

**ПІДВИЩЕННЯ ТОЧНОСТІ УНОРМУВАННЯ ПИТОМИХ ВИТРАТ ЕНЕРГІЇ
ВУГІЛЬНОЮ ШАХТОЮ**

Мета статті – визначення і співставлення показників точності прогнозу унормованих значень питомого енергоспоживання в процесі контролю енергоємності вуглевидобутку при використанні відомого і нового способів поновлення регресійної моделі.

Методика дослідження – аналіз та співставлення показників точності розрахунку унормованих значень питомого енергоспоживання вугільної шахти при застосуванні відомого і нового способів поновлення регресійної моделі.

Результати дослідження. Визначено недолік відомого підходу до поновлення регресійної моделі. Він полягає у тому, що дані, які використовують для побудови регресійної залежності, не перевіряють на однорідність, і це може привести до зниження точності прогнозу при визначенні унормованих значень енергоспоживання. Співставлення показників точності ретроспективного точкового прогнозу унормованих значень щоденного електроспоживання вугільної шахти при використанні відомого і нового способів поновлення регресійної моделі свідчать про те, що в розглянутому періоді контролю середні значення похибки прогнозу в новому варіанті поновлення моделі нижчі аналогічних значень для відомого варіанту, а відносне значення зниження похибки склало 15%. Таким чином, в розглянутій ситуації підтверджена доцільність застосування нового способу поновлення регресійної моделі. Запропоноване обмеження кількості експериментальних даних приєднаної вибірки супроводжується збільшенням значення показника F – розподілу, що зменшує можливості отримання об'єднаної вибірки з неоднорідними даними, визначеної методом Г. Чоу. Це зменшує можливість зміни структури регресійної моделі, зумовленої неоднорідністю даних, що спрощує процедуру формування унормованих значень електроспоживання.

Наукова новизна. Вперше виконано співставлення показників точності ретроспективного точкового прогнозу унормованих значень щоденного електроспоживання вугільної шахти при використанні відомого і нового способів поновлення регресійної моделі. Доведено, що в розглянутому періоді контролю середні значення похибки прогнозу в новому варіанті поновлення моделі нижчі аналогічних значень для відомого варіанту.

Практичне значення. Підтверджена доцільність застосування нового способу поновлення регресійної моделі при унормуванні енергоємності вуглевидобутку в розглянутих умовах, що важливо для якісного контролю енергоефективності виробничого процесу.

Ключові слова: контроль енергоефективності, унормування, енергоємність, енергозбереження, точність прогнозу, ретроспективний прогноз.

doi: 10.31721/2306-5451-2023-1-57-103-110

Проблема та її зв'язок з науковими та практичними завданнями. Енергоємність процесу видобутку вугілля суттєво змінюється в часі, що зумовлено впливом на цей показник ряду чинників, зокрема обсягу видобутку вугілля. Щоденна реєстрація показника питомих витрат енергії однією із вугільних шахт Донбасу підтверджує цей факт (рис.1).

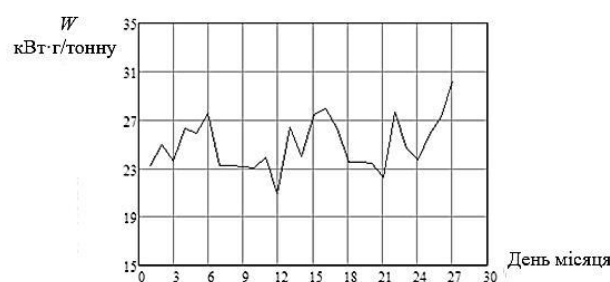


Рис.1. Графік щоденної енергоємності видобутку вугілля протягом місяця

В 2020 році набув чинності стандарт України ДСТУ ISO 50001:2020 (ISO 50001:2018, IDT)- Системи енергетичного менеджменту. Вимоги та настанова щодо використання [1]. Стандарт передбачає виконання певного переліку дій, що сприяють визначенню енергетичної політики підприємства, завдань та конкретних планів, спрямованих на підвищення енергетичної ефективності виробничих процесів. Зокрема мова йде про упровадження на підприємствах систем енергоменеджменту, діяльність яких передбачає реалізацію концепції «постійного поліпшення ситуації» [1]. Дослідження свідчать про значну енергоємність гірничих робіт [2, 3], що сприяє зосередженню уваги на визначенні ефективних алгоритмів керування технологічними

процесами [4-8]. В умовах суттєвих коливань показника енергоємності вуглевидобутку наявність «постійного поліпшення ситуації» не є очевидною. Тенденція до покращення ситуації проявляється в результаті визначення унормованих значень питомого енергоспоживання, характерних для конкретних умов вуглевидобутку, і їх співставлення з реальними значеннями. Відмінність фактичних значень від прогнозованих (унормованих) здійснюють постійно (бажано щоденно) в процесі контролю енергоефективності вуглевидобутку. Результати контролю залежать від точності визначення унормованих значень, яку в існуючих умовах вуглевидобутку слід підвищувати.

