

ТЕОРЕТИКО МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ ДОСЛІДЖЕННЯ СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ ПРОБЛЕМ

УДК 621.396.96

І. Ю. Башкова

Дніпропетровський національний університет імені Олеся Гончара

ДОСЛІДЖЕННЯ ЕКОНОМЕТРИЧНОЇ МОДЕЛІ ЗАБРУДНЕНOSTI АТМОСФЕРНОГО ПОВІТРЯ

Проаналізовано існуючий стан довкілля України. Проведено подальший аналіз економетричної моделі забруднення атмосферного повітря, побудованої та обґрунтованої раніше, а також оновлено використовувану статистичну інформацію. Запропоновано необхідні покращення моделі та визначено перспективи подальших досліджень.

Ключові слова: забрудненість атмосферного повітря, економетричне моделювання, дослідження залишків моделі.

Проанализировано существующее состояние окружающей среды Украины. Проведен дальнейший анализ эконометрической модели загрязнения атмосферного воздуха, построенной и обоснованной ранее, также обновлена используемая статистическая информация. Предложены необходимые улучшения модели и определены перспективы дальнейших исследований.

Ключевые слова: загрязненность атмосферного воздуха, эконометрическое моделирование, исследование остатков модели.

The article analyzes existent state of Ukrainian environment. The further analysis of the atmospheric air pollution econometric model, constructed and proved earlier is carried out, statistical information used by investigation is also updated. Necessary improvements of model are offered and prospects of further researches are defined.

Key words: atmospheric air muddiness, econometric modeling, research of the model remains.

Посилення антропогенного тиску на навколишнє середовище спричинило появу низки екологічних проблем, пов'язаних, зокрема, з незадовільним станом атмосферного повітря – одного з найважливіших компонентів природного капіталу, який виконує функцію життєзабезпечення для всієї планети. Проблема забруднення атмосферного повітря, як і раніше, залишається однією з найгостріших серед глобальних проблем людства.

На сьогоднішній день у результаті діяльності людини до атмосфери потрапляє більше 500 забруднюючих речовин, і з утворенням нових джерел забруднення внаслідок розвитку промисловості цей перелік продовжує розширюватись. За даними Держкомстату України, щороку в атмосферне повітря від стаціонарних джерел забруднення потрапляє близько 7 млн т забруднюючих речовин. Протягом 2010 р. в атмосферу їх надійшло 6,7 млн т від стаціонарних та пересувних джерел забруднення. У розрахунку на 1 км² території країни припадає 11 т викинутих в атмосферу забруднюючих речовин, а на одну особу 146 кг [1].

Джерелами антропогенного забруднення атмосфери шкідливими домішками є теплоенергетика, промисловість, транспорт, нафто- і газопереробка, випробування ядерної зброї тощо. В Україні найбільша кількість викидів забруднюючих речовин в атмосферу спостерігається в таких містах, як Кривий Ріг (11,2 % від загального викиду), Маріуполь (8,6 %), Донецьк (5,0 %). Обсяги викидів на підприємствах Донецько-Придніпровського регіону становлять понад 83 % від загального обсягу по країні. Атмосферне повітря найбільше забруднюють викиди таких підприємств: паливно-енергетичного комплексу (39 %) – зокрема його підсектори: електроенергетика й тепlopостачання, вугільна промисловість; підприємства переробної та добувної промисловості (відповідно 33 та 21 % шкідливих викидів). Загалом підприємства цих галузей викидають в атмосферу шкідливих речовин 93 % від їх загального обсягу по Україні. Також одним із найбільших забруднювачів атмосферного повітря в Україні є автотранспорт. Від роботи двигунів пересувних джерел забруднення в 2010 р. в повітря надійшло 2,6 млн т забруднюючих речовин. Серед транспортних засобів за обсягом викидів лідирують автомобілі, на долю яких припало 90,9 % (2,3 млн т) усіх забруднень, що надійшли від пересувних джерел [1].

