

**МОДЕЛЮВАННЯ ЕЛЕКТРОСПОЖИВАННЯ У СКЛАДНИХ ВИРОБНИЧИХ СИСТЕМАХ
З УРАХУВАННЯМ ЛАТЕНТНИХ ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКІВ У СУКУПНОСТІ ПОКАЗНИКІВ
ЕНЕРГОЕФЕКТИВНОСТІ****Л. В. Давиденко, В. А. Давиденко**

Луцький національний технічний університет

вул. Львівська, 75, м. Луцьк, 43018, Україна. E-mail: L.Davydenko@mail.ru; V.A.Davydenko@mail.ru

Обґрунтовано необхідність урахування причинно-наслідкових зв'язків у процесі моделювання електроспоживання в складних виробничих системах. Запропоновано двоетапну процедуру побудови математичної моделі електроспоживання, яка спирається на методологію моделювання латентних змінних і не заперечує існуючі причинно-наслідкові зв'язки. Перший етап передбачає формування математичного відображення залежностей між латентними факторами та інформативними показниками енергоефективності інформаційного поля, а також перевірку їх відповідності вихідним даним. На другому етапі виконується побудова математичної моделі електроспоживання як рівняння регресії на головних компонентах, що відображають латентні фактори, та перевірка її адекватності. На основі запропонованої процедури здійснено моделювання електроспоживання в системі комунального водопостачання з урахуванням побудови математичних залежностей для попередньо виявлених латентних факторів і виконано перевірку її адекватності та точності прогнозування електроспоживання.

Ключові слова: латентні фактори, головні компоненти, адекватність математичної моделі.**МОДЕЛИРОВАНИЕ ЭЛЕКТРОПОТРЕБЛЕНИЯ В СЛОЖНЫХ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ СИСТЕМАХ С УЧЕТОМ ЛАТЕНТНЫХ ВЗАИМОСВЯЗЕЙ В СОВОКУПНОСТИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЭНЕРГОЭФФЕКТИВНОСТИ****Л. В. Давыденко, В. А. Давыденко**

Луцкий национальный технический университет

ул. Львовская, 75, г. Луцк, 43018, Украина. E-mail: L.Davydenko@mail.ru; V.A.Davydenko@mail.ru

Обоснована необходимость учета причинно-следственных связей для моделирования электропотребления в сложных производственных системах. Предложена двухэтапная процедура построения математической модели электропотребления, опирающаяся на методологию моделирования латентных переменных и не отрицает причинно-следственные связи. Первый этап предусматривает формирование математических зависимостей между латентными факторами и показателями энергоэффективности, а также проверку их соответствия исходным данным. На втором этапе выполняется построение математической модели электропотребления как уравнения регрессии на главных компонентах, отражающих латентные факторы, и проверка ее адекватности. С помощью предложенной процедуры осуществлено моделирование электропотребления в системе коммунального водоснабжения с учетом построения математических зависимостей для предварительно выявленных латентных факторов и выполнена проверка ее адекватности и точности прогнозирования электропотребления.

Ключевые слова: латентные факторы, главные компоненты, адекватность математической модели.

АКТУАЛЬНІСТЬ РОБОТИ. Моделювання електроспоживання складної системи потребує детального розгляду особливостей режимів роботи структурних елементів та урахування їх узгодженості для різних ієрархічних рівнів, моделювання кожного окремого виробничого процесу, що призводить до значного ускладнення моделі. Виникає необхідність побудови моделі електроспоживання, яка б дозволяла забезпечити достатню точність прогнозування, але не вимагала б урахування моделей окремих елементів виробничої системи [1]. Одержання адекватної моделі електроспоживання в складній виробничій системі вимагає достатньо повного врахування домінуючих чинників, використання багаторівневої системи показників [2], яка б забезпечувала можливість аналізування ефективності енерговикористання на різних ієрархічних рівнях виробничої системи та виявляти вплив чинників, що зумовлюють нераціональні витрати електроенергії. Врахування по можливості максимальної кількості факторів (а також показників, що їх визначають), що впливають на результат, є важливим моментом достовірності отриманих висновків. При цьому слід враховувати

латентні зв'язки між показниками енергоефективності, що мають місце у вихідній сукупності [3].