Аналіз досліджень і публікацій. Існують різні способи унормування питомого енергоспоживання [4,9]. В [10] показано, що в умовах частих і суттєвих змін умов виробництва продукції (що характерно, зокрема, для вугільних шахт), доцільно використовувати регресійні моделі змінної структури, де коефіцієнти при пояснюючих змінних періодично змінюються в залежності від виробничих умов. Розглянемо один із відомих способів унормування, що використовується в процесі контролю енергоефективності вуглевидобутку [4]. Спосіб передбачає розподіл даних на окремі вибірки з формуванням на їх основі регресійних моделей. Фактичні показники енергоспоживання об'єкта застосовують як для виконання операції співставлення з унормованими значеннями, так і для побудови поновленої регресійної моделі. Після чергового накопичення експериментальних даних відбувається заміна однієї регресійної моделі іншою (поновленою). Поновлена модель використовує ряд отриманих останніми експериментальних даних з їх послідовною фіксацією в часі. Принцип побудови моделі зі змінною структурою, де кожна структура діє певний проміжок часу і використовується для унормування електроспоживання об'єкта, розглянуто, наприклад, в роботах [4, 9]. Перехід від однієї моделі до іншої відбувається після накопичення певної кількості експериментальних даних, необхідних для побудови нової регресійної моделі. В [4] зроблено припущення про однорідність даних регресійних вибірок, що пояснюється незмінністю об'єкту контролю і не завжди виконується при частих змінах умов вуглевидобутку. Розподілення експериментальних даних не передбачає їх перевірку на однорідність, але, не зважаючи на це, процес поновлення регресійної моделі виконується. Рис.2 ілюструє послідовність поновлення регресійної моделі в певних проміжках часу. Контролюючі дії співпадають у часі з накопиченням експериментальних даних для побудови наступної регресійної залежності.

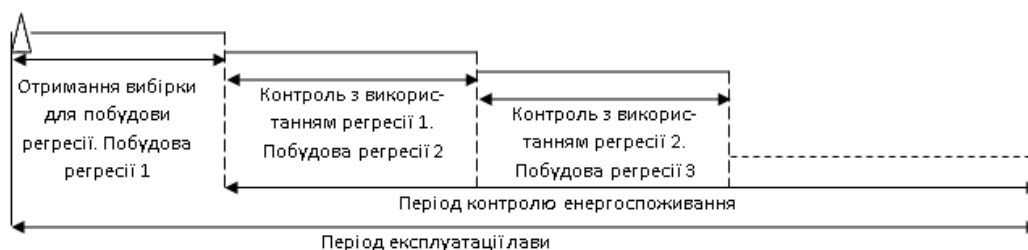


Рис.2. Збір експериментальних даних та побудова регресійної моделі

Недолік відомого підходу до поновлення моделі полягає у тому, що дані, які використовують для побудови регресійної залежності, не перевіряють на однорідність. Це може привести до зниження точності прогнозу при визначенні унормованих значень енергоспоживання. Наступний недолік розглянутого підходу полягає у тому, що проміжки часу між контролюючими діями і періодом формування регресійної моделі, за допомогою якої здійснюється контроль, можуть бути значними. Затримка контролю особливо відчутна в кінці терміну контролю (див. рис.2). Виходячи з того, що у проміжку часу між введенням в дію регресійної залежності і моментом контролю цілком можливі зміни умов споживання енергії, урахування цих змін не відбувається. При цьому унормовані значення питомого енергоспоживання не містять складових, зумовлених змінами, які відбулися, що знижує точність їх визначення.

Недоліки відомого підходу до поновлення моделі можуть бути усунені завдяки використанню нового способу поновлення [10]. В статті запропоновано здійснювати поновлення регресійної моделі щоразу після виконання контролю енергоефективності виробничого процесу і здійснення коригування вибірки експериментальних даних. Коригування виконують шляхом перевірки однорідності отриманих даних з наступним приєднанням їх до елементів існуючої вибірки та вилу-

ченням (у разі необхідності) із вибірки застарілих даних. Така послідовність коригування вихідних даних дозволяє своєчасно здійснювати поновлення моделі і виконання прогнозу питомого енергоспоживання, вводячи дані, що відображають останні зміни, які відбулися в енергозабезпеченні об'єкта. Запропонований в [10] спосіб поновлення моделі реалізує наближення в часі моменту контролю енергоефективності до моментів отримання експериментальних даних для побудови регресійної моделі унормування значень енергоспоживання. Це сприяє підвищенню точності прогнозу унормованих значень. Очевидно, що кількісні показники досягнутої точності прогнозу залежать від особливостей об'єкту контролю, для якого визначають унормовані значення. Співставлення показників точності прогнозу відомого (рис.2) і розглянутого в [10] способів унормування дозволить оцінити ефективність застосування кожного з них.

Постановка задачі. Задача дослідження полягає у визначенні і співставленні показників точності прогнозу унормованих значень питомого енергоспоживання вугільної шахти при використанні відомого і нового способів поновлення регресійної моделі.

