

ЕКОНОМЕТРИЧНІ ПІДХОДИ ДО ОБГРУНТУВАННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАННЯ ОСНОВНИХ ЗАСОБІВ ПІДПРИЄМСТВ

Гече С.Ф.,
Слава – Продан С.С.

Статтю присвячено дослідженню можливості використання методів регресійного аналізу для вдосконалення ефективного використання основних засобів підприємства. Розроблено ефективний алгоритм побудови множинної лінійної регресійної моделі і розкрито основні етапи аналізу цієї моделі.

Ключові слова: вибіркова коваріація, вибірковий коефіцієнт кореляції, частковий коефіцієнт кореляції, множинний коефіцієнт детермінації, t – статистики Ст'юдента, F – критерій Фішера, коефіцієнт еластичності.

ВСТУП

Однією з найбільш актуальних проблем функціонування та розвитку промислових та автотранспортних підприємств є виявлення шляхів підвищення ефективності їх діяльності. Перспективними дослідженнями у цьому напрямі є визначення та аналіз факторів, що впливають на узагальнюючі показники основних засобів, через які визначаємо ефективність функціонування підприємства.

Більшість результатуючих економічних показників підприємства формується під впливом багатьох факторів. Виділення основних з цих факторів та зв'язків між ними дозволяє визначити основні зусилля, необхідні для їх результативного використання і, як наслідок, забезпечення ефективної діяльності підприємства оптимальним шляхом. Одним з методів, який допомагає це здійснити, є множинний регресійний аналіз.

За останній час з'явилося багато публікацій, у яких досліджується математичне моделювання економічних процесів. Авторами їх стали такі провідні вчені як Івашук О. Т. [1], Стирський М. [2], Яркіна Н. М. [3], Лондар С. [4], Фадхутдинов Р. А. [5] та інші. Економетричні методи моделювання широко використовуються і в інноваційній діяльності підприємства. Є значна група публікацій в яких систематизують та обґрунтовують різні моделі визначення інноваційної діяльності та інноваційних витрат, що базуються на різних економіко – математичних методах [6]. Пошук можливостей вдосконалення ефективного використання основних засобів, підвищення конкурентоспроможності і покращення інноваційного клімату підприємства є важливими задачами в умовах ринкової економіки, тому подальше вивчення, дослідження і розробки нових методів, в тому числі і економетричних, для розв'язування вищезазначених задач є обґрунтованими і актуальними.

Метою даної статті є розробка підходів підвищення ефективності використання основних засобів підприємства на основі застосування багатфакторної лінійної регресійної моделі.

1. ФОРМУВАННЯ АЛГОРИТМУ ЕКОНОМЕТРИЧНОГО ОБГРУНТУВАННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАННЯ ОСНОВНИХ ЗАСОБІВ ПІДПРИЄМСТВА

На кожному підприємстві існують резерви для кращого використання основних виробничих засобів. Покращення їх використання позитивно впливає на фінансові результати роботи підприємства за рахунок зниження собівартості, зростання обсягу випуску продукції, збільшення балансового прибутку та покращення якості продукції.

Шляхи покращення використання основних засобів залежать від тих конкретних умов, які склалися на підприємстві за той чи інший період. Більш ефективне їх використання досягається за рахунок виконання якісних управлінських та економічних дій, серед яких можна назвати такі :

- позбутися зайвого устаткування, машин, інших основних фондів або здати їх в оренду;
- купувати високоякісні основні засоби;
- своєчасно і якісно здійснювати планово – профілактичні та капітальні ремонти;
- працювати над систематичним підвищенням кваліфікації обслуговуючого персоналу;
- безперервно підвищувати рівень механізації та автоматизації виробництва;
- покращити якість підготовки сировини, матеріалів для процесу виробництва і автозапчастин машинного парку;
- впроваджувати нову техніку, прогресивну технологію, яка є безвідходною і паливозберігаючою;
- використовуючи сучасну комп'ютерну технологію, щоб забезпечити високу організацію виробництва (перевезень) і праці з метою скорочення втрат робочого часу через мінімізацію простоїв машин.

