\exp(0.7272891401 \cdot \ln(j_h) + 6.108968318)$
27.11.1997 р. 15 ²⁵ год	$11.63981877 \cdot \ln(j_h) + 63.38488945$	$\exp(0.7559616221 \cdot \ln(j_h) + 5.834701032)$
19.12.1997 р.	$28.59974993 \cdot \ln(j_h) + 146.1591529$	$\exp(0.7493764678 \cdot \ln(j_h) + 6.298308104)$
25.12.1997 р.	$35.79470709 \cdot \ln(j_h) + 132.0994538$	$\exp(0.7222911373 \cdot \ln(j_h) + 5.542538016)$
швидке збільшення напруги		
27.09.2002 р. 13 ³⁰ год	$29.48019168 \cdot \ln(j_h) + 92.49028286$	$\exp(0.8237677727 \cdot \ln(j_h) + 5.168166682)$
27.09.2002 р. 13 ³⁵ год	$33.64972312 \cdot \ln(j_h) + 81.73376199$	$\exp(1.1094611070 \cdot \ln(j_h) + 5.430602456)$
01.10.2002 р. 14 ⁴¹ год	$30.04174728 \cdot \ln(j_h) + 74.44158829$	$\exp(0.7895365079 \cdot \ln(j_h) + 4.634915272)$
01.10.2002 р. 14 ⁴⁰ год	$31.73190092 \cdot \ln(j_h) + 79.00098970$	$\exp(0.8653193856 \cdot \ln(j_h) + 4.960350116)$
01.10.2002 р. 14 ⁴⁴ год	$28.33888055 \cdot \ln(j_h) + 54.68486089$	$\exp(0.3682881887 \cdot \ln(j_h) + 4.040004480)$
08.10.2002 р. 13 ²² год	$27.84044797 \cdot \ln(j_h) + 72.19573884$	$\exp(0.5541529573 \cdot \ln(j_h) + 4.333196385)$
за даними АСХ		
17.12.2001 р.	$21.97462219 \cdot \ln(j_h) + 95.88410220$	$\exp(0.6286522894 \cdot \ln(j_h) + 5.178083888)$
18.03.2002 р.	$17.92662627 \cdot \ln(j_h) + 66.71190377$	$\exp(0.3541747527 \cdot \ln(j_h) + 4.161525248)$
19.03.2002 р.	$23.46521459 \cdot \ln(j_h) + 80.48260356$	$\exp(0.4978443823 \cdot \ln(j_h) + 4.500387066)$
15.04.2002 р.	$22.54196582 \cdot \ln(j_h) + 86.48930989$	$\exp(0.6447989431 \cdot \ln(j_h) + 4.993760613)$
20.04.2002 р.	$21.84215309 \cdot \ln(j_h) + 78.55475618$	$\exp(0.3538494013 \cdot \ln(j_h) + 4.245118326)$
22.04.2002 р.	$26.10177700 \cdot \ln(j_h) + 85.33843008$	$\exp(0.7351741179 \cdot \ln(j_h) + 4.923763224)$
26.04.2002 р.	$21.12003712 \cdot \ln(j_h) + 78.43971170$	$\exp(0.6133552853 \cdot \ln(j_h) + 4.793285279)$
07.05.2002 р.	$24.34132556 \cdot \ln(j_h) + 79.25764337$	$\exp(0.4289653857 \cdot \ln(j_h) + 4.351946320)$
21.05.2002 р.	$25.81862137 \cdot \ln(j_h) + 85.78541898$	$\exp(0.5894775674 \cdot \ln(j_h) + 4.683523725)$
03.06.2002 р.	$19.99762549 \cdot \ln(j_h) + 72.32151896$	$\exp(2.4349837940 \cdot \ln(j_h) + 7.405470822)$
10.04.2003 р.	$22.74199343 \cdot \ln(j_h) + 75.59409084$	$\exp(0.6698538640 \cdot \ln(j_h) + 4.719489383)$

З порівняння меж розкиду характеристик, знятих для однієї особи протягом шести років, та меж розкиду для групи людей можна зробити висновок, що зони отриманих значень майже перекриваються, тобто довготривалі упродовж життя досліди для однієї людини еквівалентні одночасним дослідженням представницької групи людей.