Викладення матеріалу та результати. Розглянемо приклад перевірки експериментальних даних вибірки на однорідність і запропоновану в [10] процедуру поновлення регресійної моделі. Проаналізуємо роботу однієї із вугільних шахт Західного Донбасу. Показники видобутку вугілля та відповідні показники питомого споживання електроенергії W у лютому та на початку березня місяцях наведені в табл.1. Вважаємо, що лютий місяць завершився і необхідно контролювати значення W в перших числах березня.

Таблиця 1

Питоме споживання електроенергії W та видобуток вугілля X в лютому та на початку березня місяцях. Лютий

Дата	1	2	3	4	5	6	7
W , кВт*г/т	28	23.3	24.9	24	26.3	25.8	28.1
X , тис.т	4.5	4.9	4.7	5	4.3	4.5	4.2
Дата	8	9	10	11	12	13	14
W , кВт*г/т	23.6	23.3	23	22.9	23.8	20.9	26.4
X , тис.т	5.2	5.2	5.2	4.8	4.4	5.1	5
Дата	15	16	17	18	19	20	21
W , кВт*г/т	23.88	27.44	28.1	26.1	23.5	23.5	23.3
X , тис.т	4.9	4.3	4.2	4.1	4.8	4.9	4.8
Дата	22	23	24	25	26	27	28
W , кВт*г/т	22.5	28.1	24.6	23.6	26.3	27.7	30.3
X , тис.т	5.3	4.2	4.3	4.7	4.3	3.9	3.3

Березень					
Дата	1	2	3	4	5
W , кВт*г/т	24.5	27.7	30.1	22.3	21
X , тис.т	4.7	3.9	3.6	4.8	5.1
Дата	6	7	8	9	10
W , кВт*г/т	23.5	24.9	21.3	22.8	20.5
X , тис.т	5.2	4.5	4.9	4.7	5.5

Лінійну регресійну залежність для унормування питомого енергоспоживання представимо у вигляді

$$\hat{W} = Q_0 + Q_1 \cdot X, \quad (1)$$

де $\hat{W}$ – оцінка середнього значення щоденних питомих витрат енергії вугільною шахтою; X – щоденний видобуток вугілля вугільною шахтою; Q_0 , Q_1 – коефіцієнти регресійної залежності.

Побудуємо залежність (1) за експериментальними даними лютого місяця. Використовуючи матричний метод розрахунку та метод найменших квадратів [4,9], визначимо матрицю коефіцієнтів регресійної моделі та матрицю коваріації

$$Q = [Q_0 \ Q_1]^T = [X'X]^{-1} X'W; \quad (2)$$

$$\text{cov}(Q) = S^2 [X'X]^{-1},$$

де X , W – матриці, побудовані за значеннями щоденного видобутку вугілля X_i та питомого енергоспоживання W_i ($i=1 \dots 28$); S^2 – вибіркова дисперсія. Визначення $\text{cov}(Q)$ за залежністю (2) дозволяє розрахувати середньоквадратичні значення відхилення δ_0 , δ_1 для коефіцієнтів регресійної залежності. Отримаємо $Q_0 \pm \delta_0 = 43.7 \pm 2.4$, $Q_1 \pm \delta_1 = -4.04 \pm 0.518$. У випадку відсутності

щоденного поновлення регресійної моделі (відомий спосіб) отримані значення коефіцієнтів Q_0 , Q_1 залишаються незмінними для всіх контролюючих дій, що здійснюються в березні місяці. Недоліки відомого способу [4] викладені вище.

Можливість об'єднання однорідних даних в одну вибірку визначають за допомогою критерія Г. Чоу [9]. Розглянемо цей критерій з метою його застосування в процесі коригування вибірових даних при застосуванні нового способу поновлення моделі. Значення критичної статистики $\gamma_{n,n1}$ визначають за формулою

$$\gamma_{n,n1} = \frac{(\hat{\varepsilon}^T \cdot \hat{\varepsilon} - \hat{\varepsilon}^{(1)T} \cdot \hat{\varepsilon}^{(1)} / n2)}{(\hat{\varepsilon}^{(1)T} \cdot \hat{\varepsilon}^{(1)}) / n1 - p - 1}, \quad (3)$$

де $\hat{\varepsilon}$, $\hat{\varepsilon}^{(1)}$ – вектори нев'язок об'єднаної та існуючої вибірок, $n1$, $n2$, n – кількість спостережень існуючої, приєднаної та об'єднаної вибірок відповідно ($n=n1+n2$), P – кількість пояснюючих змінних регресійної моделі.