Метою роботи є підвищення адекватності моделі електроспоживання в складних виробничих системах на основі математичного вираження виявлених латентних зв'язків між вихідними ознаками інформаційного поля показників енергоефективності.

МАТЕРІАЛ І РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕНЬ. Для врахування впливу чинників, які характеризують виробничий процес складної виробничої системи, на величину електроспоживання доцільно скористатися підходом, що базується на вивченні характеру та ступеня впливу кожного з них, тобто на виявленні причинно-наслідкових зв'язків між процесом електроспоживання та виділеними показниками [1]. Забезпечення точності прогнозування електроспоживання можливе, якщо математична модель, що використовується для його одержання, буде відображати основні причинно-наслідкові зв'язки між величиною електроспоживання та виділеними показниками. Для забезпечення правильності моделювання слід враховувати чинники, вклад яких є значним, а сукупність цих чинників буде становити собою репрезентативну вибірку. Більшість чинників є

змінними та мають випадковий характер, між ними наявний кореляційний зв'язок [1, 3], що ускладнює інтерпретацію регресійної моделі. Крім того, високо корельовані змінні не володіють незалежною поведінкою, що зумовлює проблему мультиколінеарності. Виявлення зв'язків між показниками енергоефективності вихідної сукупності та латентними ознаками дозволяє визначити саме істотні фактори (головні компоненти) енергоефективності, які є некорельованими між собою [3]. Отже, використання для побудови рівняння лінійної регресії головних компонент, які є незалежними змінними та узагальнюють певні показники енергоефективності, що мають істотний вплив на електроспоживання, дозволить уникнути згаданих проблем.

Головні компоненти f_i є некорельованими між собою безрозмірними змінними, які є лінійною комбінацією k – змінних [4]:

$$\bar{f}_i = a_{i1}\bar{z}_1 + a_{i2}\bar{z}_2 + \dots + a_{ik}\bar{z}_k, \quad i=1, \dots, q, \quad (1)$$

де f_i – головні компоненти; a_{ij} – вага i -ої головної компоненти в j -ій змінній, що становить лінійну кореляцію між компонентами та показниками енергоефективності і відображає ступінь впливу компоненти на показник.

Компонентний аналіз дозволяє відновити значення кожного із показників енергоефективності за відповідними значеннями q головних компонент:

$$\bar{z}_j = a_{j1}\bar{f}_1 + a_{j2}\bar{f}_2 + \dots + a_{jq}\bar{f}_q, \quad j=1, \dots, k; \quad (2)$$

або у натуральному вираженні:

$$x_{j(n)}^* = \bar{x}_j + \sum_{i=1}^q a_{ij} f_{in}^*. \quad (3)$$

Похибка опису вихідних значень показників енергоефективності:

$$\varepsilon_{j(n)} = \frac{|x_{j(n)} - x_{j(n)}^*|}{\bar{x}_j}. \quad (4)$$

Середнє значення похибки:

$$\bar{\varepsilon}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_{ij}. \quad (5)$$

Виходячи з припущення про притаманність спостереженої кореляції між показниками енергоефективності узагальненим факторам, з певних кореляцій між факторами та показниками відтворюються кореляції між самими показниками:

$$r_{ij} = f_{i1}f_{j1} + f_{i2}f_{j2} + \dots + f_{qi}f_{qj}. \quad (6)$$

Відповідність компонентної моделі вихідним даним визначається шляхом дослідження різниць між спостереженими та обчисленими кореляціями.

Отримані таким чином лінійні комбінації дозволяють оцінити ступінь зв'язку між показниками енергоефективності та головними компонентами, дослідити вплив певного показника на зміну узагальнюючого фактору та електроспоживання.

Залежність між витратами електроенергії та показниками виробництва має певну фізичну обумовленість і може бути представлена у вигляді:

$$W(t) = f(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (7)$$

де x_1, x_2, \dots, x_n – чинники, що впливають на електроспоживання $W(t)$ (предиктори).

У загальному вигляді математична модель, яка не заперечує причинно-наслідкові зв'язки, може бути представлена лінійним поліномом [5]:

$$\hat{W} = b_0 + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_n \cdot x_n, \quad (8)$$

де b_1, b_2, \dots, b_n – коефіцієнти моделі; b_0 – деяка константа, визначена методом найменших квадратів.