Імовірнісний розподіл коефіцієнтів А та В (табл. 1, 2) для вищезгаданої окремої особи та для групи осіб показаний на рис. 3, 4. На рисунках зображені функції розподілу $W(A)$, $W(B)$ випадкових величин А та В, які підпорядковані нормальному закону розподілу та їх числові характеристики: $M(A)$, $M(B)$ – математичне сподівання величини А чи В; σ_A , σ_B – середньоквадратичне відхилення величини А чи В. У прикладному аспекті використання отриманих результатів важливо визначитись з наявністю між параметрами А і В кореляційного зв'язку.

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 [5, 6].

Замість двовимірного теоретичного закону розподілу вибірка подає його емпіричний аналог у вигляді n спостережень, для кожного з яких фіксується пара зв'язаних значень величин, що нас цікавлять (A_1, B_1) , (A_2, B_2) , ..., (A_n, B_n) [5, 6].

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

Прізвище	Дата і час проведення експерименту	типу $U_{h_{нл}} = A \ln(j_h) + B$ (для $U_{h_{нл}} > A$)	типу $U_{h_{нл}} = \exp(C \ln(j_h) + D)$ (для $U_{h_{нл}} < A$)
швидке збільшення напруги			
Шелех Ю.	08.10.2002 р.	$23.22671974 * \ln(j_h) + 50.51438542$	$\exp(0.8160799862 * \ln(j_h) + 4.077067069)$
Голубов С.	08.10.2002 р.	$22.02323079 * \ln(j_h) + 44.48391947$	$\exp(0.5995158345 * \ln(j_h) + 3.781883126)$
Довгальський А.	08.10.2002 р.	$30.53524006 * \ln(j_h) + 90.08311746$	$\exp(0.5768911169 * \ln(j_h) + 4.662651218)$
Фурко С.	08.10.2002 р.	$30.51637868 * \ln(j_h) + 75.86505556$	$\exp(0.7031723001 * \ln(j_h) + 4.517710298)$
Андрієнко	08.10.2002 р.	$28.21553457 * \ln(j_h) + 65.72997367$	$\exp(0.8219016730 * \ln(j_h) + 4.416673787)$
за даними АСХ			
Мех Р.	20.04.2002 р.	$25.4363476 * \ln(j_h) + 44.376293480$	$\exp(0.4514465192 * \ln(j_h) + 3.687635386)$
Похна Р.	19.03.2002 р.	$25.74059786 * \ln(j_h) + 85.71558846$	$\exp(0.6366305979 * \ln(j_h) + 4.784732077)$
Різун Я.	22.04.2002 р.	$29.92366157 * \ln(j_h) + 41.82053123$	$\exp(0.7353127393 * \ln(j_h) + 3.688806356)$
Картуш М.	26.04.2002 р.	$11.53108152 * \ln(j_h) + 31.05488066$	$\exp(0.3191432183 * \ln(j_h) + 3.422043964)$
Сах А.	26.04.2002 р.	$45.58280417 * \ln(j_h) + 89.53944250$	$\exp(0.6829909251 * \ln(j_h) + 4.500186855)$
Духнич В.	19.03.2002 р.	$26.71719847 * \ln(j_h) + 69.48970628$	$\exp(0.8755380955 * \ln(j_h) + 4.641967687)$
Фурко С.	15.04.2002 р.	$21.81050525 * \ln(j_h) + 94.20045238$	$\exp(0.4304799664 * \ln(j_h) + 4.687193615)$
Дашкевич	21.05.2002 р.	$29.96996947 * \ln(j_h) + 52.74729589$	$\exp(0.7604145454 * \ln(j_h) + 3.977935041)$
Фурко С.	15.04.2003 р.	$33.44542608 * \ln(j_h) + 96.94999215$	$\exp(0.5758061058 * \ln(j_h) + 4.661937539)$
Андрієнко	15.04.2003 р.	$19.21010561 * \ln(j_h) + 65.76180000$	$\exp(0.6484048976 * \ln(j_h) + 4.497811256)$
Шелех Ю.	13.03.2003 р.	$19.42753541 * \ln(j_h) + 72.66819917$	$\exp(0.7995590987 * \ln(j_h) + 4.986386438)$
Лагутін Т.	10.04.2000 р.	$18.72442122 * \ln(j_h) + 56.43728184$	$\exp(0.8210578213 * \ln(j_h) + 4.476723429)$
Шелех Ю.	13.03.2003 р.	$34.71168307 * \ln(j_h) + 53.45824171$	$\exp(0.6374053149 * \ln(j_h) + 4.000971204)$