Новий спосіб поновлення регресійної моделі реалізують наступним чином. Першого березня здійснюють контроль значень питомого енергоспоживання за результатами співставлення фактичних значень з унормованим, отриманими з вибірки діючої регресійної моделі. Формують вихідні дані існуючої вибірки ($n1$) шляхом вилучення з переліку даних, отриманих першого лютого. Експериментальні дані, отримані першого березня, вважають приєднаною вибіркою ($n2$). На основі значень ($n1$) та ($n2$) формують об'єднану вибірку (n). Здійснюють перевірку однорідності даних вибірок (n) та ($n1$) шляхом визначення критичної статистики $\gamma_{n,n1}$ (3) та співставлення її зі значенням F – розподілення $F_{\alpha}(n2, n1 - p - 1)$ [9]. Прийнято $\alpha=0.05$, $n2=1$, $n1=27$, $p=1$. Тоді $F_{0.05}(1,25) = 4.24$. На основі співставлення роблять висновок про можливість приєднання даних ($n2$) до даних вибірки ($n1$). У разі підтвердження такої можливості на основі об'єднаної вибірки (n) будують поновлену регресійну модель. Приєднання експериментальних даних, отриманих першого березня, не зафіксувало появу неоднорідності ($\gamma_{28,27}=0.0011 < F_{0.05}(1,25) = 4.24$). Тому здійснена побудова поновлюваної регресійної моделі з коефіцієнтами $Q_0 = 43.43 \pm 2.21$, $Q_1 = -3.99 \pm 0.475$. Ця модель визначає унормовані значення питомого енергоспоживання на наступному кроці контролю з експериментальними даними за друге березня. Далі процедура поновлення моделі повторюється. Табл.2 ілюструє зміну коефіцієнтів регресійної моделі в процесі її поновлення, а також значення критичної статистики $\gamma_{28,27}$ на кожному кроці перевірки однорідності даних.

Таблиця 2

Перевірка однорідності даних регресійної моделі та визначення похибки точкового прогнозу електроспоживання

Число березня	Коефіцієнти моделі		$\gamma_{28,27}$	$\hat{W}_B$ кВт*г/т	$\hat{W}_3$ кВт*г/т	$\Delta \hat{W}_B$ кВт*г/т	$\Delta \hat{W}_3$ кВт*г/т	S^2 [кВт*г/т] ²
	$Q_0 \pm \delta_0$, кВт*г/т	$Q_1 \pm \delta_1$, кВт*г/т ²						
1	43.43 $\pm$ 2.21	-3.99 $\pm$ 0.48	0.0011	24.75	24.75	-0.25	-0.25	1.34
2	43.17 $\pm$ 2.13	-3.93 $\pm$ 0.46	0.058	27.98	27.85	-0.28	-0.15	1.33
3	43.74 $\pm$ 2	-4.05 $\pm$ 0.44	0.516	29.19	29	0.91	1.1	1.35
4	43.17 $\pm$ 2.12	-4.17 $\pm$ 0.46	2.66	24.34	24.28	-2.04	-1.97	1.48
5	44.75 $\pm$ 2.18	-4.3 $\pm$ 0.48	2.16	23.13	22.9	-2.13	-1.9	1.61
6	44.3 $\pm$ 2.17	-4.21 $\pm$ 0.47	0.78	22.73	22.33	0.77	1.17	1.65
7	43.8 $\pm$ 2.14	-4.12 $\pm$ 0.46	0.095	25.55	25.36	-0.65	-0.46	1.57
8	44.69 $\pm$ 2.21	-4.34 $\pm$ 0.49	3.1	23.9	23.64	-2.64	-2.34	1.69
9	45.21 $\pm$ 2.33	-4.47 $\pm$ 0.51	1.19	24.75	24.31	-1.95	-1.51	1.72
10	45.7 $\pm$ 2.22	-4.58 $\pm$ 0.48	0.0004	21.51	20.62	-1.01	-0.12	1.66

Дані табл.2 свідчать про те, що новий спосіб поновлення даних діючої вибірки приводить до зміни коефіцієнтів регресійної моделі, але рівні змін не перевищують таких, що забезпечують появу неоднорідності даних. Це підтверджується отриманими значеннями критичної статистики.

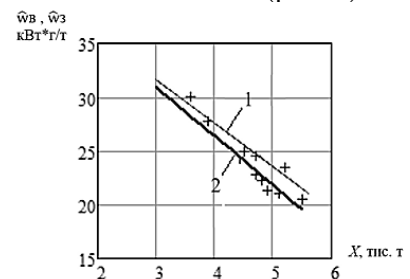
В той же час, зрозуміло, що підстави до можливої неоднорідності даних існують. Про це, зокрема, свідчать відомі аналітичні залежності [4] для визначення коефіцієнтів Q_1 , Q_0 методом найменших квадратів, де їх значення залежать від кожного показника отриманих експериментальних даних. Так, наприклад, приєднання до існуючих вибірки експериментальних даних за восьме березня суттєво змінило значення критичної статистики $\gamma_{28,27}$, наблизившись його до