Коефіцієнти регресійної рівняння в натуральному масштабі вказують на скільки натуральних одиниць зміниться відгук при зміні значення відповідного предиктора на одну одиницю.

Рівняння лінійної регресії в стандартизованому вигляді:

$$\hat{W}^* = \beta_1 \cdot z_1 + \beta_2 \cdot z_2 + \dots + \beta_n \cdot z_n, \quad (9)$$

де β – стандартизовані коефіцієнти моделі:

$$\beta_i = \frac{\det(R_i)}{\det(R_{[k]})}, \quad (10)$$

де $R_{[k]}$ – матриця парних кореляцій або матриця системи нормальних рівнянь; R_i – матриця системи нормальних рівнянь, в якій стовпець невідомих параметрів замінено вільними членами системи.

Зв'язок між стандартизованими коефіцієнтами регресії та коефіцієнтами в натуральному масштабі:

$$b_i = \beta_i \frac{\sigma_1}{\sigma_i}, \quad (11)$$

де σ_1 – середнє квадратичне відхилення значень відклику W ; σ_i – середнє квадратичне відхилення значень відповідного предиктору x_i , $i=1, \dots, n$.

Лінійне рівняння регресії на головних компонентах за умови, що значення відклику (W) виміряні в натуральному масштабі, матиме вигляд:

$$\hat{W}_F = \bar{W} + b_{i1} \cdot f_1 + b_{i2} \cdot f_2 + \dots + b_{iq} \cdot f_q, \quad (12)$$

де \bar{W} – середнє значення залежної змінної як оцінка вільного члену рівняння; $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{iq}$ – оцінки коефіцієнтів регресії при головних компонентах (деякі умовні одиниці, що мають один масштаб вимірювання).

Рівняння регресії на головних компонентах еквівалентне регресії на стандартизованих значеннях предикторів:

$$\bar{W} + bF^T = \bar{W} + Z^T\beta, \quad (13)$$

де β – вектор стандартизованих коефіцієнтів регресії; b – вектор оцінок коефіцієнтів регресії при головних компонентах.

Для дослідження адекватності математичної моделі використовують множинний коефіцієнт кореляції [6], який показує відмінність прогнозованих та спостережених значень та є мірою ступеня тісноти

зв'язку між залежною змінною W і набором незалежних змінних, тобто оцінює ступінь їх впливу на результат:

$$R = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (W_i - \hat{W}_i)^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (W_i - \bar{W})^2}}, \quad (14)$$

де \hat{W}_i – значення електроспоживання, обчислене за допомогою побудованої математичної моделі; \bar{W} – середнє значення спостережених даних; W_i – фактичне значення електроспоживання для i -го спостереження; n – кількість спостережень.

Множинний коефіцієнт детермінації свідчить про якість математичної моделі, відображає ступінь узгодженості фактичних і обчислених значень та показує частку загального розкиду відносно середнього значення, яку пояснює рівняння моделі:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (W_i - \hat{W}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (W_i - \bar{W})^2}; \quad (15)$$

Бажано: $R^2 \rightarrow 1$. Якщо $R^2 > 0,8$ – модель вважається точною, якщо $R^2 < 0,5$ – її слід покращити: вибрати інші чинники, або збільшити кількість спостережень.

Для оцінювання того, наскільки добре варіація результуючого чинника W пояснюється варіацією факторних ознак, використовують скоректований коефіцієнт детермінації:

$$R_k^2 = 1 - (1 - R^2) \cdot \frac{n-1}{n-k-1}. \quad (16)$$

Перевірка якості моделей проводиться на базі F -критерію Фішера [6]. Для перевірки гіпотези H_0 про те, що лінійний зв'язок між x_1, x_2, \dots, x_k та W відсутній, обчислюють значення коефіцієнту Фішера-Снедекора:

$$F = \frac{R^2 \cdot (n - (k - 1))}{(k - 1) \cdot (1 - R^2)}, \quad (17)$$

де k – кількість регресорів (чинників) моделі.

Розрахункове значення коефіцієнту Фішера порівнюють з граничним (табличним) значенням $F_T(0,95; k-1; n-k-1)$, де $0,95$ – рівень довірчої імовірності; $k-1$ та $n-k-1$ – число ступенів свободи моделі. При задовільному результаті $F_p > F_T$ нульову гіпотезу відкидають і вважають, що модель передбачає результати досліду краще середнього значення.

