

УДК 621.31:519.216

ВИЯВЛЕННЯ ПРИХОВАНИХ ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКІВ У ВИХІДНІЙ СУКУПНОСТІ ПОКАЗНИКІВ ЕНЕРГОЕФЕКТИВНОСТІ СКЛАДНИХ ВИРОБНИЧИХ СИСТЕМ**Л. В. Давиденко, В. А. Давиденко**

Луцький національний технічний університет

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

Обґрунтовано поняття енергоефективності як латентної характеристики стану та особливостей функціонування виробничої системи та її структурних елементів, що описується сукупністю показників енергоефективності. Запропоновано двоетапну процедуру виявлення прихованих зв'язків між вихідними показниками, яка спирається на методологію моделювання латентних змінних. Перший етап передбачає перевірку значимості вихідної інформації, отриманої на основі вибірки з генеральної сукупності показників енергоефективності, та доцільності використання факторного аналізування для опису можливих латентних взаємозв'язків між вихідними показниками. На другому етапі виконується аналізування структури залежностей у вихідній сукупності показників та визначення мінімальної кількості незалежних латентних змінних для їх узагальнення. На основі запропонованої процедури досліджено сукупність показників енергоефективності системи водопостачання, визначено кількість латентних факторів енергоефективності та виконано їх інтерпретацію.

Ключові слова: показники енергоефективності, латентні фактори, факторний аналіз.

ВЫЯВЛЕНИЕ СКРЫТЫХ ВЗАИМОСВЯЗЕЙ В ИСХОДНОЙ СОВОКУПНОСТИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЭНЕРГОЭФФЕКТИВНОСТИ СЛОЖНЫХ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ СИСТЕМ**Л. В. Давыденко, В. А. Давыденко**

Луцкий национальный технический университет

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

Обосновано понятие энергоэффективности как латентной характеристики состояния и функционирования производственной системы и ее структурных элементов, которая описывается множеством показателей энергоэффективности. Предложена двухэтапная процедура выявления скрытых связей между исходными показателями, которая базируется на методологии моделирования латентных переменных. Первый этап предусматривает проверку значимости исходной информации, полученной как выборка из генеральной совокупности показателей энергоэффективности, и возможности использования факторного анализа для описания взаимосвязей между исходными показателями. На втором этапе выполняется анализ структуры зависимостей в исходной совокупности показателей и определения количества независимых латентных переменных для их обобщения. На основе предложенной процедуры исследована совокупность показателей энергоэффективности системы водоснабжения, определено количество латентных факторов энергоэффективности и выполнена их интерпретация, латентные факторы, факторный анализ.

АКТУАЛЬНІСТЬ РОБОТИ. Загальносвітова тенденція до раціонального енерговикористання обумовлює перспективність задач енергозбереження та підвищення рівня енергоефективності, вирішення яких впливає на собівартість продукції та її конкурентоспроможність. Аналіз функціонування промислового підприємства як складної виробничої системи вимагає всебічного вивчення діяльності його виробничих об'єктів, оцінювання ефективності їх функціонування та ефективності енерговикористання. Аналізування енергоефективності повинне враховувати всі взаємозв'язки, що забезпечують функціонування виробничої системи [1]. Оцінювання рівня ефективності енерговикористання перетворюється на окрему сферу аналітичної роботи, результати якої є інформаційною базою для прийняття управлінських рішень щодо підвищення ефективності функціонування підприємства, планування його енергозберігаючої політики, визначення шляхів підвищення рівня енергоефективності, планування енерговикористання та дієвого управління ним з метою зниження об'ємів споживання енергоресурсів, виходячи із умов безаварійного функціонування і можливостей зменшення оплати за енергоресурси для підвищення ефективності діяльності підприємства.

