

УДК 519.8

Горбачук В. М.

Інститут кібернетики імені В. М. Глушкова Національної академії наук України

РОЛЬ ФАКТОРІВ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОГО ВИРОБНИЦТВА США, УКРАЇНИ ТА ЇЇ СУМІЖНИХ ДЕРЖАВ

Оцінюються фактори сільськогосподарського виробництва, вимірюваного у поточних доларах США, – технологія, агреговані обсяги енергії та води. Крос-секційні регресії свідчать про вищу ефективність сільського господарства у Румунії, Словаччині, Україні і нижчу у Білорусі, Молдові, Польщі, Угорщині. Виявлено значно більшу роль фактора енергії порівняно з фактором води.

Ключові слова: сільськогосподарське виробництво, енергія, вода, технологія, крос-секційні регресії.

Постановка проблеми полягає у тому, що Україна, стаючи гравцем на світовому сільськогосподарському ринку, потребує міжнародного порівняння ролі своїх факторів сільськогосподарського виробництва.

Сучасні дослідження факторів виробництва виходять з економічного зростання як цілі політики, визначають причини економічного зростання й можливі шляхи впливу на це зростання. Прикладами є роботи [1] (автор – Нобелівський лауреат 1987 р. Р. Солоу (R. Solow)) і [2] (автор – З. Гріліхес (Z. Griliches), уродженець Литви, який проводив економетричне вивчення джерел зростання продуктивності за підтримки Національного наукового фонду (National Science Foundation), Фонду Форда (Ford Foundation), Консорціуму освіти і досліджень з економіки (Economics Education and Research Consortium, EERC), що у 1996 р. започаткував міжнародно визнану магістерську програму з економіки в Україні). Всі ці дослідження явно чи неявно застосовували агреговану виробничу функцію $Y_t = g(X_t, u_t, T_t)$, де Y_t – індекс фізичного випуску (або доданої вартості) галузі, X_t – множина вимірних входів (зазвичай це індекси капіталу і праці), u_t – випадкова (короткострокова) циклічна змінна (наприклад, погода в сільському господарстві чи безробіття у промисловості), T_t – рівень технології (непостережувана латентна змінна, яку зазвичай визначають через залишок при заданих значеннях інших змінних), g – функція, яка описує зв'язок між вищезазначеними змінними. Часто припускають, що функція g є однорідною ступеня 1 по X_t (має постійну віддачу від масштабу), а галузь, працюючи на досконалих конкурентних ринках продуктів і факторів, перебуває в рівновазі (принаймні була в рівновазі у ключові моменти часу). Такі припущення дозволяють наближувати потрібні коефіцієнти функції g через відносні частки факторів, уникаючи таким чином безпосереднього оцінювання коефіцієнтів.

Кілька досліджень на історичних даних США, використовуючи такий підхід і прийняті коефіцієнти для праці і капіталу, показали, що економічне зростання пояснюється не стільки працею і капіталом, скільки залишковим фактором T_t , який дістав назву фактора технічної зміни [1, 3]. У свою чергу, ці результати сприяли подальшим спробам поліпшувати й удосконалювати вимірювання того, що видається найважливішим джерелом економічного зростання. В цих дослідженнях припускалась нейтральність залишкового фактора, тобто відсутність впливу T_t на взаємозв'язок між Y_t та X_t .

Проте такі постановка проблеми і напрям, в якому розгорталися відповідні дослідження, недостатньо пояснюють економічне зростання.

Саме поняття виробничої функції не є корисним при цьому, бо вона не є стійкою, коли її значення чомусь значно зсуваються. Крім того, називаючи непояснені залишкові зміни випуску технічною зміною, не розуміємо економічного зростання краще і не вимірюємо ці зміни точніше, коли вони невідомі.

Нерозв'язане питання – оцінювання ролі факторів сільськогосподарського виробництва України та суміжних держав.