Величина залишкової дисперсії визначає ступінь варіації вихідного показника відносно рівняння регресії [6]:

$$D_{\text{зап}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (W_i - \hat{W}_i)^2}{n - k - 1}. \quad (18)$$

Для надання залишкової дисперсії відносного характеру використовують коефіцієнт варіації (%):

$$V = \frac{1}{n - k - 1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (W_i - \hat{W}_i)^2}{\bar{W}^2} \cdot 100. \quad (19)$$

Стандартна похибка:

$$SE = \sqrt{D_{\text{зап}}^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (W_i - \hat{W}_i)^2}{n - k - 1}} \quad (20)$$

Перевірку якості підбору математичної моделі виконують з використанням середньої похибки апроксимації (оцінює прогнозує здатність моделі):

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{W_i - \hat{W}_i}{\hat{W}_i} \right| \cdot 100\%. \quad (21)$$

Даний критерій набуває порогових значень [7]: $MAPE < 10\%$ – висока точність; $MAPE = 10 \div 20\%$ – добра точність; $MAPE = 20 \div 50\%$ – задовільна точність; $MAPE > 10\%$ – незадовільна точність.

Якість прогнозування електроспоживання та перспективу оцінюють не лише за допомогою якості опису точок передісторії (адекватності математичної моделі), а й абсолютної $\Delta_i = |W_i - \bar{W}_i|$ похибки прогнозу електроспоживання.

Визначення латентних зв'язків між показниками енергоефективності було проведено на основі їх значень, отриманих для системи водопостачання КП «Луцькводоканал» [3]. Розрахунки проводилися за допомогою стандартного модуля Factor Analysis, запропонованого пакетом STATISTICA StatSoft, Inc. (2001).

Таблиця 1 – Матриця факторних навантажень [3]

Показники енерго-ефективності	Факторні навантаження, a_{ij}		
	F ₁	F ₂	F ₃
X ₁	0,992	0,002	0,058
X ₂	0,995	0,019	0,014
X ₃	0,879	-0,001	-0,045
X ₄	0,981	-0,01	0,039
X ₅	-0,26	-0,288	0,069
X ₆	-0,069	-0,309	0,708
X ₇	-0,015	0,975	0,015
X ₈	0,135	0,211	0,738
X ₉	0,969	0,015	0,059
Власні значення факторів, λ_j	4,738	2,127	1,063
Вага факторів, %	49,05	22,5	11,5

Факторні навантаження головних компонент [3] дозволяють записати систему лінійних комбінацій, яка дозволяє відтворити значення кожного із показників енергоефективності за відповідними значеннями головних компонент:

$$\begin{aligned}
 Z_1 &= 0,992f_1 + 0,002f_2 + 0,058f_3 \\
 Z_2 &= 0,995f_1 + 0,019f_2 + 0,014f_3 \\
 Z_3 &= 0,879f_1 - 0,001f_2 - 0,045f_3 \\
 Z_4 &= 0,981f_1 - 0,01f_2 + 0,039f_3 \\
 Z_5 &= -0,26f_1 - 0,288f_2 + 0,069f_3 \\
 Z_6 &= -0,069f_1 + 0,309f_2 + 0,708f_3 \\
 Z_7 &= -0,015f_1 + 0,975f_2 + 0,015f_3 \\
 Z_8 &= 0,135f_1 + 0,211f_2 + 0,738f_3 \\
 Z_9 &= 0,969f_1 + 0,015f_2 + 0,059f_3
 \end{aligned}
 \tag{22}$$

Результати дослідження залишків (табл. 2 – верхній правий трикутник) між спостереженими та обчисленими на базі матриці факторних навантажень кореляціями (табл. 2 – нижній лівий трикутник) вказують на незначну кількість залишків, які перевищують 0,1, що підтверджує відповідність компонентної моделі вихідним даним. Діагональ табл. 2 містить спільності для трьох головних компонент.