Моніторинг енергоефективності вимагає використання багаторівневої системи показників [2], яка б забезпечувала можливість аналізування ефективності енерговикористання на різних ієрархічних рівнях виробничої системи; кількісної оцінки параметрів стану та вихідних умов функціонування; розкриття закономірностей використання енергії; контролювання енергоспоживання та дотримання оптимальних параметрів технологічного процесу; була основою для прогнозування електроспоживання [3]. Врахування за можливості максимальної кількості факторів (а також показників, що їх визначають), що впливають на результат, є важливим моментом достовірності отриманих висновків. Поряд із тим існує небезпека дублювання окремих показників енергоефективності, близьких за змістом, виникнення прихованих взаємозв'язків між ними, що зумовлює спотворення результатів моделювання енерговикористання та розв'язку поставлених задач.

Метою роботи є підвищення інформативності показників ефективності енерговикористання в складних виробничих системах на основі реалізації процедури виявлення можливих латентних зв'язків між вихідними ознаками інформаційного поля.

МАТЕРІАЛ І РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕНЬ.

Енергоефективність слід вважати латентною характеристикою (від лат. *latent* – прихований) у тому розумінні, що вона не може бути виміряна за допомогою будь-якого єдиного показника, який би з певною мірою достовірності дозволив розкрити її властивості. Її необхідно розглядати як приховану характеристику стану і особливостей функціонування всієї виробничої системи та її структурних елементів. Отже, рівень енергоефективності також є латентним показником, що не має прямого вимірювання, не спостерігається безпосередньо. Його слід розглядати як сукупність значної кількості інших показників ефективності енерговикористання.

Таким чином, оцінювання рівня ефективності енерговикористання як латентного показника є складною багатфакторною задачею, яка вимагає врахування всіх аспектів ефективності функціонування складної виробничої системи як суб'єкта господарювання, яким є кожне підприємство. Незалежними латентними змінними при цьому виступатимуть фактори енергоефективності, кожен з яких відображається через відповідні показники ефективності енерговикористання - доступних для спостереження та вимірювання характеристик (ознак) об'єкту дослідження, що утворюють інформаційне поле та мають факторну приналежність [2].

При дослідженні багатовимірних об'єктів важливим є одержання всебічного й компактного їхнього опису. Крім того, необхідно визначити наскільки суттєвими є знайдені ознаки об'єкта. В інформаційному плані деякі ознаки певною мірою дублюють одна одну і в одержаній інформації виникають надлишки. За корельованими ознаками стоїть певний прихований фактор, який явно не спостерігається, але впливає на подібність одержаних оцінок. Фактор слід розглядати як загальну ознаку більш високого порядку, ніж окремі показники. Виділення такого фактора дає можливість виявити зв'язки між початковими ознаками, які не були очевидними. Проте, кожен фактор визначається групою взаємозв'язаних ознак із первинної сукупності, які визначатимуть змістовну інтерпретацію даного фактора.

Виявлення зв'язків між показниками енергоефективності та латентними змінними і дослідження їх структури вимагає використання відповідних статистичних методів. Практичне виявлення прихованих взаємозв'язків в сукупності показників енергоефективності є можливим завдяки використанню статистичної методології моделювання латентних змінних (*latent variable modeling – LVM*), що ґрунтується на концептуальному означенні латентної змінної як такої, що знаходить своє відображення через інші ознаки, які спостерігаються. Виявлення зв'язків між змінними та латентними ознаками забезпечує визначення останніх, а оцінка коефіцієнтів зв'язків між латентними змінними дозволяє визначити істотні фактори. При цьому необхідною є побудова спеціальної моделі, що спирається на використання відповідних статистичних методів.

Факторний аналіз передбачає, що ознаки, які спостерігаються, є лінійними комбінаціями прихованих факторів. Вважається, що взаємозв'язки між вимірюваними ознаками лінійні. Кількісно міра лінійного зв'язку між будь-якими двома ознаками оцінюється за допомогою коваріації або за допомогою коефіцієнта лінійної парної кореляції Пірсона. Факторний аналіз передбачає дослідження внутрішньої структури матриці кореляцій показників енергоефективності та забезпечує можливість «стиснення» інформативного простору при умові взаємної корельованості вихідних змінних. При цьому структура зв'язків між змінними, що аналізуються, пояснюється їх залежністю від певних загальних факторів, які не вимірюються безпосередньо.