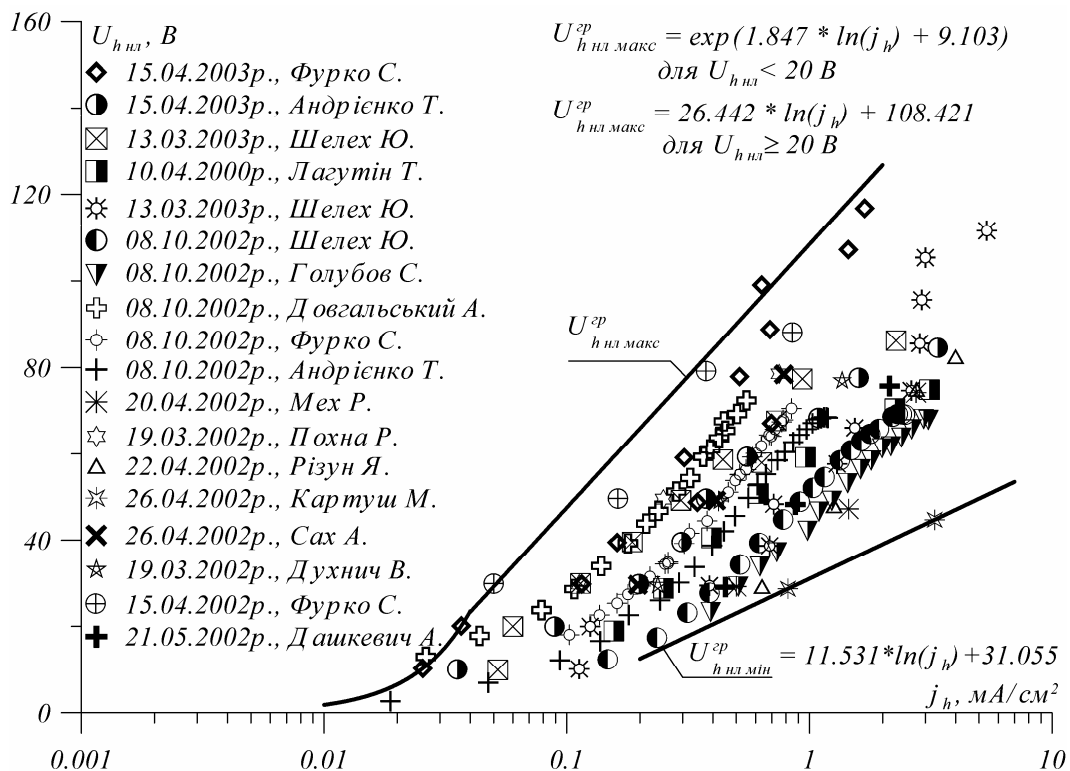


Рис. 2. Вольтамперні характеристики групи людей.
Шлях протікання струму "рука-рука" (вік 20–25 років)

Значення коефіцієнтів вольтамперних характеристик (шлях струму “рука-рука”)

Прізвище		Рівняння типу		при t=0 с	при t=2 с	$\alpha_A=A(0)/A(2),$ $\alpha_B=B(0)/B(2)$
		A(t)=A ₁ ·exp(-t/τ _{A1})+A ₂ +A ₃ ·exp(-t/τ _{A2}); B(t)=B ₁ ·exp(-t/τ _{B1})+B ₂ +B ₃ ·exp(-t/τ _{B2}).				
Никонєць Л.	A(t)	9.6·exp(-t/9.5)+13.84+12.5·exp(-t/0.37)		A(0)=35,94	A(2)=21,7	1,66
	B(t)	10·exp(-t/12)+70.24+30·exp(-t/0.25)		B(0)=110,24	B(2)=78,7	1,4
Шелех Ю.	A(t)	5.5·exp(-t/12.5)+13.5+2.1·exp(-t/1.5)		A(0)=21,1	A(2)=18,7	1,13
	B(t)	17·exp(-t/10)+63+6·exp(-t/0.5)		B(0)=86	B(2)=77	1,12
Андрієнко Т.	A(t)	5.5·exp(-t/13)+12.5+5·exp(-t/1.2)		A(0)=23	A(2)=18,2	1,26
	B(t)	11·exp(-t/15)+56.5+8.6·exp(-t/1.5)		B(0)=76,1	B(2)=68,4	1,11
Фурко С.	A(t)	5·exp(-t/10)+23.7+10.5·exp(-t/1.2)		A(0)=39,2	A(2)=29,8	1,32
	B(t)	16·exp(-t/9.5)+83+51·exp(-t/0.45)		B(0)=150	B(2)=96,6	1,55
Голубов С.	A(t)	5.8·exp(-t/8.5)+18.7+7.3·exp(-t/0.2)		A(0)=31,8	A(2)=23,3	1,36
	B(t)	3·exp(-t/8)+42.73+3.5·exp(-t/0.9)		B(0)=49,23	B(2)=15,5	1,1
Усереднене значення коефіцієнтів перерахунку						$\alpha_{Acp}=1,35$
						$\alpha_{Bcp}=1,26$