Наслідком надмірного забруднення атмосферного повітря як промисловими об'єктами, так і, не меншою мірою, транспортними засобами віднедавна став парниковий ефект із пов'язаними з ним глобальними кліматичними змінами – глобальним потеплінням, кислотними опадами тощо.

Погіршення якості атмосферного повітря призвело до посилення соціальних та економічних проблем, які полягають у погіршенні здоров'я насамперед мешканців великих міст, а також населення, яке проживає неподалік від промислових об'єктів. У великих промислових агломераціях відбувається відкладання забруднень від окремих джерел, і загальна площа негативного впливу може дорівнювати площі агломерації або навіть перевищувати її. Крім того, у зонах розміщення промислових підприємств спостерігаються специфічні забруднення, що зумовлюють появу специфічних захворювань. Високий рівень забруднення загрожує здоров'ю не тільки сучасного, а й майбутнього покоління.

Економічні проблеми пов'язані із зростанням рівня витрат на очищення забрудненого повітря, потребою залучення інвестицій у природоохоронні програми і проекти забезпечення якості атмосферного повітря, незацікавленістю, а часом і неспроможністю підприємств застосовувати сучасні природоохоронні технології, переходити до екологічно безпечнішого виробництва. Вирішення цих проблем потребує насамперед удосконалення механізму управління охороною атмосферного повітря і забезпечення його якості.

Вагомий внесок у розв'язання проблеми забруднення атмосферного повітря, формування економічної та екологічної політики в галузі забезпечення охорони та якості атмосферного повітря зробили відомі українські та зарубіжні вчені А. Алексєєв, О. Балацький, М. Берлянд, В. Вернадський, М. Гімадєєв, Г. Голіцин, А. Голуб, Р. Гудерман, Н. Доценко, А. Ендрес, С. Калверт, Р. Рідкер, У. Сміт, О. Теліженко та ін.

Актуальність дослідження зумовлює потребу детальнішого вивчення усіх факторів-забруднювачів, що впливають на стан повітря, з урахуванням їхньої кореляції та вдосконалення економічного механізму забезпечення охорони атмосферного повітря з метою підтримання його якості на належному рівні і запобігання його надмірному забрудненню.

Дане дослідження є продовженням та доповненням попереднього [3]. Нагадаємо: у попередній публікації на основі статистичних даних, наданих на сайті Державної служби статистики України [2], певним чином оброблених та зведених в єдину таблицю, було побудовано й проаналізовано багатофакторну модель ви-

значення основних джерел забруднення атмосферного повітря. У результаті дослідження регресійну модель було визнано адекватною та статистично значимою.

Дана публікація вдосконалює розроблену багатофакторну модель множинної регресії, її метою є дослідження залишків випадкової величини, оскільки, на думку авторів, їхня абсолютна величина в моделі є досить значною ($-196, 594$), особливо з огляду на абсолютні величини коефіцієнтів при незалежних змінних ($-0,004$; $0,023$; $0,002$; $0,099$; $0,129$; $-0,430$).

Основним інструментом виявлення та дослідження залежностей між забрудненістю атмосферного повітря та факторами, що впливають на даний показник, як і в попередній частині дослідження, доцільно обрати економіко-математичне моделювання, а саме метод множинного регресійного аналізу (МРА).

МРА, широко використовуваний в економічному аналізі при прогнозуванні, спрямований на виявлення структури та взаємозв'язків економічних змінних, причин та наслідків перебігу економічних процесів. МРА дозволяє кількісно виміряти тісноту причинно-наслідкових зв'язків в економіці й фінансах, зрозуміти природу досліджуваних процесів, що, у свою чергу, дає можливість впливати на виявлені фактори, втручатися у відповідний економічний процес із метою одержання очікуваних результатів [4].

Як інструмент обробки статистичної інформації використовуватимемо EViews – економетричний пакет, що забезпечує особливо тонкий і складний інструментарій для обробки даних, дозволяє будувати прогнози та виконувати регресійний аналіз. За допомогою даного програмного засобу можна досить швидко виявити наявність статистичної залежності в аналізованій інформації й потім, використовуючи знайдені взаємозв'язки, зробити прогноз аналізованих показників і вивести графічні результати.