Мета даної роботи – запропонувати альтернативний, потенційно плідніший підхід до проблеми і проілюструвати його на прикладі зростання продуктивності в сільському господарстві країни. За новим підходом, зміни випуску відносяться скоріше до змін кількостей та якостей входів, до економік масштабу, ніж до технічної зміни, позаяк власне виробнича функція залишається незмінною (принаймні в істотних часових проміжках). Зазвичай виведені залишкові міри зростання продуктивності вважаються радше не мірами технічної зміни, а результатом похибок процедури вимірювання. Ці похибки мають кілька джерел: перелік змінних, які впливають на випуск, може бути неправильним і не включати до уваги деяких доречних факторів; поведінка перелічених змінних може вимірюватися неправильно, особливо коли нехтується поведінка їхньої якості; можуть використовуватися неправильні ваги при оцінюванні внеску змін окремих входів у зростання виходу (випуску). виправлення цих недоліків, мабуть, вестиме до суттєвого зменшення того, що зазвичай вимірювалося як зростання загальної продуктивності факторів (total factor productivity, TFP), знижуючи таким чином частку економічного зростання, яку раніше відносили до категорії TFP. Новий підхід не усуває технічну зміну від пояснення економічного зростання, намагаючись перетворити те, що вважалося всеосяжною залишковою змінною, у рухи відповідно до загальнішої виробничої функції та зміни якості входів, які можна ідентифікувати.

Основні результати можна проілюструвати, зводячи разом результати багатьох досліджень виробничих відносин і зміни якості входів у сільському господарстві [4, 5]. Ці дослідження вказують, що основними причинами звичайно вимірюваних приростів продуктивності в сільському господарстві США протягом періоду 1940–1960 рр. видаються такі: поліпшення в якості праці внаслідок підвищення освітніх рівнів; поліпшення в якості послуг механізації, не розпізнані через викривлення стандартних цінових індексів, що схильні піддавати дефляції витрати на капітальне обладнання; недооцінка внеску капіталу й надмірна оцінка внеску праці в зростання випуску.

ку у прийнятих вагах факторів; економіки масштабу. Відмовляючись від прийнятого припущення про рівновагу, приходимо до перегляду ролі факторів та економіки масштабу в економічному зростанні.

Окрема оцінка кожного зазначеного джерела зростання виводиться з різних фрагментів даних. Схожий до роботи [6] підхід [2] зосереджується на більш докладних і краще документованих оцінках меншої кількості факторів. Підхід [2] пов'язаний з роботою [7] про вбудування технічної зміни в новий капітал, а також дозволяє вбудування інших факторів і допускає зміну рівня вбудування чи поліпшення якості під час досліджуваного періоду. Основна мета – скоріше, пояснювати технічну зміну, ніж визначати її. Можна застосовувати не прямий, а двокроковий підхід: спочатку обчислювати прийняті міри технічної зміни, а потім переходити до їхнього пояснення на базі даної множини факторів.

Обговоримо кілька питань, які можна вивчати в економетричному дослідженні виробничої функції, але зазвичай не вивчаються у стандартному дослідженні продуктивності чи вимірювання технічної зміни. Економетричні дослідження виробничої функції можна використовувати для вивчення потрібної алгебраїчної форми агрегованої виробничої функції, числа і типу змінних, які слід включати у перелік входів, відповідного способу вимірювання цих змінних, визначення числових значень коефіцієнтів при цих змінних. Хоча вищезазначені питання є базовими для будь-якої спроби приписати спостережуване зростання випуску до його різних причин, у більшості досліджень вимірювання продуктивності і технічної зміни ці питання зазвичай вважаються радше вже розв'язаними, ніж вивченими.

Вибір конкретного алгебраїчного виду для виробничої функції пов'язується з питанням простоти заміщення між різними факторами, тобто кривизни ізоквантів. Еластичність заміщення зазвичай вважається або нескінченністю, як це показано на арифметичних індексах загального входу [8], або одиницею, як це має місце при використанні функції Кобба–Дугласа чи геометричного індексу входу з постійними чи зсуненими вагами [1]. Проте еластичність заміщення теж слід оцінювати, а не задавати заздалегідь. Тому для оцінювання залишку, віднесеного до технічної зміни, використовувалися експоненційно зважені гармонічні середні індексів входів [9] (перший автор праці [9] – Нобелівський лауреат 1972 р.) Те, який вид виробничої функції найбільш придатний, є емпіричним питанням, яке можна з'ясувати шляхом перевірки різних видів на даній множині даних входів-виходів. На жаль, відповідна кривизна є, напевне, занадто тонким питанням, щоб його з'ясувати на агрегованому рівні, бо наявні дані не є достатньо задовільними для цього. Якість даних не так важлива в обліку економічного зростання: використання прийнятих мір входів з різними формулами числових індексів суттєво не зменшує залишок. Водночас питання кривизни є набагато важливішим для теорії функціонального розподілу доходу.