Для визначення ефективних напрямів управління та покращення використання основних засобів розробимо економіко – математичну (економетричну) модель. Для створення такої моделі застосовуємо методи множинної лінійної регресії [7], [8]. Множинна лінійна регресійна модель, базується на основі результатів спостережень (вибірки) результативних та факторних ознак. Вибірку задаємо за допомогою таблиці, що має наступну структуру:

Таблиця 1. Емпіричні дані факторних та результатуючих ознак

Ознаки	Найменування ознак	Позначення ознак	Періоди		
			період 1	...	період n

Результуючі	Найм. Рез. озн. 1	y_1	y_{1l}	.	y_{ln}

	Найм. Рез. озн. p	y_p	y_{pl}		y_{pn}
Факторні	Найм. Факт. озн. 1	x_1	x_{1l}	.	x_{1n}

	Найм. Факт. озн. q	x_q	x_{ql}		x_{qn}

При побудові множинної лінійної регресійної моделі використовуємо значну кількість факторних ознак, серед яких треба виділити найбільш інформативні. Розрахунок параметрів багатофакторної лінійної регресійної моделі з великою кількістю факторних ознак є громіздким і отримана в результаті такого аналізу модель - складна і ненаглядна. Тому для зменшення кількості факторних ознак й отримання найбільш інформативних факторних ознак з них проводимо попередній парний кореляційний аналіз між факторами впливу з метою виокремлення економічних чинників, які мають найтісніший зв'язок з результуючими ознаками.

Для побудови багатофакторної лінійної регресійної моделі наводимо наступний алгоритм.

Алгоритм побудови множинної лінійної регресійної моделі

Крок 1. Відносно факторних ознак (незалежних змінних) x_1, x_2, \dots, x_q на основі емпіричної таблиці (вибірки) знаходимо вибіркові коефіцієнти кореляції

де у результуюча ознака (залежна змінна), вибіркова коваріація досліджуваних показників у та x_i , вибіркові середньо –

квадратичні відхилення аналізованих показників.

За допомогою статистики Ст'юдента визначимо підмножину факторних ознак для яких

де модуль коефіцієнта , кількість спостережень, критичне значення параметра при рівні значущості і ступенем вільності . Виконання нерівності (1) свідчить про значущість вибіркового парного коефіцієнта кореляції .

Крок 2. На основі вибірових даних для факторних ознак і залежної змінної у згідно [7] побудуємо кореляційну матрицю , що складається із вибірових парних коефіцієнтів кореляції

і знаходимо часткові вибіркові коефіцієнти кореляції

де алгебраїчне доповнення до елемента матриці , що знаходиться на перетині го рядка і го стовпчика.

За допомогою t -статистики Ст'юдента визначимо підмножину , для яких

де критичне значення параметра при рівнем значущості і ступенем вільності

Крок 3. Знаходимо множинний коефіцієнт детермінації [7].

де детермінант матриці).

Якщо значення коефіцієнта показує, що варіація у в достатній мірі пояснюється варіаціями факторних ознак z_1, \dots, z_m , то переходимо до кроку 4, а в противному випадку робимо висновок, що існують факторні змінні, які суттєво впливають на результуючу ознаку у і ми їх не передбачили (або залежність між у та z_1, \dots, z_m є нелінійною), тому при побудові лінійної регресійної моделі треба провести додаткове дослідження, щоб виявити нові факторні ознаки x_{q+1}, x_{q+2}, \dots , які можуть бути включені у лінійну регресійну модель або збільшити кількість спостережень, якщо це можливо.

Крок 4. Відносно факторних ознак z_1, z_2, \dots, z_m побудуємо рівняння множинної лінійної регресії

Крок 5. На основі вибірових значень факторних ознак z_1, z_2, \dots, z_m побудуємо матрицю

де $i + 1$ стовпчик матриці складається із відповідних значень факторної змінної z_i (z_{ji} - значення факторної змінної z_i при i -ому спостереженні).
Оцінимо статистичну значущість коефіцієнтів a_i ($i = 0, 1, 2, \dots, m$) множинної лінійної регресії (2).
Для цього знаходимо оцінену коваріаційну матрицю [8]

на діагоналі якої знаходяться оцінки дисперсій параметрів транспонована матриця матриці Z .