Широкі можливості відкриваються в Eviews при аналізі даних, які представлені у вигляді часових рядів. Високі функціональні можливості під час обробки кількісних змінних дозволяють вважати Eviews надійним засобом для прогнозування, оцінювання й аналізу наукової інформації, моделювання тощо [6].

Рівняння регресії залежності обсягу викидів шкідливих речовин та діоксиду вуглецю в атмосферне повітря від обсягу виробництва підприємств добувної та переробної промисловості, виробництва та розподілення електроенергії, газу й води, перевезення вантажів та пасажирів, а також зв'язку, побудоване та проаналізоване в попередньому дослідженні, є таким:

$$Y = -196,594 - 0,004X_1 + 0,023X_2 + 0,002X_3 + 0,099X_4 + 0,129X_5 - 0,430X_6$$

Виходячи із значень числових критеріїв попереднього дослідження модель було визнано адекватною й статистично значимою, а також такою, що дає досить високу оцінку тісноти зв'язку між обсягами викидів шкідливих речовин в атмосферне повітря та обсягами виробництва підприємств добувної та переробної промисловості, виробництва та розподілення електроенергії, газу та води, перевезення вантажів та пасажирів, а також зв'язку.

Регресійний аналіз вважається неповним без аналізу залишків e_i побудованої регресійної моделі (емпіричної залежності), тобто різниць значень Y_i і значень емпіричної залежності $Y(x_i)$ для кожного i -го спостереження.

За допомогою аналізу залишків розв'язуються такі завдання: чи адекватна модель емпіричним даним; чи правильні припущення про помилки (наприклад, чи незалежні вони, чи розподілені нормально і т. д.); чи є серед оброблюваних даних виміри, що містять грубу помилку [5].

Для перевірки статистичної вірогідності рівняння регресії, коефіцієнтів регресії й кореляції використовуються критерії Фішера та Стьюдента. При використанні цих критеріїв висуваються припущення щодо залишків, які дозволяють

одержати незміщені, спроможні й ефективні оцінки. Тому після побудови рівняння регресії необхідно перевірити виконання таких передумов щодо залишків:

- 1) випадковий характер залишків;
- 2) нульове значення математичного очікування залишків;
- 3) наявність гомоскедастичності;
- 4) відсутність автокореляції залишків;
- 5) підпорядкування залишків нормальному закону розподілу.

Отже, перевіримо виконання першої передумови – випадкового характеру залишків. Для побудови графіка залишків виконаємо View/Actual,Fitted,Residual/Actual,Fitted,Residual-Table, де *Actual* – вихідне значення Y (експериментальні дані); *Fitted* – розрахункове значення \hat{Y} (обчислене з рівняння регресії); *Residual* – оцінки залишків (\hat{u}).

Із графіка (рис. 1) видно, що залишки не мають ніякої закономірності та не виходять за межі (за винятком одного спостереження). Це означає, що залишки являють собою випадкові величини й МНК виправданий, теоретичні значення добре апроксимують фактичні значення.

Перейдемо до перевірки виконання другої передумови: $E(\text{Resid})=0$. Нерівне нулю математичне очікування дозволяє зробити висновок, що \hat{u} залежить від X і що модель неадекватна. Рівність нулю порушується або через неправильну специфікацію моделі (залежність не лінійна, а інша), або через порушення третьої передумови МНК – гомоскедастичності. Значення математичного очікування одержимо так: View/Residual Tests/Histogram-Normality Test (рис. 2): $Mean = 2,84e-14$ – тобто середнє значення залишків приблизно дорівнює 0, тож перевірювана передумова $E(U) = 0$ виконується.