граничного значення F –розподілення. Слід звернути увагу на те, що збільшення кількості приєднаних до існуючої вибірки даних (збільшення ступеня свободи чисельника) приводить до зменшення значення показника F –розподілення, збільшуючи можливість отримання об'єднаної вибірки з неоднорідними даними. Тому щоденне приєднання одного значення експериментальних даних ($n_2=1$) є вдалим рішенням, яке зменшує можливість отримання неоднорідності даних і, в той же час, коригує значення коефіцієнтів Q_1 , Q_0 з урахуванням змін умов виробництва продукції, що відбулися протягом доби. Зосередимо увагу на факті, що кожна перевірка даних на однорідність використовує модель, щойно поновлену на попередньому кроці. Це значить, що дані нового поновлення ураховують лише останні зміни, які відбулися на об'єкті контролю, тобто суттєвого накопичення змін в електроспоживанні об'єкта не відбувається. Таким чином, існуючий факт щоденного коригування (поновлення) моделі в процесі контролю енергоефективності знижує можливість виникнення неоднорідності даних, дозволяє врахувати в унормованих значеннях питомого енергоспоживання всі зміни, що накопичилися на момент коригування, і відокремити при наступному контролі дію змін, які щойно відбулися протягом останньої доби. Це має важливе значення для підвищення інформативності та оперативності контролю. Аналіз даних табл. 2 свідчить про те, що на початку березня місяця проявляється тенденція до підвищення як постійної складової електроспоживання (Q_0) так і значення $|Q_1|$ при змінній складовій, що потребує від керівництва шахти оперативного аналізу причин цих змін. На прикладі, що розглядається, проаналізуємо зміни у взаємному розташуванні регресійних прямих відомої $\hat{W}_B(X)$ та нової $\hat{W}_3(X)$ моделей. Врахуємо зміни, що відбулися протягом десяти днів березня місяця. Рис. 3 ілюструє залежності $\hat{W}_B(X)$ – пряма 1, та $\hat{W}_3(X)$ – пряма 2, що відповідає даті десяте березня. На рис. 3.показані також точки фактичного питомого енергоспоживання.

Видно, що протягом десяти днів відбулися достатнього суттєві зміни в розташуванні прямих ліній відомої і нової моделей. Відхилення зумовлені фактичними змінами в електроспоживанні, що відбулися в березні місяці. Зрозуміло, що унормовані значення споживання електроенергії, отримані за результатами точкового прогнозу, будуть різними. Очевидно, що унормовання доцільно здійснювати на моделі, яка забезпечує більшу точність прогнозування.

Оцінимо точність ретроспективного точкового прогнозу унормованих значень щоденного електроспоживання об'єкта в березні місяці при використанні регресійної залежності, розрахованої за даними, отриманими у лютому місяці (варіант застосування відомого способу [4]). Для порівняння результатів прогнозу розглянемо також варіант поновлення регресійних залежностей новим способом. Точність прогнозування оцінимо на основі співставлення фактичних значень питомого енергоспоживання W з унормованими значеннями, розрахованими з використанням залежності (1) і урахуванням обсягів щоденного видобутку вугілля в березні місяці. Унормовані показники енергоспоживання в перших числах березня місяця при застосуванні відомого способу розрахунку $\hat{W}_B$ і нового варіанту $\hat{W}_3$ наведені в табл. 2. Для розглянутих варіантів розраховані також значення абсолютних похибок $\Delta\hat{W}_B = W - \hat{W}_B$ та $\Delta\hat{W}_3 = W - \hat{W}_3$ (рис. 3).

Рис.3. Залежності оцінок питомих витрат електроенергії $\hat{W}_B$, $\hat{W}_3$ від обсягу видобутку вугілля X («+» – точки фактичного питомого енергоспоживання)



Із табл.2 видно, що середні значення похибки прогнозу в перших числах березня місяця (за десять $N=10$ діб) в новому варіанті поновлення $\sum_N |\Delta\hat{W}_3| / N$ нижчі аналогічних значень для відомого варіанту $\sum_N |\Delta\hat{W}_B| / N$ ($\sum_N |\Delta\hat{W}_3| / N = 1,037$, $\sum_N |\Delta\hat{W}_B| / N = 1,263$). Відносне значення $\mathcal{E}$

$$\mathcal{E} = \frac{\sum_N |\Delta\hat{W}_B| - \sum_N |\Delta\hat{W}_3|}{\sum_N |\Delta\hat{W}_3|} \cdot 100\%$$

склало $\xi = 15\%$. Це свідчить про те, що новий спосіб поновлення регресійної моделі підвищує точність точкового прогнозу питомого енергоспоживання в розглянутому прикладі на 15%. Як результат, підвищується точність унормування і, відповідно, точність контролю енергоспоживання. Оцінімо також інший показник точності прогнозу, наведений в [11], %

$$\xi = \frac{1}{N} \sum_N |\Delta \hat{W}_3| / W.$$

Для відомого варіанту отримаємо $\xi = 5.6\%$. У випадку поновлення регресійної моделі $\xi = 4.7\%$. Видно, що обидва варіанти забезпечують високі значення точності прогнозу, але значення ξ у новому варіанті дещо нижчі, що свідчить про доцільність виконання процедури поновлення регресійної моделі в розглянутій ситуації.

