

Список використаних джерел:

1. Алейнікова О.В., Слободчикова Ю.В. Особливості державного регулювального впливу на розвиток агропродовольчої сфери регіону / О.В. Алейнікова // Державне управління. – 2011. - № 1. - с. 190 – 194
2. Верба С.Й. Державне управління стимулюванням інвестиційних проектів – «точок зростання» регіональної економіки (на прикладі Автономної Республіки Крим) / С.Й. Верба // Державне управління. – 2011. - № 1. - с. 195 – 200
3. Дроздова В.А. Зони ведення органічного сільського господарства як сировинна база для виробництва дитячого харчування/ В.А. Дроздова // Економіка АПК. - 2012. – № 2 – с.166-171
4. Кропивко М.Ф. Концептуальний підхід до кластерної організації та управління розвитком агропромислового виробництва/ М.Ф. Кропивко // Економіка АПК. – 2010. - № 11. – С. 3-13
5. Беседін М.О. Беседіна Г.Є. Кластерна організація та управління агропромисловим виробництвом/ М.О. Беседін, Г.Є Беседіна // Економіка АПК. – 2011. - № 6. – С. 9-14.
6. Медведенко О.В. Обґрунтування основних напрямів розвитку підприємств дитячого харчування в Україні на основі маркетингових досліджень [Текст] : дис. канд. екон. наук : 08.00.04 : захищена 24.09.08: /Медведенко Олена Василівна – К., 2008. – 167 с.
7. Експрес-випуск Держстату України від 25.05.2012 р. № 09/3-29/148 «Кількість, робочий час та оплата праці найманих працівників у квітні 2012 року» <http://www.ukrstat.gov.ua/>

УДК: [621:658]:519.876.2(477)

Чернявська І.М.

ДОСЛІДЖЕННЯ ПОКАЗНИКІВ ЕФЕКТИВНОСТІ УПРАВЛІНСЬКОЇ ДІЯЛЬНОСТІ ПІДПРИЄМСТВА МАТЕМАТИЧНИМИ МЕТОДАМИ

Вступ. Система управління підприємства є комплексом цілей, завдань і основних напрямів діяльності, а також різних видів, форм та методів, направлених на підвищення його економічної ефективності. Аналіз та діагностика організаційних змін з використанням економіко-математичного моделювання виробничих та управлінських процесів на підприємстві стосується визначення ключових організаційно-економічних показників (факторів) проведення ефективних організаційних змін [1; 5].

Постановка завдання. Дослідження об'єкту полягає у відборі факторів, що впливають на результати процесів, що відбуваються в ньому та їх взаємозв'язків. Метою даної роботи є дослідження показників ефективності управлінської діяльності підприємства математико-статистичними методами.

Результати дослідження. Аналіз внутрішнього середовища підприємства пов'язаний з необхідністю дослідження основних функціональних областей внутрішнього середовища підприємства. У даному дослідженні вважається за доцільне виділити десять таких областей, які представлені наступними елементами (факторами): система організації виробництва, система управління, організаційна структура управління, персонал підприємства, маркетинг, НДОКР, постачання, збут, фінансово-інвестиційна діяльність, облік [4; 6]. Розрахунки проводились за даними діяльності підприємства у 2007-2012 р.р. (табл. 1)

Матриця ефективності управління (дані спостереження)

Роки	Система організації виробництва	Система управління	Організаційна структура управління підприємства	Маркетинг	НДОКР	Постачання	Збут	Фінансово-інвестиційна діяльність	Облік	Загальна рентабельність	
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	Y
2007	3,70	3,05	2,14	1,38	3,43	1,06	1,83	2,25	1,91	1,30	12,70
	3,80	3,30	2,24	1,77	3,54	1,45	1,88	2,30	2,11	1,75	12,60
2008	4,01	3,56	2,76	2,29	3,64	1,92	2,56	2,42	2,28	1,87	12,40
	5,06	3,71	2,88	2,42	3,87	2,47	3,22	3,23	2,35	2,38	12,20
2009	6,15	4,60	3,00	2,56	4,08	3,07	3,40	4,10	3,01	2,52	12,00
	6,30	4,91	3,64	2,71	4,18	3,41	3,58	5,14	3,16	3,11	11,60
2010	6,45	5,31	3,86	3,16	4,29	3,56	4,40	5,40	3,34	3,27	11,50
	6,81	5,59	4,86	4,05	4,29	3,72	4,49	6,65	4,06	3,43	12,20
2011	8,54	7,05	5,18	4,36	5,65	3,92	4,79	7,09	4,40	3,60	12,80
	9,60	7,54	5,34	4,67	7,04	4,74	6,01	7,58	4,75	3,76	13,00
2012	10,87	9,24	6,19	6,26	8,30	5,11	7,78	9,29	6,89	5,47	13,50