Вихідна інформація представляється у вигляді матриці як реалізації k – мірного випадкового вектору при n спостереженнях [4]:

$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & \dots & x_{1j} & \dots & x_{1k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{i1} & \dots & x_{ij} & \dots & x_{ik} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & \dots & x_{nj} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix}. \quad (1)$$

де k – кількість показників енергоефективності; n – кількість спостережень; x_{ij} – значення j -го показника для i -го спостереження ($i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, k$).

Використання факторного аналізування є результативним за умови, коли всі компоненти вихідної матриці X мають загальний фізичний зміст і виміряні в одних і тих же одиницях. В іншому випадку, результати дослідження будуть істотно залежати від вибору масштабу та природи одиниць вимірювання. Тому, вихідні значення інформаційних показників енергоефективності за допомогою процедури нормуючого перетворення необхідно перевести до безрозмірних ознак z_{ij} :

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}, \quad (2)$$

де \bar{x}_j – середнє спостережених значень x_{ij} j -го показника енергоефективності:

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}, \quad (3)$$

s_j – середнє квадратичне відхилення:

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}. \quad (4)$$

Результати спостережень, таким чином, можуть бути представлені у формі:

$$Z_{[n,k]} = \|z_{ij}\|_n^k \quad (5)$$

Властивості даного випадкового вектору з достатньою точністю описуються вектором математичних сподівань [5]:

$$\bar{Z} = (\bar{z}_1, \dots, \bar{z}_k) \quad (6)$$

та кореляційною матрицею:

$$K_{[k]} = \|k_{ij}\|_k \quad (7)$$

або матрицею коефіцієнтів кореляцій:

$$R_{[k]} = \|r_{ij}\|_k = \left\| \frac{k_{ij}}{s_i \cdot s_j} \right\|_k \quad (8)$$

Доцільність виконання факторного аналізу визначається наявністю кореляцій між показниками енергоефективності в генеральній сукупності. Показники, що тісно корелюють між собою, повинні також тісно корелювати з одним і тим же фактором або факторами. На експериментальні значення ознак впливають різні причини, тому отримана кореляційна матриця буде відрізнятися від відповідної матриці, зумовленої факторною структурою генеральної сукупності. На практиці неможливо одержати точну структуру факторної моделі, а лише знайти оцінки параметрів факторної структури, використовуючи певні критерії. Коректний розв'язок задач передбачає підтвердження значимості вихідної матриці парних кореляцій (коваріацій) та адекватності вибірки.

За допомогою критерію сферичності Бартлетта перевіряється нульова гіпотеза про відсутність кореляцій між відібраними показниками в генеральній сукупності. Перевірка на базі критерію сферичності базується на перетворенні детермінанту кореляційної матриці в статистику χ^2 . Перевірка значимості кореляційної матриці здійснюється за допомогою критерію Бартлетта-Уїлкса [4, 5]:

$$\chi^2 = - \left[n - \frac{1}{6}(2k + 5) \right] \ln(\det R_{[k]}) \quad (9)$$

де n – об'єм вибірки (кількість спостережень); k – кількість елементарних ознак (показників енергоефективності); $\det R_{[k]}$ – детермінант матриці $R_{[k]}$.

Якщо $\chi^2 > \chi_{\alpha p}^2(p, \nu)$ (ν – число ступенів свободи $\nu = \frac{k(k-1)}{2}$; p – рівень значимості), то нульову гіпотезу відхиляють, що підтверджує значимість матриці коефіцієнтів кореляцій.