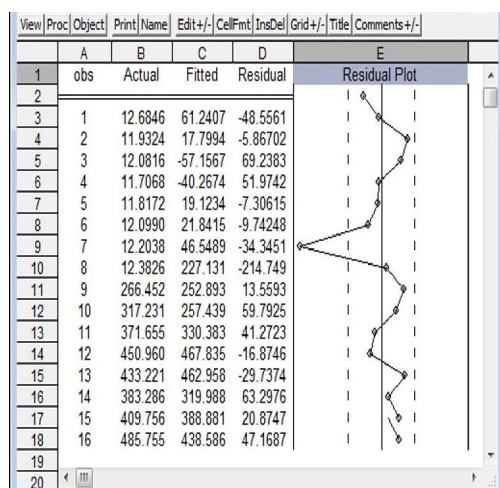


Рис. 1. Графік розподілу залишків

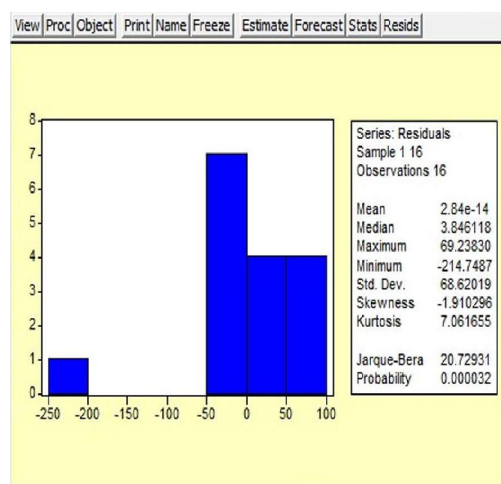


Рис. 2. Математичне очікування

Отже, третя передумова – наявність гомоскедастичності. Рівність дисперсій збурювань (помилки) регресії є істотною умовою лінійної класичної регресійної моделі множинної регресії. Властивість сталості дисперсій помилок регресії називається гомоскедастичністю. Найбільш зручний і часто використовуваний тест на гомоскедастичність – тест Уайта. Висуємо нульову гіпотезу H_0 : дисперсії збурювань регресії постійні (тобто спостерігається гомоскедастичність). Також виберемо ймовірність помилки $\alpha = 0,05$.

Оригінальна версія тесту базується на такому твердженні: якщо регресійна залежність має вигляд

$$y_i = f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}) + u_i; i = 1, m; j = 1, n.$$

де x_{ij} – фактори, u_i – залишок, то дисперсія залишку u_i^2 являє собою квадратичну функцію від значень факторів, тобто дисперсія залишку залежить від спостережуваних значень факторів і не є постійною (явище гетероскедастичності). Далі для даної квадратичної регресії розраховуються F -статистика й специфічна статистика Уайта, що, якщо нульова гіпотеза правильна, має розподіл, близький до χ^2 -квадрат із числом ступенів свободи, рівним числу параметрів регресії, окрім вільного члена. Якщо розрахункова F -статистика для квадратичної моделі більше табличного значення, то ми повинні відкинути гіпотезу про незначимість квадратичної регресії і, виходить, прийняти твердження про наявність гетероскедастичності. Якщо ж F -статистика виявиться меншою за табличне значення, то це буде означати, що гіпотеза про незначимість квадратичної регресії не повинна бути відкинута, а припущення про наявність гетероскедастичності, навпаки, треба відхилити.

Отже, проведемо даний тест для нашої моделі: View/Residual Tests/White Heteroskedasticity. Тут є дві версії тесту: Cross Terms й No Cross Terms. Cross Terms являє собою описану вище оригінальну версію тесту Уайта. No Cross Terms відрізняється тим, що із квадратичної моделі регресії для дисперсії залишків виключаються доданки – добутки факторів. Це корисно, якщо в модель входить велика кількість факторів. Коли в правій частині рівняння регресії багато змінних, кількість можливих перехресних добутків досить велика, й стає практично неможливим включити їх усі. Крім того, чим більше перехресних добутків, тим допускається більше помилок.

Для проведення тесту в середовищі *EViews* у меню вікна з характеристиками моделі вибираємо View/Residual Tests/White Heteroskedasticity (No cross terms).

Отримане значення F -статистики (рис. 3): $Prob(F\text{-statistic}) = 0,286577$ більше рівня $\alpha = 0,05$, тобто гіпотеза про наявність гомоскедастичності приймається.