Якщо дані вибірок не зведені в кореляційну таблицю (що звичайно буває, коли об'єм вибірки невеликий), кореляційні характеристики обчислюють у такій послідовності. Спочатку визначають два середні значення:

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

потім три моменти другого порядку, а точніше, дві емпіричні дисперсії:

$$\left. \begin{aligned} m_{2A} = \sigma_A^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i^2 - \bar{A}^2, \\ m_{2B} = \sigma_B^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (B_i - \bar{B})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n B_i^2 - \bar{B}^2, \end{aligned} \right\}$$

і емпіричний момент зв'язку чи емпіричну коваріацію:

$$\overline{cov}(A, B) = m_{AB} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})(B_i - \bar{B}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i B_i - \bar{A} \bar{B} = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n A_i B_i - \frac{\left(\sum_{i=1}^n A_i \right) \left(\sum_{i=1}^n B_i \right)}{n} \right].$$

За цими даними обчислюють коефіцієнт кореляції вибірки

$$r = \frac{m_{AB}}{\sigma_A \sigma_B}$$

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. 5–7.

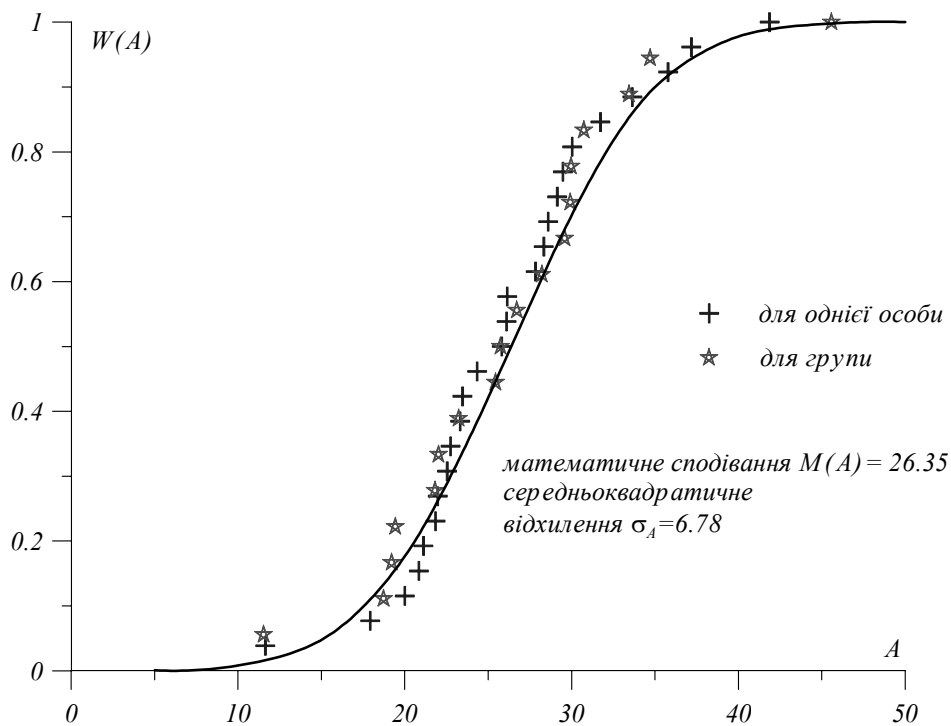


Рис. 3. Функція розподілу коефіцієнта A

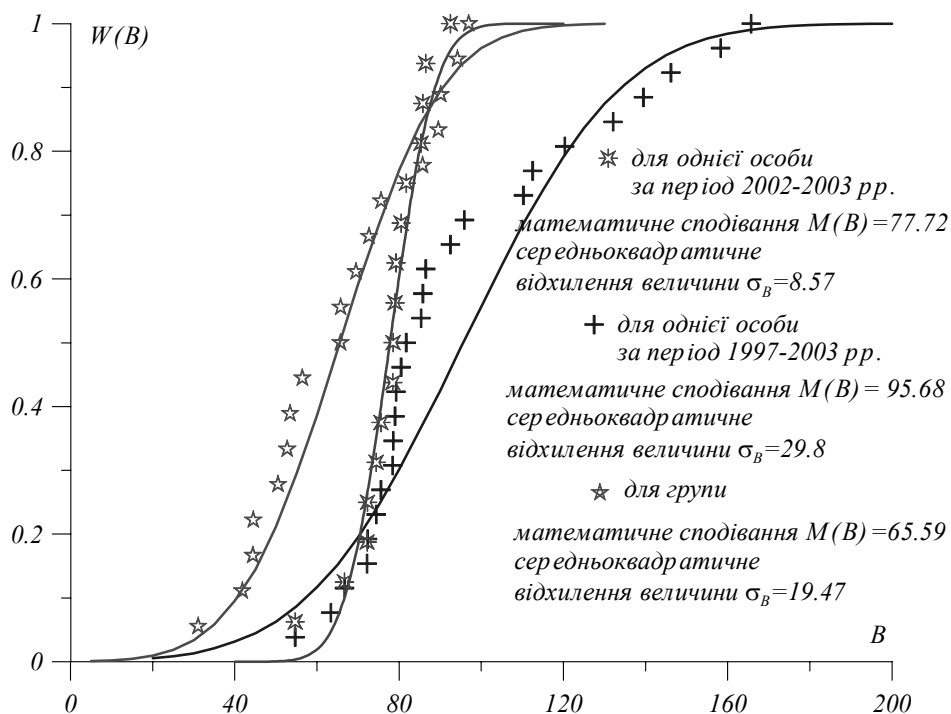


Рис. 4. Функція розподілу коефіцієнта B