Критерій адекватності вибірки Кайзера-Мейера-Олкина дає змогу перевірити, наскільки кореляцію між парами показників енергоефективності можна пояснити іншими факторами. При цьому, порівнюють значення спостережених коефіцієнтів кореляцій із значеннями часткових коефіцієнтів кореляції [4]:

$$MSA = \frac{\sum_{i \neq j} r_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} q_{ij}^2}, \quad (10)$$

де $\sum_{i \neq j} r_{ij}^2$ – сума квадратів елементів матриці коефіцієнтів кореляції (без головної діагоналі); $\sum_{i \neq j} q_{ij}^2$ – сума квадратів часткових коефіцієнтів кореляції.

Часткові коефіцієнти кореляції оцінюють взаємозв'язки між i -м та j -м показником енергоефективності при фіксованих значеннях всіх інших показників. Якщо кореляція між двома показниками при фіксуванні інших зменшується, то це означає, що їхній взаємозв'язок виникає частково через вплив цих показників; якщо ж часткова кореляція є більшою за початкову кореляцію, то це означає, що інші показники енергоефективності послаблювали зв'язок.

Критичні значення критерію MSA по Кайзеру:

- однозначна адекватність вибірки: $MSA > 0,9$;
- висока адекватність вибірки: $MSA > 0,8$;
- прийнятна адекватність вибірки: $MSA > 0,7$;
- задовільна адекватність вибірки: $MSA > 0,6$;
- низька адекватність вибірки: $MSA > 0,5$;
- $MSA \leq 0,5$ – неможливе застосування факторного аналізування.

Низькі значення критерію MSA (до 0,5) вказують на недоцільність використання факторного аналізу, оскільки кореляцію між парами показників не можна пояснити іншими змінними.

Наступним етапом є визначення мінімальної кількості незалежних спільних факторів, які оптимально відтворюють кореляцію між ознаками, та побудова матриці факторних навантажень. З цією метою здійснюється факторизація кореляційної матриці одним з відомих методів: головних компонент, головних факторів, головних остач тощо, які використовують різні критерії найкращої відповідності, але дотримуються приблизно однакової стратегії для оцінки гіпотези про мінімальну кількість факторів.

Метод головних компонент є одним із методів аналізування структури залежностей, який дозволяє узагальнити значення елементарних ознак, виявити достатню кількість латентних факторів і при цьому не вимагає попереднього вибору груп показників. Метод полягає у виявленні таких лінійних комбінацій k головних компонент f_1, f_2, \dots, f_k показників енергоефективності x_1, x_2, \dots, x_k , які пояснюють всю дисперсію і кореляції вихідних показників і є некорельованими. Компоненти будують в порядку зменшення частки сумарної дисперсії вихідних ознак, яку вони пояснюють. При цьому припускають: чим вища дисперсія вздовж деякої осі, тим більше інформації містять значення проєкцій на цю вісь. Необхідно віднайти вісь з максимальною дисперсією, яку можна розглядати як «ординаційну», що визначить першу головну компоненту. Пошук системи взаємно перпендикулярних осей зводиться до послідовної процедури: відшукується перший фактор, який пояснює найбільшу частину дисперсії, потім незалежний від нього другий фактор, який пояснює найбільшу частину дисперсії, що залишилася, і т. д.

Аналіз головних компонент зводиться до знаходження лінійного ортогонального перетворення k ознак для отримання сукупності k некорельованих нормованих змінних f_i , дисперсії, яких би володіли властивістю [4]:

$$\sigma^2(\bar{f}_1) \geq \sigma^2(\bar{f}_2) \geq \dots \geq \sigma^2(\bar{f}_k), \quad (11)$$

Матриця ортогонального перетворення, побудована з ортонормованих вектор-стовпців головних компонент в порядку зменшення власних значень:

$$A_{[k]} = \left\| a_{ij} \right\|_k = \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1j} & \dots & a_{1k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{r1} & \dots & a_{rj} & \dots & a_{rk} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n1} & \dots & a_{nj} & \dots & a_{nk} \end{pmatrix} \quad (12)$$