Беручи із цих оцінок квадратні корені, знаходимо стандартні похибки коефіцієнтів і через них визначимо параметри

де модуль коефіцієнта a_i .

До знайдених параметрів застосуємо t -статистику Ст'юдента, і якщо , то коефіцієнт є значущим і його залишимо у рівнянні (2), а в противному випадку, вважаємо, що коефіцієнт a_i є незначущим і його видалимо з рівняння (2). Після таких перетворень рівняння (2) переписеться так:

де і переходимо до кроку 6.

Крок 6. Відносно факторних ознак знаходимо множинний коефіцієнт детермінації

де вибіркове математичне сподівання у і перевіримо рівняння (4) на значущість в цілому.
Для цього знаходимо величину

і порівнюємо його з критичним значенням що береться із відповідної таблиці розподілу Фішера із ступенями вільності $s, n-s-1$, і рівнем значущості .

За F -статистикою Фішера рівняння (4) буде значущим з рівнем значущості , якщо , і тоді можна вважати кінець алгоритму.

Після того, як побудоване адекватне (значуще) рівняння (4) доцільно надати порівняльну характеристику зв'язків між y та через коефіцієнт еластичності , який у випадку лінійної регресії обчислюють за формулою

де вибіркві середні значення ознак , знайдені на основі емпіричної таблиці. Якщо (початкова факторна ознака), то параметр показує, що на скільки відсотків у середньому зміниться результуюча ознака, якщо факторна ознака збільшиться на 1 %.

2. ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАННЯ ОСНОВНИХ ЗАСОБІВ НА ПІДПРИЄМСТВІ ВАТ «ЗАКАРПАТАВТОТРАНС»

Для розрахунку оцінки ефективності використання основних засобів застосуємо вище розроблену економетричну модель, у якій використаємо дані таблиці 2.

Таблиця 2. Основні економічні показники для розрахунку економічних моделей ефективності використання основних засобів (на матеріалах ВАТ «Закарпатавтотранс»)

Показники	Позначення	2007 рік	2008 рік	2009 рік	2010 рік
Фондовіддача основних фондів	<input type="text"/>	0,88	0,88	1,07	1,31
Фондомісткість	<input type="text"/>	1,14	1,14	0,94	0,76
Рентабельність основних фондів	<input type="text"/>	0,056	0,196	0,115	0,08

Доход (виручка) від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг), грн.		5126	7366	8428	10381
Чистий доход (виручка) від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг), грн.		4257	6074	7008	8640
Собівартість реалізованої продукції (товарів, робіт, послуг)		3642	5103	4998	5700
Прибуток від операційної діяльності		334	1967	1521	1306
Валовий прибуток		615	971	2010	2940
Чистий прибуток		210	1153	777	764
Матеріальні затрати		793	859	1128	1155
Витрати на оплату праці		2629	3600	3620	4392
Відрахування на соціальні заходи		928	1323	1362	1604
Амортизація		203	262	598	477
Вартість основних засобів		4848	6924	6580	6591
Вартість нематеріальних активів		65	101	137	181
Вартість необоротних активів		5260	7052	6739	6792
Вартість оборотних активів		590	919	1975	1879
Виробничі запаси		139	122	103	103
Дебіторська заборгованість за товари, роботи, послуги		213	491	1365	1432

Джерело: укладено на основі [9].

Подальший аналіз проведемо відносно трьох показників ефективності використання основних засобів – фондівіддачі (y_1), фондомісткості (y_2) та рентабельності основних засобів (y_3), приймаючи їх відповідно за залежні змінні (результуючі ознаки), а інші економічні показники x_1, x_2, \dots, x_{16} , за незалежні змінні (факторні ознаки). Згідно алгоритму побудови множинної лінійної регресії знаходимо вибіркові коефіцієнти кореляції r_{ij} , з отриманих значень побудуємо таблицю 3.

Таблиця 3. Вибіркові коефіцієнти кореляції показників діяльності на матеріалах ВАТ «Закарпаттавтотранс» за 2008-2010 роки.