Можливість побудови рівняння лінійної регресії забезпечує представлення головних компонент через показники енергоефективності:

$$\begin{cases}
 f_1 = \frac{1}{4,738} \cdot (0,992Z_1 + 0,995Z_2 + 0,879Z_3 + 0,981Z_4 - \\
 - 0,26Z_5 - 0,069Z_6 - 0,015Z_7 + 0,135Z_8 + 0,969Z_9); \\
 f_2 = \frac{1}{2,127} \cdot (0,002Z_1 + 0,019Z_2 - 0,001Z_3 - 0,1Z_4 - \\
 - 0,288Z_5 - 0,309Z_6 + 0,975Z_7 + 0,211Z_8 + 0,015Z_9); \\
 f_3 = \frac{1}{1,063} \cdot (0,058Z_1 + 0,014Z_2 - 0,045Z_3 + 0,039Z_4 + \\
 + 0,069Z_5 + 0,708Z_6 + 0,015Z_7 + 0,0738Z_8 - 0,059Z_9).
 \end{cases}
 \tag{23}$$

Таблиця 3 – Результати оцінювання параметрів регресійної моделі

R=0,82; R ² = 0,6724; Adjusted R ² = 0,6548 F (3,56) = 59,52; p<,0000; Std. Error of estimate: 168,86						
60	BETA	St. Err. BETA.	B	St. Err. Of B	t(56)	p-level
	Бета-коєфіцієнти	Стандартна похибка для бета-коєфіцієнтів	Коефіцієнти рівняння регресії	Стандартна похибка для коєфіцієнтів рівняння регресії	Коефіцієнт Стьюдента	Рівень значимості
Вільний член			875,2842	18,75439	46,67089	0,0000
F1	0,0617	0,111	9,3931	1,805	4,49685	0,0062
F2	0,2889	0,124	43,9796	18,905	2,32634	0,00023
F3	0,0486	0,102	21,4065	11,503	1,39177	0,0069

Перевірка значимості рівняння підтверджує F-критерій Фішера-Снедекора: $F = 59,52 > F_{кр(0,05;2;56)} = 3,15$. β -коєфіцієнти відображають ступінь впливу головної компоненти на електроспоживання.

Порівняння отриманих для кожного коєфіцієнта рівняння регресії значень t-критерію Стьюдента з критичним значенням $t_{кр(0,1;56)} = 1,296$ підтверджує значимість коєфіцієнтів регресії.

Для підвищення точності прогнозування необхідно оцінити наскільки знайдена оцінка параметру відрізняється від його справжнього значення. Для

Таблиця 2 – Відновлена кореляційна матриця та залишки

Фактори	Коефіцієнти кореляції								
	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉
X ₁	0,99	0,01	-0,03	0,00	0,03	0,04	0,01	-0,04	0,02
X ₂	0,99	0,99	-0,03	0,00	0,03	0,01	0,01	-0,02	0,01
X ₃	0,87	0,87	0,77	-0,04	0,11	0,01	0,02	0,00	-0,08
X ₄	0,98	0,98	0,86	0,96	0,03	-0,00	0,00	-0,00	0,00
X ₅	-0,25	-0,26	-0,23	-0,25	0,16	-0,01	0,13	-0,08	0,05
X ₆	-0,03	-0,06	-0,09	-0,04	0,16	0,60	0,10	-0,19	0,02
X ₇	-0,01	0,00	-0,02	-0,02	-0,28	-0,29	0,95	-0,11	0,01
X ₈	0,18	0,15	0,08	0,16	-0,05	0,25	0,21	0,61	-0,04
X ₉	0,96	0,96	0,85	0,95	-0,25	-0,03	0,00	0,18	0,94

Побудова моделі здійснювалась за допомогою стандартного модуля Multiple Regression, запропонованого пакетом STATISTICA StatSoft, Inc. (2001). Результати оцінювання параметрів регресійної моделі (табл. 3), отриманої на головних компонентах, свідчать про значимість коєфіцієнтів рівняння лінійної регресії та дозволяють зробити припущення про адекватність моделі в цілому.

цього необхідним є визначення довірчих інтервалів для коєфіцієнтів регресії:

$$B_j - t_{\alpha, n-k-1} \hat{s}_{B_j} \leq B_j \leq B_j + t_{\alpha, n-k-1} \hat{s}_{B_j}, \tag{24}$$

де B_j^* – значення j-го коєфіцієнта регресії в генеральній сукупності; \hat{s}_{B_j} – стандартна похибка для коєфіцієнтів рівняння регресії; $t_{\alpha, \nu}$ – значення t-критерію Стьюдента при рівня значимості α та кількості ступенів свободи $\nu = n - k - 1$.