Основні кандидати на включення до прийнятого переліку входів: дослідження і розробки; освіта робочої сили; такі зовнішні входи, як діяльність уряду та інших установ із досліджень і поширення; такі інші послуги з неринковими цінами, як надання транспортних і комунікаційних зручностей. Те, що деякі ці змінні включа-

ються у виробничу функцію зразу чи додаються до неї потім, не є важливим. Можна говорити і про послуги освітнього капіталу, і про освіту як аспект якості робочої сили: як говорити зручніше, залежатиме від виду даних, які надходять, і взаємодій з іншими змінними, яких бажано враховувати чи вже враховано. В ідеалі слід вивчати доречність і справжню чисельну важливість таких змінних для пояснення економічного зростання. У більшості попередніх робіт з освіти спостережуване підвищення продуктивності просто приписується змінам в освіті, використовуючи крос-секційні таблиці залежності доходу від освіти в якості своєї схеми зваження [4, 6]. Ці таблиці ставлять багато складних питань, які не виключають можливості значною мірою хибних спостережуваних асоціацій. Більше того, до появи докладних таблиць перепису населення США 1960 р., єдиними наявними даними залежності доходу від освіти були дані для США в цілому. Можна не сумніватися, що освіта – важливе джерело зростання економіки в цілому, але ще слід переконатися, наскільки освіта важлива для сільського господарства. Вводячи освіту в робочу силу як окрему змінну для економетричного дослідження виробничої функції, стає можливим оцінювати, а не припускати значення коефіцієнта при змінній освіти.

Щоб вимірювати частину зміни випуску, що є наслідком зміни рівня окремого входу, слід зважувати останній його відповідним коефіцієнтом виробничої функції. Припускаючи лінійність (лінійність для логарифмів) виробничих функцій, постійність віддачі від масштабу, конкурентність рівноваги (принаймні у періоді визначення ваг), ці коефіцієнти можна наближувати ринковими цінами входів або їхніми відносними частками в загальних витратах. Якщо ж сектор неперервно перебуває у нерівновазі (як це виявилось для сільського господарства), то схема зваження, основана на частках факторів, буде невірною для порівнянь продуктивності. Багато сільськогосподарських економістів тривалий час доводили, що граничний продукт праці в сільському господарстві помітно нижчий поточного рівня зарплати найманої праці, а граничний продукт капіталу суттєво вищий звичайних банківських або іпотечних ставок [10] (автор праці [10] – Нобелівський лауреат 1979 р.) Це ґрунтувалося на спостереженнях великого витоку праці із галузі сільського господарства і притоку капіталу в цю галузь. Статистично оцінювана виробнича функція дає альтернативну і концептуально прийнятнішу систему ваг для обчислення входів до загального індексу входів. У такій галузі, як сільське господарство, де різні входи мають дуже різні часові тренди, прийняті оцінки продуктивності чутливі до найменшого зсуву у вагах.

Усі прийняті індекси продуктивності припускають постійність віддачі від масштабу. Це ж стосується оцінюваних виробничих функцій. З іншого боку, більшість кривих витрат і багато публікацій з програмування та бюджетування передбачають існування суттєвих економік масштабу як у сільському господарстві, так і промисловості. Проте не так важливо, прямують економіки масштабу до нескінченності чи розгортається крива витрат вгору. Цікавим питанням є те, чи були деякі додаткові економіки за існуючих рівнів масштабу. На жаль, оцінювання стандартних виробничих функцій типу Кобба–Дугласа не дуже підходить для відповіді на це питання,

бо воно припускає однорідність виробничої функції за всіма входами [2]. Оцінювання може дати відповідь, наскільки більший або менший одиниці ступінь однорідності функції, але може пропускати багато аспектів того, що ми зазвичай вважаємо джерелами економік масштабу, – невідомості та непропорційності за припущенням однорідності. Адекватне дослідження економік масштабу потребуватиме використання виробничої функції, яка не є однорідною для принаймні певного набору входів.