Якщо фактичне значення прогнозованого параметру невідоме (перспективне прогнозування), то точність інтервального прогнозу пов'язують із точністю визначення меж довірчого інтервалу, визначеного для прогнозованого значення питомого споживання енергії. Розташування меж залежить як від значення точкового прогнозу енергоспоживання (оцінки середнього значення питомого енергоспоживання для заданого об'єму випуску продукції), так і відхилення від цього значення, пов'язаних з оцінкою дисперсії вибірки. Табл.2 ілюструє той факт, що введення у вибірку нових експериментальних даних і вилучення застарілих (що здійснюється в процесі коригування даних і поновлення регресійної моделі новим способом) супроводжується не тільки зміною коефіцієнтів моделі Q_0 та Q_1 , але і зміною дисперсії вибірки. Якщо зміна коефіцієнтів впливає тільки на точність точкового прогнозу (як показано вище), то на точність інтервального прогнозу впливає як зміна коефіцієнтів, так і зміна дисперсії. Із наведеного прикладу видно, що збільшення кількості знову введених і вилучених із вибірки даних приводить до суттєвих відмінностей в значеннях як коефіцієнтів, так і дисперсій регресійних моделей. Звідси зрозуміло, що точність інтервального прогнозування віддалених в часі показників енергоспоживання знижується, причому збільшення ступеня віддаленості супроводжується зниженням точності прогнозу. Точність прогнозу підвищується, якщо вибіркова дисперсія залишається незмінною, або змінюється в незначних межах. Із табл.2 видно, що ця умова виконується для поновлених моделей, отриманих на сусідніх кроках контролю енергоефективності (наприклад, моделі, отримані третього і четвертого березня). Ступінь однорідності дисперсій (відсутності коливань їх значень в сусідніх вибірках) визначають F -критерієм однорідності дисперсій, який використовує розподілення Фішера. Для цього розраховують значення відношення дисперсій сусідніх вибірок. Чим ближче значення відношення дисперсій F до одиниці, тим більша ступінь однорідності дисперсій. Із табл.2 можна зробити висновок, що для сусідніх вибірок моделей, поновлених новим способом, ця вимога виконується (що зумовлено незначними змінами складу сусідніх вибірок), тобто прогнозування на один крок контролю (прогнозування енергоспоживання на наступний день, здійснене з використанням поновленої моделі, отриманої сьогодні) забезпечує підвищення точності визначення меж довірчого інтервалу, що підтверджує доцільність поновлення регресійної моделі новим способом. Відносна стабільність дисперсій сусідніх вибірок підтверджується також незначною відмінністю середньоквадратичних відхилень δ_0 та δ_1 коефіцієнтів регресійних моделей Q_0 та Q_1 в регресійних рівняннях, поновлених новим способом (табл. 2). Результати дослідження, викладені в статті, є особливо важливими для вирішення завдань підвищення достовірності контролю енергоспоживання.

Запропонована в [10] процедура щоденного поновлення регресійної моделі та перевірки однорідності даних вибірки потребує виконання значної кількості розрахунків. Розуміючи можливість виникнення проблем при виконанні значних обсягів обчислень, авторка роботи намагалася звести процес до виконання однотипних операцій розрахунку параметрів лінійних регресійних залежностей шляхом застосування матричного аналізу та відомих методів математичної статистики. Ускладнення процедури контролю енергоефективності компенсується підвищенням його точності, оперативності та інформативності.

Висновки та напрямки подальших досліджень. Недолік відомого підходу до поновлення моделі полягає у тому, що дані, які використовують для побудови регресійної залежності, не перевіряють на однорідність. Це може привести до зниження точності прогнозу при визначенні унормованих значень енергоспоживання. Крім того, проміжки часу між контролюючими діями і періодом формування регресійної моделі, за допомогою якої здійснюється контроль, можуть

бути значними. Затримка контролю особливо відчутна в кінці терміну контролю. В кінцевому інтервалі контролю унормовані значення питомого енергоспоживання не містять ряду складових, зумовлених змінами, які відбулися на об'єкті контролю, що знижує точність їх визначення.

Співставлення показників точності ретроспективного точкового прогнозу унормованих значень щоденного електроспоживання вугільної шахти при використанні відомого і нового способів поновлення регресійної моделі свідчать про те, що в розглянутому періоді (десять діб березня місяця) середні значення похибки прогнозу в новому варіанті поновлення моделі нижчі аналогічних значень, визначених для відомого варіанту, а відносне значення зниження похибки склало 15%. Таким чином, в розглянутій ситуації підтверджена доцільність застосування нового способу поновлення регресійної моделі.

Запропоноване обмеження кількості експериментальних даних приєднаної вибірки ($n_2 = 1$) супроводжується збільшенням значення показника F – розподілу, що зменшує можливості отримання об'єднаної вибірки з неоднорідними даними, визначеної методом Г.Чоу. Це зменшує можливість зміни структури регресійної моделі, зумовленої неоднорідністю даних, що спрощує процедуру формування унормованих значень електроспоживання. Наступні дослідження особливостей контролю енергоефективності виробничих процесів будуть спрямовані на підвищення достовірності контролю в умовах застосування статистичного методу унормування показників енергоефективності.