White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	2.160387	Probability	0.286577	
Obs*R-squared	14.34052	Probability	0.279494	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 11/26/12 Time: 16:06				
Sample: 1 16				
Included observations: 16				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3390051.	3779819.	0.896882	0.4359
X1	76.69793	40.84488	1.877786	0.1570
X1^2	-0.002726	0.001131	-2.410096	0.0950
X2	-84.48794	97.94986	-0.862563	0.4518
X2^2	0.004083	0.005297	0.770838	0.4969
X3	-34.36163	46.06615	-0.745919	0.5098
X3^2	9.20E-05	0.000125	0.735761	0.5152
X4	449.3437	1165.246	0.385621	0.7255
X4^2	-0.105336	0.283708	-0.371282	0.7351
X5	-144.5502	161.0241	-0.897693	0.4355
X5^2	0.022170	0.023921	0.926789	0.4224
X6	-553.7313	1145.123	-0.483556	0.6618
X6^2	0.177972	0.347038	0.512832	0.6434
R-squared	0.896282	Mean dependent var	4414.435	
Adjusted R-squared	0.481411	S.D. dependent var	11224.97	
S.E. of regression	8083.448	Akaike info criterion	20.78405	
Sum squared resid	1.96E+08	Schwarz criterion	21.41178	
Log likelihood	-153.2724	F-statistic	2.160387	
Durbin-Watson stat	2.749536	Prob(F-statistic)	0.286577	

Рис. 3. Тест Уайта

Також є значення $Obs*R\text{-squared}$, за яким теж перевіряється наявність гетероскедастичності. $Prob(Obs*R\text{-squared}) = 0,279494$ більше рівня $0,05$, – виходить, гіпотеза про наявність гомоскедастичності приймається.

Перевіримо четверту передумову – відсутність автокореляції залишків. Відповідно до передумов МНК збурювання повинні бути випадковими. Однак нерід-

ко має місце ситуація, коли залишки містять тенденцію або циклічні коливання, тобто кожне наступне значення збурювання залежить від попередніх. У цьому випадку говорять про автокореляцію залишків.

При використанні Q -статистики для визначення наявності автокореляції залишається практичною проблемою вибір кількості лагів, використовуваних у тесті. Лаг – порядок коефіцієнта автокореляції, тобто число періодів, по яких розраховується коефіцієнт. Наприклад якщо лаг дорівнює 1, то буде розрахований коефіцієнт автокореляції першого порядку, що вимірює залежність між сусідніми залишками. Q -statistic для лага k – це тестова статистика для нульової гіпотези про те, що до порядку k явище автокореляції не спостерігається. Якщо $Prob(Q-Stat) > 0,05$, а коефіцієнти автокореляції й часткової автокореляції близькі до нуля, то значення цієї статистики може вважатися незначущим, а автокореляція – відсутньою. Пакет *EViews* сам пропонує користувачеві оптимальну кількість лагів, однак ми можемо змінити дану величину самостійно, але це не доцільно. Так, якщо вибрати невелику кількість лагів, тест, можливо, не виявить автокореляцію на більших лагах, а якщо ж вибрати велику кількість лагів, тест може упустити наявність автокореляції.

Для визначення наявності автокореляції використовується тест Q -statistics. Виберемо View/Residual Tests/Correlogram-Q-statistics (рис. 4). Висунемо нульову гіпотезу H_0 : автокореляція відсутня. Також виберемо ймовірність помилки $\alpha = 0,05$. Як бачимо, всі $Prob > 0,05$. Це означає, що нульова гіпотеза приймається, а отже, автокореляція відсутня.