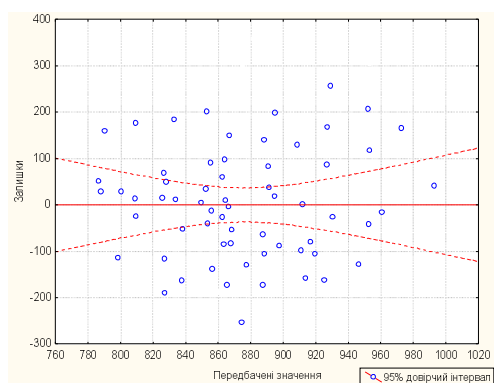
Отже, модель електроспоживання в системі водопостачання, побудована на головних компонентах матиме вигляд:

$$\hat{W} = 875,284 + 9,393f_1 + 43,979f_2 + 21,406f_3. \quad (25)$$

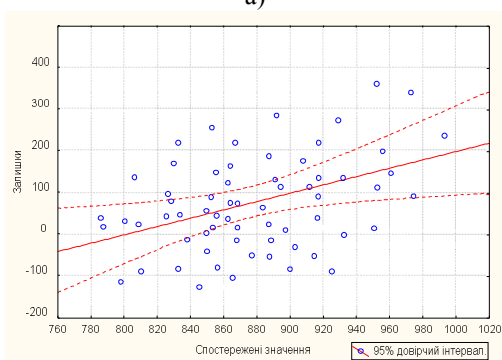
Таблиця 4 – Довірчі інтервали для коефіцієнтів рівняння регресії

Назва коефіцієнту	Значення коефіцієнту рівняння регресії	Стандартна похибка для коефіцієнтів рівняння регресії	Нижня межа	Верхня межа
Вільний член	875,2842	18,754	850,98	899,56
F1	9,3931	1,805	7,054	11,732
F2	43,9796	18,905	19,478	68,48
F3	21,4065	11,503	6,498	36,306

Побудова множинної регресії припускає, що залишкові значення розподілені за нормальним законом розподілу та лінійність функції залежності між незалежними і залежними змінними. Порушення цих припущень зумовлює зміщення коефіцієнтів рівняння регресії. Графічний аналіз передбачених значень з використанням моделі та залишків (рис. 1,а) дозволяє перевірити припущення лінійності між незалежними змінними та електроспоживанням.



а)

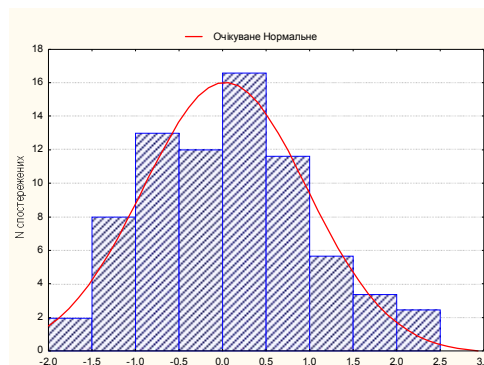


б)

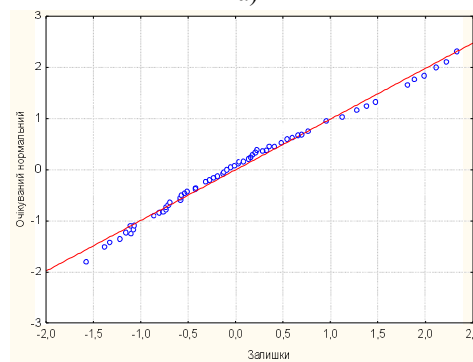
Рисунок 1 – Графік залежності залишків від передбачених (а) та спостережених (б) значень

Достатньо хаотичне розміщення залишкових значень підтверджує припущення про постійність дисперсії для будь-якого спостереження та свідчить про хороші властивості отриманої моделі. Аналіз залежності залишків від спостережених значень змінних (рис. 1,б) не виявило наявності сторонніх груп спостережень у вихідних даних, що вказує на

відсутність характерних кластерів у вихідних даних, які погано передбачають побудованою моделлю. В результаті аналізування графіка залишків на імовірнісному папері (рис. 2,б) не виявлено чітко виражених закономірностей (відхилення від лінії, яка відповідає нормальному закону розподілу, наявність відхилень у формі букви «S») в розподілі залишків.