Список літератури

1. ISO 50001:2018, IDT. Energy Management Systems – Requirements with Guidance for Use – Guidelines (2018). Retrieved from <https://www.iso.org/obp/ui/#iso:std:iso:50001:ed-2:v1:en>.
2. Sinchuk, O., Strzelecki, R., Sinchuk, I., Beridze, T., Fedotov, V., Baranovskyi, V., & Budnikov, K. (2022). Mathematical model to assess energy consumption using water inflow-drainage system of iron-ore mines in terms of a stochastic process. *Mining of Mineral Deposits*, 16 (4), pp. 19 – 28. DOI: 10.33271/mining16.04.019
3. Sinchuk, O., Budnikov, K., Sinchuk, I., Beridze, T., Filipp, Y., Dozorenko, O., & Strzelecki, R. (2021). Assessment of the factors influencing on the formation of energy-oriented modes of electric power consumption by water-drainage installations of the mines. *Mining of Mineral Deposits*, 15 (4), pp. 25 – 53. DOI: 10.33271/MINING15.04.025
4. Системи енергоменеджменту та їх математичне забезпечення: навч. посібник/ Г.Г. Півняк, С.І. Випанасенко, О.І. Хованська, Ю.В. Хацкевич, Н.С. Дрешпак. – Д.: Національний гірничий університет, 2013. – 214 с.
5. Sinchuk, O., Strzelecki, R., Beridze, T., Peresunko, I., Baranovskyi, V., Kobeliatskyi, D., & Zapalskyi, V. (2023). Model studies to identify input parameters of an algorithm controlling electric supply/consumption process by underground iron ore enterprises. *Mining of Mineral Deposits*, 17 (3), pp. 93 – 101. DOI: 10.33271/mining17.03.093
6. Sinchuk, O., Kupin, A., Sinchuk, I., Rohoza, M., Pliesnikov, P. (2020). Certain aspects concerning the development of a functioning scheme of the auto-mated system to control energy flows of underground iron-ore enterprises. *Mining of Mineral Deposits*, 14 (3), pp. 101 – 111. DOI: 10.33271/mining14.03.101
7. Sinchuk, O.N., Kozakevich, I.A., Yurchenko, N.N. (2017). Sensorless control of switched reluctance motors of traction electromechanical systems. *Technical Electrodynamics*, 2017 (5), pp. 62 – 66. DOI: 10.15407/techne2017.05.062
8. Sinchuk, O., Kozakevych, I. (2019). Control system of double-rotor induction motors for hybrid vehicles. *Naukovyi Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu*, 2019 (2), pp. 72 – 78. DOI: 10.29202/nvngu/20192/11
9. Айвазян С.А. Методы эконометрики/ С.А. Айвазян. – М.: Магистр: ИНФРА-М, 2010. – 512 с.
10. Дрешпак Н.С. Питомі норми витрат енергії в задачі контролю ефективності її використання/ Н.С. Дрешпак, О.С. Дрешпак, С.І. Випанасенко// «ЕЛЕКТРОТЕХНІКА ТА ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИКА» . – Запоріжжя: Національний університет "Запорізька політехніка", 2021. – № 3 (2021). – С.31-39.
11. Сак А.В. Прогнозирование и планирование экономики: Учебно-методический комплекс для студентов-Мн.:БГУИР., 2006. – 209 с.
12. Vypanasenko, S., Dreshpak, N. (2015). Informational and methodological support for energy efficiency control. *Power Engineering, Control and Information Technologies in Geotechnical Systems*, 2, 53-57.
13. Випанасенко С.І. Системи енергоменеджменту вугільних шахт: Монографія.–Д.: Національний гірничий університет. 2008.–106 с.
14. Dreshpak, N., Dreshpak, O. (2023). Parametrization of the statistical model for electrical energy efficiency control. *Naukovyi Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu*, 4, 96-102. Retrieved from <https://doi.org/10.33271/nvngu/2023-4/096>.
15. Дрешпак Н.С. Системи контролю енергоефективності виробничих процесів та шляхи їх удосконалення/ Н.С. Дрешпак// Електротехніка та електроенергетика. – 2020. – №1. – С.40-48.
16. ISO 50001 Benefits for Manufacturers (2019). Retrieved from <https://www.plantengineering.com/articles/iso-50001-benefits-for-manufacturers/>.
17. Palekhova, L., & Simon, S. (2016). Competitive advantages through the implementation of international energy management standards. *Bulletin of the Dnieper State Academy of Construction and Architecture*, № 3, 42-51. Retrieved from <https://www.semanticscholar.org/paper/Competitiveadvantages-through-the-implementation-Palekhova-Simon/9c1feb73e964bc8b5c3b9fbabdbdb81d4484fb>.
18. Мещеряков Л.І., Випанасенко С.І., Дрешпак Н.С., Ширін А.Л. Формування структури підсистеми діагностування гірничих електромеханічних комплексів. Збірник наукових праць НГУ, -2018.-№53.-с.200-213.