дозволяє перейти від матриці елементарних ознак Z (утвореної шляхом нормування вихідних значень показників) до матриці головних компонент F :

$$\bar{F}_{(k)} = \bar{Z}_{(k)} A_{[k]}, \quad (13)$$

де $\bar{F}_{(k)} = \langle \bar{f}_i \rangle_k = \langle \bar{f}_1, \bar{f}_2, \dots, \bar{f}_k \rangle$ – вектор головних компонент; $\bar{Z}_{(k)} = \langle \bar{z}_i \rangle_k = \langle \bar{z}_1, \bar{z}_2, \dots, \bar{z}_k \rangle$ – нормований вектор результатів спостережень, що відповідає перетворенню вихідної кореляційної матриці до виду:

$$F_{[k]}^T F_{[k]} = \begin{pmatrix} \sigma^2(\bar{f}_1) & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2(\bar{f}_2) & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma^2(\bar{f}_k) \end{pmatrix}, \quad (14)$$

для якої:

$$\sum_{i=1}^k \sigma^2(\bar{f}_i) = \sum_{j=1}^k \sigma^2(\bar{z}_j) = \sigma_{заг}^2. \quad (15)$$

Початково закладена у вихідних ознаках дисперсія не змінюється при переході до нових компонент, а перерозподіляється. Для забезпечення однозначності вводиться умова нормування матриці A :

$$A_{[k]}^T A_{[k]} = 1 \quad (16)$$

Кореляційна матриця проєкцій даних після нормування є одиничною, проєкції на будь-які два ортогональних напрямки стають незалежними величинами, а будь-який ортонормований базис стає базисом головних компонент.

За допомогою функції Лагранжа дисперсія випадкового вектору головних компонент може бути представлена через вектор характеристичних коренів кореляційної матриці:

$$D(\bar{F}_{(k)}) = D[\bar{z}_{(k)} A_{[k]}] = A_{[k]}^T D[\bar{z}_{(k)}] A_{[k]} = A_{[k]}^T K_{[k]} A_{[k]} = \bar{\lambda}_{[k]}, \quad (17)$$

При чому, $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_k$.

Таким чином, максимізації дисперсії відповідає найбільший характеристичний корінь кореляційної матриці $K_{[k]}$. Тоді, перша головна компонента:

$$f_1 = z_{(k)} A_1, \quad (18)$$

де A_1 – власний вектор значень першої головної компоненти, що відповідає характеристичному кореню λ_1 .

За допомогою перетворення Кархунена–Лоева відображення з простору вихідних показників енергоефективності на k головних компонент (з урахуванням нормування на одиничну вибірку дисперсію по осях) представляється матрицею:

$$R = \left\{ \frac{A_1}{\sqrt{\lambda_1}}, \frac{A_2}{\sqrt{\lambda_2}}, \dots, \frac{A_k}{\sqrt{\lambda_k}} \right\}^T, \quad (19)$$

де A_i – вектор-стовпці власних значень головних компонент.

Після перетворення більша частина варіації вихідних показників енергоефективності буде зосереджена в перших координатах. Сумарна дисперсія елементарних ознак розкладається за головними компонентами так, що перші q компонент пояснюють майже всю дисперсію. Для вибору кількості виділених латентних факторів використовуються правила, сформульовані в термінах власних чисел [4]:

- залишити ті головних компонент, які пояснюють заданий процент загальної дисперсії. Їх кількість визначають, виключивши з розгляду компоненти, які враховують менше 5 % сумарної дисперсії;
- скрі-критерій (критерій «кам'янистого осипу» Кеттелла): за графіком власних значень головних компонент виявити точку «перелому» – переходу від різкого до плавного зменшення власних значень із ростом номеру компоненти та залишити компоненти з власними значеннями до точки «перелому»;
- правило Кайзера (Kaiser's rule): значимими є компоненти, для яких власні значення (за умови нормування на одиничну вибірку дисперсію по осях) перевищують 1. Всі інші визнаються не значимими і їх врахування є небажаним з точки зору інтерпретації отриманих результатів.