Деякі вищезазначені проблеми вивчалися шляхом оцінювання агрегованої сільськогосподарської виробничої функції, виходячи з даних 1949 р. для 68 регіонів США [2]. Це дослідження детальніше описано в роботі [5], де надані альтернативні оцінки й докладні застереження. Залежна змінна – логарифм середнього значення виробництва комерційної ферми. Незалежні змінні – це логарифми таких змінних (усереднених для комерційних ферм): 1) закупівлі худоби і кормів плюс відсотки на інвестиції у худобу; 2) закупівлі насіння й рослин, добрив і вапна, витрати на закупівлю води на зрошення; 3) закупівлі бензину та іншого нафтового палива, ремонт тракторів та іншого устаткування, оренда машин, амортизація та відсотки для інвестицій в механізацію; 4) відсотки на вартість землі; 5) амортизація і відсотки для будівель; 6) середня кількість працівників (в еквівалентні повної зайнятості) комерційної ферми; 7) середнє освітнє сільського населення ферм, зважене до загального доходу США за вагами освітнього класу людини (не комерційної ферми). Результати крос-секційних регресій (U17) і (R6) обчислені на основі рівняння типу Кобба–Дугласа [5]. Декілька альтернативних форм виробничої функції помітно не покращили цих результатів, зокрема функція, яка допускає крос-секційні відмінності складу випуску (рослинництва відносно тваринництва) теж суттєво не покращує результатів. При цьому агрегований склад випуску істотно не змінюється з часом [4, 5].

Змінна 7) виявилася статистично значущою, а коефіцієнт при ній не дуже відрізнявся від ко-

ефіцієнта при змінній 6). Тому не буде великою помилкою перемножити змінну 6) на змінну 7) (вважати змінну 7) відповідною інфляцією змінної праці) перед оцінюванням виробничої функції. Це легше застосовувати до часових рядів, бо можна настроювати змінну праці до якості заздалегідь, не вважаючи змінну освіти окремою незалежною змінною. Якщо розглядати 6 таких незалежних змінних, а не 7, то коефіцієнт детермінації та коефіцієнти при змінних залишаються майже незмінними.

Оцінювані коефіцієнти значно відрізняються від того, що вважалось вірним за припущення даних про частки факторів і рівноваги. За припущень даних про частки факторів, на даних США 1947–1949 рр. отримано офіційні оцінки коефіцієнтів при таких змінних: а) загальні витрати на купівлю кормів, насіння, худоби (цю змінну введено замість доданої вартості нефермерського сектору, а потім відповідно перераховано коефіцієнти); б) добрива і вапно; с) енергія та механізми; d) нерухомість; е) праця; f) інші поточні витрати [11]. Ці оцінки відрізняються від оцінок, знайдених за альтернативною схемою зваження входів, оснований на крос-секційній агрегованій виробничій функції 1949 р. Значення альтернативних оцінок обчислювалися з рівняння (U17) як відповідні частки суми всіх коефіцієнтів [5]. Альтернативна схема включала в змінну f) насіння (не в змінну а)), а також добрива і вапно (не в змінну b)). Коефіцієнт при змінній f) в регресіях розподілений між добривами і вапном пропорційно до офіційних ваг [11].

Альтернативна схема дає при змінній е) менший відносний коефіцієнт, а при змінній с) – більший відносний коефіцієнт порівняно з офіційними коефіцієнтами [11]. Те, що сума коефіцієнтів за альтернативною схемою більша одиниці, свідчить про значні економіки масштабу.