а)



б)

Рисунок 2 – Гістограма (а) та графік на нормальному імовірнісному папері (б) для залишків

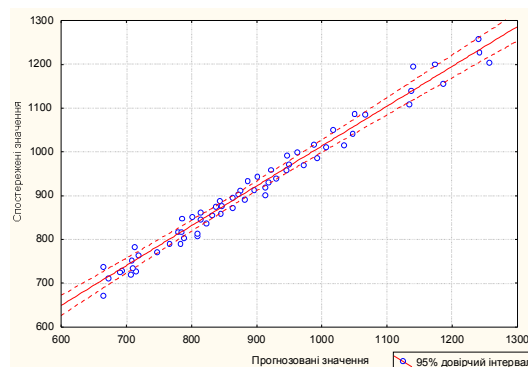


Рисунок 3 – Графік залежності передбачених та спостережених значень

Аналіз залежності передбачених та спостережених значень (рис. 3) вказує на незначний розкид значень відносно прямої лінії, що підтверджує достатньо добру якість прогнозування.

Графічна перевірка адекватності (рис. 1–3) та зведені результати перевірки якості (табл. 5) регресійної моделі, побудованої на головних компонентах підтверджують її достовірність та можливість її

застосування для прогнозування електроспоживання в системі водопостачання.

Таблиця 5 – Результати перевірки якості математичної моделі

Множинний коефіцієнт кореляції R	Множинний коефіцієнт детермінації R^2	Скорегований коефіцієнт детермінації R_k^2	Стандартна похибка SE	Середня похибка апроксимації $MAPE$, %	Розрахунковий коефіцієнт Фішера F_p	Коефіцієнт Фішера F_T
0,82	0,6724	0,6548	168,86	10,89	59,52	3,16

Для перевірки точності розрахунків прогнозних значень (табл. 6) значення показників енергоефективності в жовтні–грудні 2009 року, використані як очікувані величини при прогнозуванні електроспоживання на перспективу (жовтень–грудень 2009 року), а дані про фактичне електроспоживання використані як контрольні величини.

Таблиця 6 – Результати прогнозування

Дата	Електроспоживання, тис. кВт·год		Відносна похибка прогнозу, %
	Фактичне	Прогноз	
жовтень 2009	909,73	889,28	2,23
листопад 2009	932,91	890,186	4,8
грудень 2009	960,14	901,538	6,5

Отримані результати перевірки адекватності моделі (табл. 5) і точності прогнозу (табл. 6) свідчать про достатньо високу якість математичної моделі та точність прогнозування електроспоживання в системі комунального водопостачання підприємства водопровідно-каналізаційного господарства «КП Луцькводоканал».

ВИСНОВКИ. Під час математичного моделювання електроспоживання в складних виробничих системах важливим є не лише виявлення факту наявності взаємозв'язків між показниками енергоефективності, що мають вплив на електроспоживання, але й надання виявленим зв'язкам певного математичного вираження. Побудова лінійних комбінацій

головних компонент та показників енергоефективності, дозволяє не лише оцінити ступінь зв'язку між показниками та латентними факторами, а й дослідити вплив кожного з показників на зміну узагальнюючого фактору та електроспоживання. Це дає можливість спростити процедуру моделювання електроспоживання в складній виробничій системі та отримати з урахуванням доцільної кількості показників енергоефективності адекватну модель електроспоживання, яка не заперечує причинно-наслідкові зв'язки та забезпечує достатню точність прогнозування електроспоживання в виробничій системі.

Автори висловлюють подяку дирекції та інженерно-технічному персоналу КП «Луцькводоканал» за сприяння у проведенні досліджень та надання необхідної інформації для отримання вихідних даних щодо показників енергоефективності та електроспоживання в системі водопостачання.