19. Дрешпак Н.С. Облік електричної енергії в системах контролю енергоефективності її використання. Гірничі електромеханіка та автоматика / Н.С. Дрешпак, С.І. Випанасенко, О.С. Дрешпак // Гірничі електромеханіка та автоматика. – 2021. – №103. – С.20-25.

20. Випанасенко С.І., Сатрі А.А., Дрешпак Н.С. Електротехнологічні установки індукційного нагріву з несинусоїдальним струмом індуктора. Монографія // НТУ «ДП», 2018. – 102 с.

21. Дрешпак Н.С. Управління процесом індукційного нагріву із застосуванням несинусоїдального струму індуктора/ Н.С. Дрешпак, С.І. Випанасенко, Л.І. Мещеряков // Електромеханічні і енергозберігаючі процеси.– 2017. – №4. – С. 75-80.

УДК 331.45.001.85

С.О. ЖУКОВ, д-р техн. наук, проф., Г.І. ЄРЕМЕНКО, канд. техн. наук

Криворізький національний університет

О.М. КОСТЯНСЬКИЙ, канд. техн. наук, НДГРІ, Криворізький національний університет

Г.О. КОСТЯНСЬКА, адміністратор служби виробництва послуги інтернет

ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЕФЕКТИВНОГО ЗНИЖЕННЯ ЗАБРУДНЕННЯ АТМОСФЕРНОГО ПОВІТРЯ ВИКИДАМИ ПИЛУ З АВТОДОРІГ В ОКОЛИЦЯХ ЗАЛІЗОРУДНИХ КАР'ЄРІВ КРИВБАСУ

Мета даної роботи спрямована на вирішення екологічних проблем в Кривбасі: захист робочого простору кар'єрів при відкритому видобутку руди від пилу з автомобільних доріг шляхом впровадження заходів по зменшенню викидів пилу при русі автосамоскидів. При цьому, під час перевезення гірничої маси автосамоскидами запропоновані заходи мають ефективно забезпечувати зниження забруднення повітря пилом навіть при несприятливих кліматичних умовах.

Методи досліджень. В роботі використовувалися методи статистично-логічного і компаративного аналізу й узагальнень щодо визначення основних параметрів викидів пилу з автодоріг кар'єру та причинних зв'язків і залежностей з урахуванням найбільш впливових факторів. Для пошуку рішення за допомогою аналітичного методу було вивчено та узагальнено існуючі заходи щодо знепилення автошляхів, інтерпретовано отриману інформацію і рекомендовано обґрунтовані рекомендації по знепиленню автошляхів.

Наукова новизна. Комплексний підхід щодо формування заходів по обробці водою автодоріг для зволоження здійснюється з урахуванням прямого переносу пилу повітрям відносно доріг якими транспортують гірничу масу автосамоскиди. При цьому параметри зволоженості визначають з урахуванням окремих кліматичних умов, присутність пилопригнічуючих добавок підсилює ефект від зволоження, а для кращого очищення повітря навколо автодоріг пропонується використання гідроксид-іонів, які можуть створюватися за допомогою нових водяних систем.

Практичне значення. Для впровадження заходів по зниженню вмісту пилу у викидах в атмосферу, особливо з поверхонь автодоріг визначено питомий обсяг витрат води для зволоження поверхні автодоріг за подальшого поглиблення кар'єру, що дозволить отримати екологічний ефект.

Результати. Запропоновано заходи з пилопригнічення робочого простору кар'єру, визначено питомий обсяг води для зволоження поверхні автодоріг у кар'єрі. Для заходів пилопригнічення величина витрат води розраховується згідно з температурою поверхні автодороги, а також рекомендовано використання пилопригнічуючих добавок, що дозволяє визначати шляхи зниження вмісту пилу у викидах в атмосферу поблизу автодоріг для умов конкретного кар'єру.

Ключові слова: пил автомобільних доріг, пилопригнічення, забрудненість повітря, заходи щодо знепилення, витрати води для прибирання викидів пилу.

doi: 10.31721/2306-5451-2023-1-57-110-116

Проблема та її зв'язок з основними науковими і практичними завданнями. Майже всі процеси в гірничій промисловості супроводжуються викидами пилу і обумовлюють інтенсивне забруднення атмосферного повітря.

Один з поширених видів пилу, який зустрічається в кар'єрі і негативно впливає на навколишнє середовище – це дорожній пил. Транспортування руди автосамоскидами в кар'єрі до перевантажувальних майданчиків або концентраційних горизонтів, а порожньої породи - на відвали в суху погоду неодмінно супроводжується виділенням великої кількості пилу. Збільшення обсягу гірничої маси, що перевозиться, відповідно сприяє зростанню обсягу виділенню пилу на кар'єрних автодорогах.