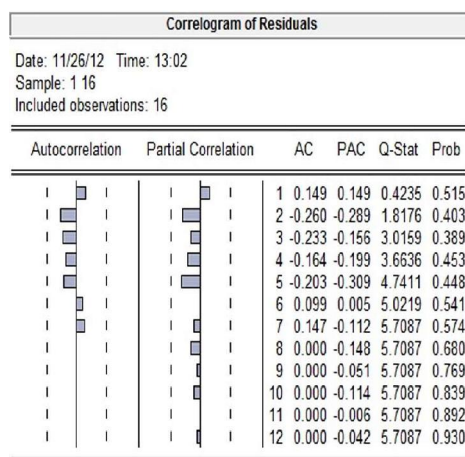


Рис. 4. Визначення кореляції залишків

Дослідимо, чи виконується п'ята передумова: залишки повинні бути розподілені нормально. Для того щоб визначити нормальність розподілу залишків, скористаємося статистикою *Jarque-Bera*, що застосовується для перевірки гіпотези про нормальність розподілу досліджуваного ряду. Висунуті гіпотези: H_0 – розподіл не відрізняється від нормального; H_1 – розподіл істотно відрізняється від нормального.

Величина *Probability* – це ймовірність того, що статистика *Jarque-Bera* перевищує (за абсолютним значенням) спостережуване значення для нульової гіпотези. Оскільки $0,000032 < 0,05$ (рис. 2), то нульова гіпотеза H_0 відхиляється, тобто залишки не підкоряються нормальному закону розподілу.

Виходячи з того, що в нашому випадку розподіл випадкових залишків не відповідає деяким передумовам МНК, варто коригувати модель, змінюючи її специфікацію, додавати (виключати) деякі фактори, перетворювати вихідні дані для

того, щоб одержати оцінки коефіцієнтів регресії, які мають властивість незміщеності, мають менше значення дисперсії залишків і забезпечують у зв'язку із цим більш ефективну статистичну перевірку значимості параметрів регресії.

З метою необхідного покращення та подальшого дослідження моделі передбачено побудову та дослідження нелінійної регресійної залежності, а також прогнозування на задану кількість періодів уперед. Використовувані статистичні дані найкраще апроксимує поліноміальна лінія тренду шостого ступеня (рис. 5):

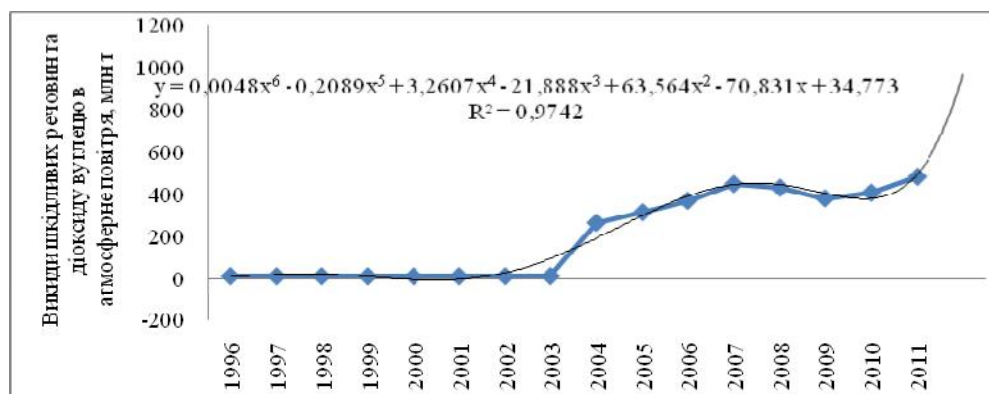


Рис. 5. Апроксимація статистичних даних

Висновки та перспективи подальших досліджень. Розроблена економічна модель дає можливість аналізувати й прогнозувати вплив різних галузей промисловості на забрудненість атмосферного повітря, але водночас за результатами наведеного дослідження потребує також корекції та подальшого вдосконалення.

Перспективним напрямом є вдосконалення даної моделі, а саме включення до моделі нерозглянутих в даному дослідженні факторів впливу на забрудненість атмосферного повітря та обсяги викидів шкідливих речовин, а також створення на її основі експертної системи для прогнозування.