Додана вартість сільського господарства Білорусі, Молдови, України зросла у кілька разів протягом 2003–2011 рр., що теж свідчить про ефекти масштабу:

Додана вартість (value) V сільського господарства, у млн. поточних доларів США (United States Dollars, USD) [12]

Таблиця 1

Держава/Рік	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Білорусь	1539	2048	2539	3122	3631	5078	3996	4399	5102
Молдова	363	457	490	494	440	533	462	700	858
Польща	8408	11466	12126	12870	16103	17308	13969	14620	
Румунія	6882	9643	8809	10917	13444	13548	10592	9884	12411
Словаччина	1856	2040	1989	2232	3080	3748	3134	3064	
Угорщина	3080	4216	3961	3902	4689	5636	3609	3836	
Україна	5449	7020	7890	8150	9377	12369	8440	9950	13641

Забір прісної води в сільське господарство (% загального забору прісної води) [12]

Таблиця 2

Держава/Рік	1972	1977	1982	1987	1992	1997	2002	2007	2011
Білорусь							19,36	19,36	19,36
Молдова					26,16	26,16	39,69	39,69	39,69
Польща					11,17	11,17	8,27	8,849	9,691
Румунія	35,45	39,93	36,12	41,41	44,59	23,92	10,48	13,04	17,03
Словаччина						5,115	7,771	3,198	3,198
Угорщина				35,99		35,99	12,35	5,581	5,581
Україна							51,17	51,17	51,17

Таблиця 3

Загальний забір прісної води (млрд. куб. м) [12].

Держава/Рік	1972	1977	1982	1987	1992	1997	2002	2007	2011
Білорусь							4,338	4,338	4,338
Молдова					2,963	2,963	1,915	1,915	1,915
Польща			15,13	16,41	15,16	15,16	12,83	12,68	11,96
Румунія	9,59	14,4	18,8	20,5	20,41	12,46	8,97	8,429	6,876
Словаччина						1,31	1,171	0,688	0,688
Угорщина			4,805	6,351		6,351	5,84	5,59	5,59
Україна					26	26	38,48	38,48	38,48

З табл. 2 і 3 розраховуємо значення табл. 4 і 5:

Таблиця 4

Забір прісної води в сільське господарство (млрд. куб. м).

Держава/Рік	1972	1977	1982	1987	1992	1997	2002	2007	2011
Білорусь							0,840	0,840	0,840
Молдова					0,775	0,775	0,760	0,760	0,760
Польща					1,693	1,693	1,061	1,122	1,159
Румунія	3,400	5,750	6,791	8,489	9,101	2,980	0,940	1,099	1,171
Словаччина						0,067	0,091	0,022	0,022
Угорщина				2,286		2,286	0,721	0,312	0,312
Україна							19,690	19,690	19,690

Таблиця 5
Лінійне наближення забору W прісної води у сільське господарство (млн. куб. м) у 2008–2009 рр. Енергоспоживання (energy consumption) E сільського та лісового господарства (тис. т нафтового еквіваленту (tonnes of oil equivalent, TOE) [13]

Держава/Рік	W		E	
	2008	2009	2008	2009
Білорусь	840	840	1228	1098
Молдова	760	760	64	51
Польща	1131	1141	3620	3541
Румунія	1117	1135	291	377
Словаччина	22	22	140	129
Угорщина	312	312	530	444
Україна	19690	19690	1738	1615

Знайдемо оцінки звичайних найменших квадратів для значень параметрів α , β , γ крос-секційних (поміждержавних) регресій $V=e^{\alpha}W^{\beta}$ у 2008–2009 рр., використовуючи залежність

$$\ln V = \gamma + \alpha \ln E + \beta \ln W.$$

Для 2008 р. за допомогою MS Excel отримано $\ln V = 2.049 + 0.694 \ln E - 0.066 \ln W$, $R^2 = 0.625$,
(0.722) (0.297) (0.212)

де R^2 – коефіцієнт детермінації, значення в

дужках – стандартні похибки. Аналогічно для 2009 р. отримано

$$\ln V = 1.995 + 0.717 \ln E - 0.103 \ln W, R^2 = 0.712.$$

(0.595) (0.246) (0.180)

Таблиця 7

Залишок = (Фактичне значення $\ln V$) – (Розраховане $\ln V$).