Перевірка припущення про достатню кількість виділених головних компонент виконується за критерієм χ^2 , обчисленим за формулою Бартлетта:

$$\chi^2 = - \left[n - \frac{1}{6} (2k + 5) - \frac{2}{3} q \right] \times \times \ln \left(\frac{(\det R_{[k]})}{\lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdot \dots \cdot \lambda_q \left(\frac{q - \lambda_1 - \lambda_2 - \dots - \lambda_q}{k - q} \right)^{k-q}} \right), \quad (20)$$

де k – кількість інформативних показників енергоефективності; q – кількість головних компонент.

Якщо $\chi^2 < \chi_{кр(p,v)}^2$ (p – рівень значимості; v – число ступенів свободи $v = \frac{1}{2} ((k - q)^2 - k - q - 1)$), то приймається гіпотеза про те, що q головних компонент в достатньому об'ємі описують дисперсію k елементарних ознак. Прийняття нульової гіпотези означає, що перехід до головних компонент рівнозначний впорядкуванню вихідних ознак в порядку зменшення їх дисперсій. $\chi^2 > \chi_{кр(p,v)}^2$ свідчить про необхідність збільшення кількості компонент.

Для покращення інтерпретації загальних факторів доцільним є обертання факторного простору. Типові стратегії обертання факторного простору забезпечують максимально можливу концентрацію дисперсії вихідних даних в координатних осях виділених факторів. Ортогональне перетворення випадкового вектору зберігає інваріантність узагальненої дисперсії та суми дисперсій компонент.

Визначення латентних зв'язків між показниками енергоефективності було проведено на основі їх значень, отриманих для системи водопостачання КП «Луцькводоканал» як складної ієрархічної виробничої системи [1]. До розгляду було прийнято показники [2]: X_1 – величина об'єму піднятої води НС I-го підйому; X_2 – об'єм води, поданої в мережу НС II-го підйому; X_3 – втрати води в мережі; X_4 – коефіцієнт ефективності використання продуктивності НА; X_5 – середній тиск в мережі; X_6 – витрати води на техно-

логічні потреби; X_7 – коефіцієнт ефективності використання потужності приводу НА; X_8 – комунально-побутові потреби; X_9 – об'єм очищеної води.

Розрахунки проводилися за допомогою стандартного модуля Factor Analysis, запропонованого пакетом STATISTICA StatSoft, Inc. (2001).

Кореляційна матриця відображає тісноту зв'язку між відібраними показниками енергоефективності (табл. 1).

Таблиця 1 – Кореляційна матриця

Фактори	Коефіцієнти кореляції								
	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9
X_1	1,0000	0,9983	0,8423	0,9771	-0,2234	0,0083	0,0024	0,1341	0,9804
X_2	0,9983	1,0000	0,8460	0,9782	-0,2314	-0,0497	0,0127	0,1269	0,9796
X_3	0,8423	0,8460	1,0000	0,8225	-0,1205	-0,0786	0,0038	0,0856	0,7703
X_4	0,9771	0,9782	0,8225	1,0000	-0,2193	-0,0413	-0,0201	0,1564	0,9547
X_5	-0,2234	-0,2314	-0,1205	-0,2193	1,0000	0,1477	-0,1449	-0,1229	-0,2053
X_6	0,0083	-0,0497	-0,0786	-0,0413	0,1477	1,0000	-0,1863	0,0595	-0,0065
X_7	0,0024	0,0127	0,0038	-0,0201	-0,1449	-0,1863	1,0000	0,0996	0,0149
X_8	0,1341	0,1269	0,0856	0,1564	-0,1229	0,0595	0,0996	1,0000	0,1390
X_9	0,9804	0,9796	0,7703	0,9547	-0,2053	-0,0065	0,0149	0,1390	1,0000

Результати перевірки нульової гіпотези про відсутність кореляцій між відібраними показниками енергоефективності в генеральній сукупності за критерієм сферичності Бартлетта $\chi^2 = 1284,62 > \chi^2_{кр(0,01;45)} = 69,957$ [6], дозволяють зробити висновок про значимість матриці кореляцій.