Тепер необхідно визначити чи існує залежність 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 $H_0 (r_r = 0)$ 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 α перевірити нульову гіпотезу про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції нормальної двовимірній випадковій величині за конкуруючої гіпотези $H_1 (r_a \neq 0)$, 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 α 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 А і В за таблицею критичних точок розподілу Стюдента зображені на рис. 5–7. З даних рис. 5–6 випливає, що події прийняття коефіцієнтами А і В певних значень незалежні. Такий висновок дозволяє отримати параметри вольтамперних характеристик спільноти людей для будь-яких ймовірностей за мінімальної кількості проведених дослідів. На рис. 7 показано, що для однієї особи, за якою спостерігали упродовж 1997–2003 рр., події прийняття коефіцієнтами А і В певних значень знаходяться в деякій незначній залежності.

Статистичні коефіцієнти
кореляції та регресії

емпіричний коефіцієнт кореляції $r=0.442$;
емпіричне середнє квадратичне відхилення А та В:

$$\sigma_A=7.39, \sigma_B=19.47;$$

загальне число спостережень $n=18$;

емпіричні коефіцієнти регресії:

$$b_{B/A}=1.165, b_{A/B}=0.168;$$

Перевірка гіпотези про значимість
вибіркового коефіцієнта кореляції

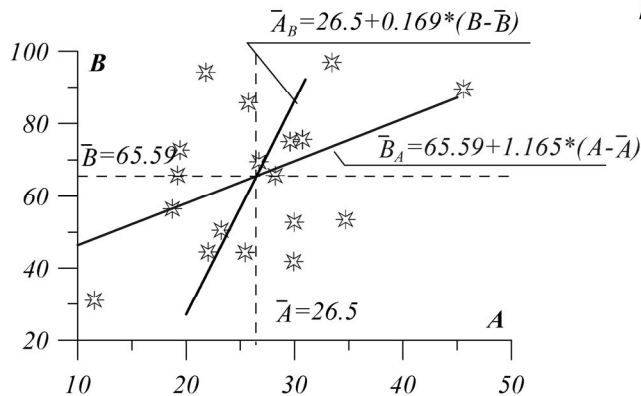
$$r_e=r=0.442; n=18;$$

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

α - рівень значимості = 0.05;

k - число степенів свободи,

$$k=n-2=16;$$



$T_{\text{спост}}=1.97, t_{\text{кр}}=2.12$;
 $|T_{\text{спост}}| < t_{\text{кр}} \Rightarrow$ нема підстав
відкидати нульову гіпотезу