Показники	Позначення	Значення вибірових коефіцієнт кореляції		
		r_{11}	r_{12}	r_{13}
Доход (виручка) від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг), грн.		- 0,31	0,31	0,58
Чистий доход (виручка) від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг), грн.		-0,28	0,28	0,57
Собівартість реалізованої продукції (товарів,робіт,послуг)		0,01	-0,01	0,62
Прибуток від операційної діяльності		-0,90	0,90	0,13
Валовий прибуток		-0,80	0,80	0,30
Чистий прибуток		-0,82	0,82	0,01
Матеріальні затрати		0,01	-0,01	0,70
Витрати на оплату праці		-0,01	0,01	0,47
Відрахування на соціальні заходи		0,03	-0,03	0,46
Амортизація		-0,83	0,83	-0,43
Вартість основних засобів		-0,06	0,06	0,34
Вартість нематеріальних активів		0,62	-0,62	-0,59
Вартість необоротних активів		-0,27	0,27	0,21
Вартість оборотних активів		0,30	-0,30	-0,94
Виробничі запаси		-0,17	0,17	0,42
Дебіторська заборгованість за товари, роботи, послуги		0,54	-0,54	-0,59

Джерело: розраховано автором.

Для кожної залежної змінної y_j знаходимо величини

$$r_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^n (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{jt} - \bar{y}_j)}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \sum_{t=1}^n (y_{jt} - \bar{y}_j)^2}}$$

а отриманні значення параметрів r_{ij} розмістимо в таблицю 4.

Таблиця 4. Параметри для t – статистики Ст'юдента

j	i	1	2	3
1		3,01	3,08	0,12

2	3,11	3,19	0,10
3	1,5	1,49	0,60
4	0,19	0,22	2,55
5	7,42	9,73	0,29
6	0,16	0,16	2,82
7	2,84	3,53	-0,20
8	2,14	2,09	0,32
9	2,00	2,00	0,38
10	1,42	1,69	0,10
11	0,58	0,61	1,50
12	4,26	4,55	0,06
13	0,60	0,63	1,46
14	2,12	2,54	0,10
15	1,91	2,18	0,18
16	2,65	3,25	0,15

Джерело: розраховано автором.

Якщо за рівнем значущості вибрати 0,2, тоді критичне значення [8] і на основі таблиці 4 згідно співвідношенню (1) для залежних змінних значущими факторними ознаками будуть а для

Якщо через k позначити кількість факторних ознак, які можуть бути включені у рівняння множинної лінійної регресії, то величина $n - k - 1 > 0$ (n – кількість спостережень). Звідси $k < n - 1$ і в даному випадку $k < 3$ ($n = 4$). Отже, максимальна кількість факторних ознак при $n = 4$ дорівнює 2. Після виконання першого кроку алгоритму для незалежних змінних можна побудувати різних рівнянь множинної лінійної регресії з двома незалежними змінними, а для кількість різних допустимих рівнянь лінійної регресії з двома незалежними змінними дорівнює 1. З метою зменшення розрахунків при побудові рівняння множинної лінійної регресії для виберемо факторні змінні яким відповідають максимальні значення вибіркового коефіцієнтів кореляції, а для факторні ознаки . При повному дослідженні залежностей між та при заданому значенні доцільно розглядати всі допустимі рівняння множинної лінійної регресії).

Згідно другому кроку алгоритму побудуємо кореляційні матриці та і за допомогою цих матриць знаходимо часткові вибіркові коефіцієнти кореляції і відповідні параметри

Результати обчислень наведемо у таблиці 5.

Таблиця 5. Таблиця часткових вибіркового коефіцієнтів кореляції

та параметрів <input type="checkbox"/>			
Часткові коеф. кореляції	Значення <input type="checkbox"/>	Параметри <input type="checkbox"/>	Значення параметрів <input type="checkbox"/>
	-0,6	<input type="checkbox"/>	0,83
	0,94	<input type="checkbox"/>	2,75
	-0,86	<input type="checkbox"/>	1,69
	0,92	<input type="checkbox"/>	2,35
	-0,72	<input type="checkbox"/>	1,04
	0,87	<input type="checkbox"/>	1,77
	0,92	<input type="checkbox"/>	2,35
	-0,99	<input type="checkbox"/>	7,02
	0,97	<input type="checkbox"/>	3,99
	-0,98	<input type="checkbox"/>	4,92
	-4,92	<input type="checkbox"/>	4,92
	0,93	<input type="checkbox"/>	2,53
	-0,15	<input type="checkbox"/>	0,16
	0,41	<input type="checkbox"/>	0,45

Джерело: розраховано автором.