ЛІТЕРАТУРА

1. Розен В.П. Прогнозування електроспоживання підприємств комунального водопостачання на основі причинно-наслідкових зв'язків // Промислова електроенергетика та електротехніка “Промелектро”. – 2009. – № 5. – С. 45–50.
2. Розен В.П., Давиденко Л.В., Давиденко В.А. Формування інформаційного поля для оцінювання рівня енергоефективності систем комунального водопостачання // Вісник Кременчуцького державного університету імені Михайла Остроградського. – 2010. – Вип. 4/ 2010 (63), част. 1. – С. 50–53.
3. Давиденко Л.В., Давиденко В.А. Виявлення прихованих взаємозв'язків у вихідній сукупності показників енергоефективності складних виробничих систем // Вісник Кременчуцького національного університету імені Михайла Остроградського. – 2013. – Вип. 3/ 2013 (80). – С. 44–49.
4. Харман Г. Современный факторный анализ. – М.: Статистика, 1972. – 487 с.
5. Тихонов Э.Е. Методы прогнозирования в условиях рынка. – Невинномысск, 2006. – 260 с.
6. Львовский Е.Н. Статистические методы построения эмпирических формул. – М.: Высшая школа, 1982. – 239 с.
7. Сошникова Л.А. Многомерный статистический анализ в экономике / Под ред. В.Н. Тамашевича – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.

SIMULATION OF POWER CONSUMPTION OF THE COMPLEX INDUSTRIAL SYSTEMS WITH A VIEW OF THE LATENT INTERRELATIONS BETWEEN THE ENERGY EFFICIENCY INDICATORS AGGREGATED

L. Davydenko, V. Davydenko

Lutsk National Technical University

vul. Lvivska 75, Lutsk, 43018, Ukraine. E-mail: V.A.Davydenko@mail.ru; L.Davydenko@mail.ru

The authors have investigated the necessity to account the causal relationships during the modeling of power consumption in complex production systems. It is proposed the two-stage design procedure for a mathematical model of power consumption, which is based on the methodology of modeling of the latent variables and does not deny existing causal relationships. The first stage provides the creation of the mathematical display of dependencies between the latent factors and energy efficiency indicators, and the conformity check of the mathematical dependencies obtained with source data. The second stage realizes a design procedure of a mathematical model of power consumption as the equa-

tion of regression on the principal components, which reflects the latent factors and verifies its adequacy. With the help of the proposed procedure it was simulated the power consumption in the municipal water supply system. In particular, mathematical dependencies for the preliminarily detected latent factors, the equation of regression on the principal components were constructed, with their adequacy and accuracy in power consumption predicting tested.

Key words: latent factors, principal components, the adequacy of mathematical models.

REFERENCES

1. Rosen, V.P., Davydenko, L.V., and Davydenko, V.A. (2009), "Forecasting of electricity consumption of the municipal water supply system based on causal relationships", *Promyslova elektroenergetyka i elektrotehnika "Promelektro"*, no. 5, pp. 45–50.
2. Rosen, V.P., Davydenko, L.V., and Davydenko, V.A. (2010), "Formation of the information field for the evaluation of energy efficiency systems of municipal water", *Transactions of Kremenchuk Mykhailo Ostrohradskyi National University*, vol. 4, no. 63, part 1, pp. 50–53.
3. Davydenko, L.V., and Davydenko V.A. (2013), "The hidden linkages of identify in the original set of energy efficiency indicators of complex manufacturing systems", *Transactions of Kremenchuk Mykhailo Ostrohradskyi National University*, vol. 3, no. 80, part 1, pp. 44–49.
4. Harman, G. (1972), *Sovremennyj factoryj analiz* [Modern factor analysis], Statistika, Moscow, Russia.
5. Tikhonov, E. (2006), *Metody prognozirovaniya v usloviakh rynka* [Forecasting methods in market conditions], Nevinnomissk, Russia.
6. Lvovskiy, E. (1982), *Statisticheskiye metody postroyeniya empiricheskikh formul* [Statistical methods for constructing empirical formulas], Vysshaya shkola, Moscow, Russia.
7. Soshnikov, L.A., Tamashevich, V.N., Uebe, G., and Schafer, M. (1999), *Mnogomernyy statisticheskuy analiz v ekonomike* [Multivariate statistical analysis in economics], ed. by Tamashevich, V.N., UNITY-DANA, Moscow, Russia.

Стаття надійшла 09.03.2014.