Рис. 5. Дослідження залежності (кореляції) коефіцієнтів А та В для групи людей

Нехай потрібно знайти параметри вольтамперних характеристик, нижчі від яких мають $k\%$ спільноти людей у вигляді $U_h = A \cdot \ln I + B$ на підставі вибірки для n людей. Тобто ми маємо значення $A_1, B_1 \dots A_i, B_i \dots A_n, B_n$. Відносна частота події отримання мінімальних значень $A_{\text{мін}}, B_{\text{мін}}$, в n дослідів відповідно дорівнює

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

ймовірність отримання вольтамперної характеристики вигляду $U_{\text{ннл}k\%} = A_{\text{мін}} \cdot \ln I + B_{\text{мін}}$ дорівнює $W(AB) = W(A) \cdot W(B) = 1/n^2$. Якщо прийняти $W(AB) = k\%/100$, 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 $n = 31,6$.

Статистичні коефіцієнти
кореляції та регресії

емпіричний коефіцієнт кореляції $r=0.157$;
емпіричне середнє квадратичне
відхилення A та B :

$$\sigma_A=4.31, \sigma_B=8.57;$$

загальне число спостережень $n=16$;

емпіричні коефіцієнти регресії:

$$b_{B/A}=0.312, b_{A/B}=0.079;$$

Перевірка гіпотези про значимість
вибіркового коефіцієнта кореляції

$$r_6=r=0.157; n=16;$$

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

α - рівень значимості = 0.05;

k - число степенів свободи,

$$k=n-2=14;$$

$$T_{спост}=0.595, t_{кр}=2.14;$$

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

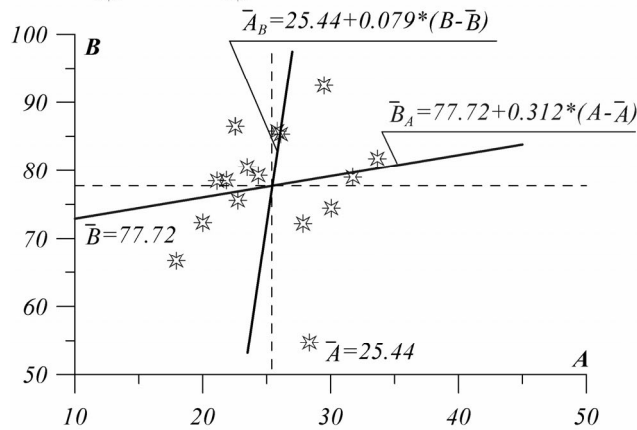


Рис. 6. Дослідження залежності (кореляції) коефіцієнтів A та B
для однієї особи (за період 2002–2003 рр.)

Статистичні коефіцієнти
кореляції та регресії

емпіричний коефіцієнт кореляції $r=0.618$;
емпіричне середнє квадратичне
відхилення A та B :

$$\sigma_A=6.34, \sigma_B=29.8;$$

загальне число спостережень $n=26$;

емпіричні коефіцієнти регресії:

$$b_{B/A}=2.9, b_{A/B}=0.131;$$

Перевірка гіпотези про значимість
вибіркового коефіцієнта кореляції

$$r_6=r=0.618; n=26;$$

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

α - рівень значимості = 0.05;

k - число степенів свободи,

$$k=n-2=24;$$

$$T_{спост}=3.85, t_{кр}=2.06;$$

$|T_{спост}| > t_{кр} \Rightarrow$ є підстави
відкидати нульову гіпотезу

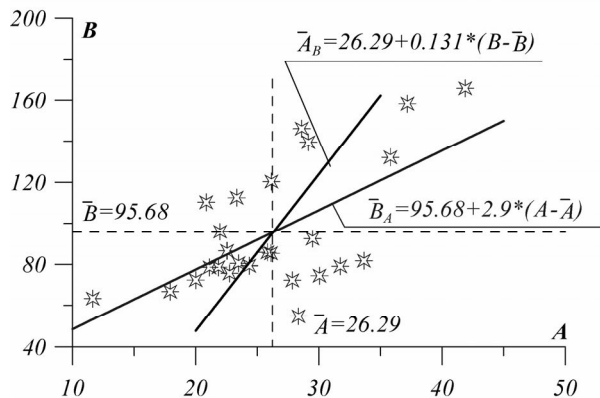


Рис. 7. Дослідження залежності (кореляції) коефіцієнтів A та B
для однієї особи (за період 1997–2003 рр.)

Висновки. 1. Довготривалі, упродовж життя, досліді для однієї людини еквівалентні одночасним дослідженням представницької групи людей.

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

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-теоретической 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