Критичне значення параметра t при Згідно кроку 2 алгоритму і даних таблиці 5, робимо висновок, що у рівняння множинної лінійної регресії для y_1 доцільно включати x_5 і x_{12} ($z_1 = x_5$; $z_2 = x_{12}$), для y_2 факторних змінних x_2 , x_5 , x_{12} ($z_1 = x_2$; $z_2 = x_5$, $z_3 = x_{12}$), а для y_3 жодну із факторних ознак. Це означає, що початкові дані не дозволяють побудувати адекватне рівняння для y_3 відносно наведених факторних ознак з рівнем значущості .

На третьому кроці алгоритму знаходимо коефіцієнти детермінації:

Ці коефіцієнти показують, що варіація результуючої змінної y_1 на 98 % пояснюється з варіаціями факторних ознак x_5 та x_{12} , варіація y_2 на 99,7 % від варіації x_2 і x_5 т.д. Можна вважати, що варіації залежних змінних y_1 та y_2 достатній мірі пояснюються варіаціями відповідних незалежних змінних, тому переходимо до кроку 4.

На четвертому кроці ми одержуємо наступні рівняння множинної лінійної регресії

На п'ятому кроці побудуємо матриці $Z(y_1, x_5, x_{12})$, $Z(y_2, x_2, x_5)$, $Z(y_2, x_2, x_{12})$ і $Z(y_2, x_5, x_{12})$ і за формулою (3) для кожного із рівнянь (7) – (10) знаходимо стандартні похибки коефіцієнтів та відповідні значення параметрів яких розмістимо у наступній таблиці.

Таблиця 6. Стандартні похибки коефіцієнтів множинної лінійної регресії (7)-(10) та їх статистики

Номер рівняння	Похибки коефіцієнтів			Значення параметрів		
7	0,543415	0,000172	0,003641	4,97976	1,98035	0,003641
8	0,183837	0,000047	0,000082	5,96651	1,05308	3,02858
9	0,311288	0,000145	0,005367	2,94741	1,64888	2,31790
10	0,067365	0,000007	0,002835	16,91447	4,60618	2,12281

Джерело: розраховано автором.

Критичне значення параметра тому у 7 – ому рівнянні доцільно залишати змінну x_5 , у восьмому – x_5 , у дев'ятому – x_{12} , а в десятому x_5 та x_{12} .

Після такого аналізу відносно тих незалежних змінних, які залишилися знову побудуємо рівняння множинної лінійної регресії, які мають наступний вигляд :

На основі цих рівнянь згідно формулам 5, 6 знаходимо множинні коефіцієнти кореляції R та відповідні їм параметри F і із отриманих значень параметрів побудуємо наступну таблицю.

Таблиця 7. Множинні коефіцієнти детермінації для моделей (11)-(14) та їх F – статистики

Номер рівняння	Значення коефіцієнта R	Значення параметра F
11	0,96491	55,00187
12	0,97930	94,63215
13	0,91177	20,66722
14	0,99629	134,24559

Джерело: розраховано автором.

Значення параметрів F для рівнянь (11)-(13) порівнюються з критичним значенням, які відповідають рівнянням значущості з рівнем вільності або . На основі даних таблиці 7 робимо висновок, що для кожного з рівнянь (11)-(12), тому ці рівняння задають адекватні лінійні моделі з рівнем значущості. Коефіцієнт F для рівняння 14 порівнюється з критичним значенням або . Як бачимо, але . Це означає, що рівняння 14 задає адекватну лінійну модель з рівнем значущості. Отже, побудовані нами рівняння (11) – (14) є адекватними, перші три з них з рівнем значущості, а 14 з рівнем значущості.