Держава/Рік	Розраховане $\ln V$	Залишок	Розраховане $\ln V$	Залишок
	2008	2008	2009	2009
Білорусь	3,999	-0,293	3,875	-0,274
Молдова	3,111	-0,384	2,923	-0,259
Польща	4,316	-0,078	4,226	-0,081
Румунія	3,557	0,575	3,529	0,496
Словаччина	3,449	0,124	3,371	0,125
Угорщина	3,774	-0,023	3,637	-0,08
Україна	4,013	0,08	3,854	0,072

Висновки полягають у вищій ефективності сільського господарства Румунії, Словаччини, України і нижчій ефективності Білорусі, Молдови, Польщі, Угорщини. Виявлено більшу роль фактора енергії порівняно з фактором води. Подібно до США, фактор технології потребує поглибленого вивчення.

Список літератури:

- Solow R. M. Technical change and the aggregate production function // Review of economics and statistics. – 1957. – V. XXXIX. – № 3. – P. 312-320.
- Griliches Z. The sources of measured productivity growth: United States agriculture, 1940–60 // Journal of political economy. – 1963. – V. 71. – № 4. – P. 331-346.
- Fabricant S. Basic facts on productivity change. – New York: National Bureau of Economic Research, 1959. – NBER Occasional Papers. – № 63. – 48 p.
- Griliches Z. Measuring inputs in agriculture: a critical survey // Journal of farm economics. – 1960. – V. XIII. – № 5. – P. 1411-1433.
- Griliches Z. Estimates of the aggregate agricultural production function from cross-sectional data // Ibid. – 1963. – V. XLV. – P. 419-428.
- Denison E. F. The sources of economic growth in the United States and the alternative before us. – New York: Committee for Economic Development (CED), 1962. – CED Supplementary Paper № 13. – 297 p.
- LII. – № 2. – P. 76-86.
- Kendrick J. W. Productivity trends in the United States. – Princeton, NJ: Princeton University Press, 1961. – 630 p.
- Arrow K. J., Chenery M. B., Minhas B. S., Solow R. M. Capital-labor substitution and economic efficiency // Review of economics and statistics. – 1961. – V. XLIII. – № 3. – P. 225-250.

10. Schultz T. W. How efficient is American agriculture? // Journal of farm economics. – 1947. – V. XXIX. – № 3. – P. 644-658.
11. Loomis R. A. Production inputs of U.S. agriculture / The farm cost situation. – Washington, DC : USDA, 1960. – May.
12. World development indicators [Електронний ресурс]. – Режим доступу : www.worldbank.org.
13. Горбачук В. М. Аналіз енергоспоживання галузей землекористування України і суміжних країн у 2006-2009 рр. // Культура народів Причорномор'я. – 2013. – № 256. – С. 92-96.

Горбачук В. М.

Институт кибернетики имени В. М. Глушкова Национальной академии наук Украины

**РОЛЬ ФАКТОРОВ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА США,
КРАИНЫ И ЕЕ СОПРЕДЕЛЬНЫХ ГОСУДАРСТВ**

Резюме

Оцениваются факторы сельскохозяйственного производства, измеряемого в текущих долларах США, – технология, агрегированные объемы энергии и воды. Кросс-секционные регрессии свидетельствуют о высшей эффективности сельского хозяйства в Румынии, Словакии, Украине и низшей в Беларуси, Молдове, Польше, Венгрии. Обнаружена значительно большая роль фактора энергии по сравнению с фактором воды.
Ключевые слова: сельскохозяйственное производство, энергия, вода, технология, кросс-секционные регрессии.

Gorbachuk V. M.

V. M. Glushkov Cybernetics Institute, National Academy of Sciences of Ukraine

**THE ROLE OF AGRICULTURAL PRODUCTION FACTORS FOR THE USA,
UKRAINE AND ITS ADJACENT STATES**

Summary

The following factors of agricultural production, measured in current U. S. dollars, are estimated: technology, aggregated amounts of energy and water. The cross-section regressions mark higher efficiency of agricultural production in Romania, Slovakia, Ukraine, and lower efficiency in Belarus, Moldova, Poland, Hungary. The role of energy factor appeared to be significantly higher than the role of water factor.
Key words: agricultural production, energy, water, technology, cross-section regressions.