Бібліографічні посилання

1. Аналітична доповідь «Довкілля України у 2009 році». Державний комітет статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.ukrstat.org/uk/operativ/operativ2011/ns_rik/analit/arhiv.html.
2. Виробництво основних видів промислової продукції 1990–2011рр. Державний комітет статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2011/pr/ovp/ovp_u/ovp2011.html.
3. Транспорт 1980–2010 рр. Державний комітет статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2005/tz/tz_rik/tz_u/ts_u.html.
4. Зв'язок 1980–2011рр. Державний комітет статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2005/tz/tz_rik/tz_u/zv_u.html.
5. Викиди шкідливих речовин та діоксиду вуглецю в атмосферне повітря 1990–2011рр. Державний комітет статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2009/ns_rik/ns_u/dvsr_u2008.html.
6. Башкова І. Ю. Економіко-математичне моделювання соціально-економічних процесів (забрудненості атмосферного повітря) / І. Ю. Башкова, С. О. Смирнов // Вісн. ДНУ. – 2012. – Т. 20, № 10/1. – 291 с.
7. Бережная Е. В. Математические методы моделирования экономических систем : учеб. пособ. – 2-е изд, перераб и доп. / Е. В. Бережная, В. И. Бережной. – М. : Финансы и статистика, 2006. – 432 с.

8. **Величко А. С.** Изучаем эконометрику : учеб. пособ. / А. Величко. – Владивосток : Изд-во Дальневост. ун-та, 2007. – 72 с.
9. **Молчанов И. Н.** Компьютерный практикум по курсу эконометрики (реализация на EViews) / И. Н. Молчанов, И. А. Герасимова. – Ростов н/Д. : Ростов. гос. экон. ун-т. – 2001. – 58 с.

Надійшла до редколегії 17.12.2012 р.

УДК: 338:43.03 640.088

В. В. Бугайчук

Житомирський національний агроекологічний університет

ЭФЕКТИВНІСТЬ ВИКОРИСТАННЯ ВИРОБНИЧОГО ПОТЕНЦІАЛУ У СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ ПІДПРИЄМСТВАХ

Проведено оцінку інтегральної ефективності використання виробничого потенціалу сільськогосподарських підприємств Житомирської області та обґрунтовано напрями її підвищення.

Ключові слова: виробничий потенціал, інтегральна оцінка виробничого потенціалу, складові виробничого потенціалу: трудовий, матеріально-технічний, ресурсний, фінансовий, інтегруючий та економічний.

Дана оценка интегральной эффективности использования производственного потенциала сельскохозяйственных предприятий Житомирской области и разработаны направления ее повышения.

Ключевые слова: производственный потенциал, интегральная оценка производственного потенциала, составляющие производственного потенциала: трудовой, материально-технический, ресурсный, финансовый, интегрирующий и экономический.

The article evaluated the integrated effectiveness of agricultural enterprises production potential in Zhytomyr region as well as directions of its improvement.

Keywords: production potential, calculates the integral efficiency of agricultural enterprises production potential, the components of production potential, material and technical potential, resources potential, financier potential, emergency and economical potential.

Досягнення та утримання конкурентних переваг вітчизняними сільськогосподарськими підприємствами на світовому ринку можливе за умови ефективної реалізації виробничого потенціалу. Недостатня увага до вирішення цієї проблеми призводить до втрат підприємством економічних вигід унаслідок зростання поточних витрат на поліпшення якості земельних ресурсів, удосконалення трудових ресурсів, ремонт об'єктів основних засобів тощо. За таких умов актуальним є питання оцінки ефективності використання виробничого потенціалу і розробки рекомендацій її підвищення у сільськогосподарських підприємствах.

Проблема оцінки ефективності використання виробничого потенціалу знайшла відображення у працях В. Г. Андрійчука, О. М. Алімова, Б. Є. Бачевського, Д. П. Богині, А. І. Даниленко, М. І. Долишнього, І. В. Заблудської, І. М. Репіної, О. О. Решетняка, О. С. Федоніна. Але, незважаючи на значну кількість опублікованих наукових досліджень, досі не вироблено єдиної методики оцінки виробничого потенціалу, що і зумовило проведення даного дослідження.

Метою цієї роботи є оцінка ефективності використання виробничого потенціалу сільськогосподарських підприємств Житомирської області та розробка практичних рекомендацій щодо її підвищення.

© В. В. Бугайчук, 2013