Критерій Кайзера-Мейера-Олкина $MSA = 0,71 > 0,5$ підтверджує адекватність вибірки, що вказує на доцільність використання факторного аналізу.

Таблиця 2 – Власні значення компонент

X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9
4,75	2,125	1,053	0,985	0,774	0,263	0,039	0,011	0,00

Скрі-критерій (scree test criterion) або критерій «кам'янистого осипу» Кеттелла (рис. 1) вказує на доцільність формування трьох головних компонент.

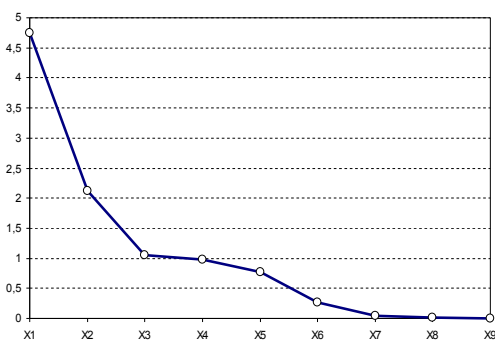


Рисунок 1 – Графік власних значень компонент – показників ефективності

Це ж підтверджує правило Кайзера: власні значення перших трьох компонент є більшими за 1.

Перевірка припущення про достатню кількість виділених головних компонент виконується за критерієм Бартлетта $\chi^2 = 1114,59 > \chi^2_{кр(0,01;35)} = 57,342$ підтверджує гіпотезу про те, що $q = 3$ головних компонент в достатньому об'ємі описують дисперсію $k = 9$ елементарних ознак.

Формування головних компонент полягає в аналізованні матриці кореляційних моментів та обчислення власних чисел та власних векторів (табл. 3).

Таблиця 3 – Матриця факторних навантажень (без обертання факторного простору)

Показники енергоефективності	Факторні навантаження, a_{ij}		
	F_1	F_2	F_3
X_1	-0,992	0,043	-0,013
X_2	-0,994	0,024	0,029
X_3	-0,875	0,036	0,084
X_4	-0,98	0,053	0,005
X_5	0,269	0,281	-0,064
X_6	0,052	0,345	-0,693
X_7	-0,029	-0,973	-0,068
X_8	-0,175	-0,164	-0,742
X_9	-0,97	0,029	-0,016
Власні значення факторів, λ_j	4,75	2,125	1,053
Вага факторів, %	48,8	22,25	11,35

Сформовані три головні компоненти описують 82,4 % загальної дисперсії.

Для покращення інтерпретації загальних факторів виконано обертання факторного простору методом «квартімакс» (табл. 4).

Показники енергоефективності, що пояснюють першу головну компоненту (49,05 % від загальної дисперсії), відображають технологічний процес: величина об'єму піднятої води НС I-го підйому; об'єм води, поданої в мережу НС II-го підйому; втрати води в мережі; коефіцієнт ефективності використання продуктивності НА; об'єм очищеної води. Тому, F_1 – «технологічна» компонента.

Показники енергоефективності, що пояснюють другу головну компоненту (22,5 % від загальної дисперсії), певним чином характеризують технічний бік процесу водопостачання: коефіцієнт ефективності використання потужності приводу насосних агрегатів. Отже, F_2 – «технічна» компонента.

Таблиця 4 – Матриця факторних навантажень (обертання методом «квартімакс»)

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

Показники енергоефективності, що пояснюють третю головну компоненту (11,5 % від загальної дисперсії), характеризують витрати води на власні потреби підприємства: витрати води на технологічні потреби; комунально-побутові потреби. Тому, F₃ – компонента «власних потреб».

ВИСНОВКИ. Виявлення зв'язків між показниками енергоефективності вихідної сукупності та латентними ознаками не лише забезпечує можливість визначення останніх, а й дозволяє визначити істотні фактори енергоефективності, які є некорельованими між собою, що зменшує імовірність появи похибки в процедурі прогнозування через врахування в моделі взаємодіючих показників енергоефективності.