Зауваження. У рівнянні (14) факторні ознаки x_5 і x_{12} мають вибіркового коефіцієнта кореляції, що свідчить про те, що залежність між x_5 та x_{12} близько до лінійної. Таке явище називається мультиколінеарністю і вибіркова регресійна модель буде нестійкою за емпіричними даними. Це означає, що невелика зміна початкових даних (наприклад незначне коректування початкових даних або додавання нових спостережень) призведуть до істотної зміни оцінок параметрів моделі. Отже, при подальшому дослідженні рівнянь регресії (знаходження коефіцієнта еластичності) аналіз будемо проводити тільки відносно рівнянь (11), (12), (13).

За допомогою рівнянь (11), (12), (13) відповідно знаходимо коефіцієнти еластичності

На основі значень цих коефіцієнтів можемо зробити висновки :

- якщо валовий прибуток збільшимо на 1 %, то фондвіддача основних фондів у середньому збільшиться на 0,29%, а фондомісткість у середньому зменшиться на 0,28% ;

- якщо вартість матеріальних активів збільшимо на 1%, то фондомісткість у середньому зменшиться на 0,43%.

ВИСНОВКИ

Підсумовуючи результати дослідження потрібно відзначити що запропонований алгоритм побудови множинної лінійної регресійної моделі може бути використаний для оцінювання впливу зазначених вище факторів на економічну ефективність промислових та автотранспортних підприємств, як на рівні одного підприємства, так і на рівні регіону. Залежно від величини впливу факторних ознак на результуючу ознаку, що характеризується абсолютними величинами коефіцієнтів адекватної лінійної регресійної моделі та коефіцієнтів еластичності побудованої моделі, можна визначити основні напрямки (в рамках одного підприємства) та регіональних програм забезпечення ефективного функціонування підприємства.

Слід відмітити, що побудована адекватна лінійна регресійна модель у даному періоді може бути незначущою у довгостроковому періоді, оскільки за довгостроковий період суттєво можуть змінитися значення факторних ознак і їх вплив на досліджувану результуючу ознаку. Отже, для виявлення актуальної залежності між результуючими та факторними ознаками на основі запропонованого методу необхідно розрахувати нові параметри лінійних

регресійних моделей і прийняти обґрунтовані рішення з урахуванням значень цих нових параметрів.

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Економіко – математичне моделювання : Навчальний посібник / За ред. О. Т. Івашука. – Тернопіль : ТНЕУ «Економічна думка», 2008. – 704с.
2. Стерський, М. Статистичний аналіз факторів прямого іноземного інвестування в економіку України / М. Стерський // Factors of Economic Growthin Ukraine and Neighboring Countries : міжн.наук.-практ.конф., 21-22 листопада 2003 р. : тези доп. – Київ, 2003. – С. 65 – 69.
3. Яркіна, Н. М. Економетричне моделювання в управлінні підприємницьким ризиком / Н. М. Яркіна // Фінанси України. – К. – 2003. - №11. – С. 77 -80.
4. Лондар, С. Тенденції податково – бюджетних процесів в Україні / С. Лондар // Factors of Economic Growthin Ukraine and Neighboring Countries : міжн.наук.-практ.конф., 21-22 листопада 2003 р. : тези доп. – Київ, 2003. – С. 47 – 52.
5. Фатхутдинов, Р. А. Управление конкурентоспособностью организации / Р. А. Фатхутдинов. – М. : Эксмо, 2004. – 544 с.
6. Бирман, Г. Экономический анализ инвестиционных проектов / Г. Бирман, С. Шмидт. – М. : Банки и биржи, ЮНИТИ, 1997. – 631 с.
7. Кухарев, В. Н. Экономико – математические методы и модели в планировании и управлений / В. Н. Кухарев, В. И. Салли, А. М. Эриерт. – К. : Выща школа, 1991. – 302 с.
8. Назаренко, О. М. Основи економетрики / О. М. Назаренко. – К. : Центр навчальної літератури, 2005. – 391 с.
9. Звіт про фінансові результати ВАТ «Закарпатавтотранс» за 2007-2010 рр.

Гече Сандра Федорівна, аспірант кафедри економіки, менеджменту і маркетингу Ужгородського національного університету тел. (050)515-25-86, e-mail: bonatia666@mail.ru.

Слава – Продан Світлана Степанівна, к.с.н., проф. кафедри економіки, менеджменту і маркетингу Ужгородського національного університету, заст. директора Закарпатського регіонального центру соціально-економічних і гуманітарних досліджень НАН України