Отримана інтерпретація латентних факторів енергоефективності за своєю структурою є властивою для будь-якої виробничої системи, що підтверджує

можливість використання описаної процедури для виявлення прихованих взаємозв'язків у будь-якій вихідній сукупності показників енергоефективності не залежно від призначення самої системи.

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.

ЛІТЕРАТУРА

1. Розен В.П., Давиденко Л.В., Давиденко В.А. Комплексний підхід до задачі енергозбереження та оцінювання рівня енергоефективності водопостачального підприємства як складної системи // Відновлювальна енергетика. – 2010. – № 1 (20). – С. 65–70.
2. Розен В.П., Давиденко Л.В., Давиденко В.А. Формування інформаційного поля для оцінювання рівня енергоефективності систем комунального водопостачання // Вісник КДУ ім. М. Остроградського. – Кременчук: КДУ, 2010. – Вип. № 4/ 2010 (63), част. 1. – С. 50–53.
3. Давиденко В.А. Прогнозування електроспоживання в системах подачі та розподілу води // Вісник ХНТУСГ: Проблеми енергозабезпечення та енергозбереження в АПК України. – Харків: ХНТУСГ, 2009. – Вип. 86. – С. 94–96.
4. Сошникова Л.А., Тамашевич В.Н., Г Уэбе, М. Шефер Многомерный статистический анализ в экономике / Под ред. В.Н. Тамашевича – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.
5. Иберла К. Факторный анализ. – М.: Статистика, 1980. – 398 с.
6. Таблицы математической статистики / С.Н. Большев, Н.В. Смирнов. – М.: Наука, 1983. – 416 с.

THE HIDDEN LINKAGES OF IDENTIFY IN THE ORIGINAL SET OF ENERGY EFFICIENCY INDICATORS OF COMPLEX MANUFACTURING SYSTEMS

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

Concept of energy efficiency was substantiated by the authors as a latent condition and function characteristics of the production system and its structural elements, which is described by a set of appropriate indicators of energy efficiency. A two-step procedure of detection of hidden relationships between initial parameters that is based on the modeling methodology of latent variables is offered. The initial information is a sample from the general set of energy efficiency indicators. The first phase involves testing of significance of the initial information and the possibility of use of a factor analysis to describe the relationships between initial parameters. In the second phase the analysis of structure dependencies in the initial set of performance indicators is performed and the number of independent latent variables for the generalization is determined. With the proposed procedure it was analyzed a set of the energy efficiency indicators of a water supply system, the number of latent factors of energy efficiency was determined and their interpretation was made.

Key words: energy efficiency, latent factors, factor analysis.

REFERENCES

1. Rosen, V.P., Davydenko, L.V. and Davydenko V.A. (2010), «An integrated approach to the problem of energy conservation and evaluation of energy efficiency of water supply companies as a complex system», *Vidnovlyuvai'na energetyka*, no.1 (20), pp. 65–70.
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 State University*, vol. 4, no. 63, part 1, pp. 50–53.
3. Davydenko, V.A. (2009), «Forecasting electricity consumption in the supply system and water distribution», *Visnyk KhNTUSG: Problemy energozabezpechennia ta energozberejennia v APK Ukrainy*, vol. 86, pp. 94–96.
4. Soshnikov, L.A., Tamashевич, V.N., Uebe, G. and Schafer, M. (1999) *Mnogomernyy statisticheskuy analiz v ekonomike* [Multivariate statistical analysis in economics] / Ed. Tamashевич, V.N., UNITY-DANA, Moscow, Russia.
5. Iberla K. (1980) *Factornyy analiz* [Factor analysis], Statistika, Moscow, Russia.
6. Bol'shev, S.N. and Smirnov, N.V. (1983) *Tablitsy matematicheskoy statistiki* [Tables of Mathematical Statistics], Nauka, Moscow, Russia.

Стаття надійшла 25.04.2013.