Усі десять факторів мають значний вплив (табл. 2) на залежну змінну (показник загальної рентабельності), тому для побудови багатофакторної моделі досліджуємо усі десять факторів. Перевіримо виконання умови лінійної незалежності між факторами. Якщо лінійна залежність спостерігатиметься хоча б між двома факторами, то в регресії присутнє явище мультиколінеарності. Це або унеможливило отримання оцінок параметрів за методом найменших квадратів, або отримані оцінки параметрів є мало надійними та нестійкими.

Таблиця 2

Кореляційна матриця досліджуваних факторів

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
X1	1	0,9903	0,9624	0,9642	0,9477	0,9642	0,9744	0,9758	0,9634	0,9538
X2	0,9903	1	0,9717	0,9809	0,9593	0,9424	0,9773	0,9765	0,9835	0,9621
X3	0,9624	0,9717	1	0,9822	0,8918	0,9486	0,9566	0,9886	0,9574	0,9519
X4	0,9642	0,9809	0,9822	1	0,9338	0,9331	0,9801	0,9704	0,9858	0,9687
X5	0,9477	0,9593	0,8918	0,9338	1	0,8552	0,9454	0,8913	0,9488	0,8952
X6	0,9642	0,9424	0,9486	0,9331	0,8552	1	0,9549	0,9660	0,9147	0,9538
X7	0,9744	0,9773	0,9566	0,9801	0,9454	0,9549	1	0,9638	0,9772	0,9778
X8	0,9758	0,9765	0,9886	0,9704	0,8913	0,9660	0,9638	1	0,9638	0,9681
X9	0,9634	0,9835	0,9574	0,9858	0,9488	0,9147	0,9772	0,9638	1	0,9730
X10	0,9538	0,9621	0,9519	0,9687	0,8952	0,9538	0,9778	0,9681	0,9730	1

Близькість до одиниці парних коефіцієнтів кореляції свідчить про наявність мультиколінеарності. Оскільки одним з основних умов методу найменших квадратів є відсутність лінійної залежності між факторами, то постає питання, як виявити та потім як усунути мультиколінеарність.

Для дослідження загальної мультиколінеарності застосуємо метод Фаррара-Глобера. Для цього обчислимо розрахункове значення критерію χ^2 (Хи-квадрат) за формулою [2]:

$$\chi_p^2 = -[n - 1 - (2m + 5)/6] \ln(\det[R]), \quad (1)$$

де $\det[R]$ - визначник кореляційної матриці, наведеної в таблиці 2;

n - кількість спостережень, $n = 11$;

m - кількість факторів, $m = 10$.

Визначник кореляційної матриці майже дорівнює нулю ($\det[R] = 9,35E - 17$), розраховане значення критерію по методу Фаррара-Глобера $\chi_p^2 = 215,30$, критичне значення критерію $\chi_{кр}^2 = \chi^2(0,05; 45) = 61,66$, за довірчою ймовірністю $P = 0,95$ та числом ступенів вільності $K = \frac{1}{2}m(m-1) = \frac{1}{2}10 \cdot 9 = 45$. Так як розраховане значення критерію значно перевищує критичне, то з прийнятою надійністю можна стверджувати, що між факторами існує загальна мультиколінеарність.

Існує декілька методів вилучення мультиколінеарності, такі як: використання первинної інформації, об'єднання міжгалузевої та динамічної інформації, вилучення змінних, збільшення спостережень та перетворення змінних [2; 3].

Пропонуємо застосувати комбінований метод, який складається з перетворення та послідовного вилучення змінних, так як він зменшує мультиколінеарність, бо не зважаючи на те, що X_i і X_j мають високу кореляцію, їх алгебраїчні суми не завжди мають високий коефіцієнт кореляції.

Доцільно визначити між якими конкретно факторами існує мультиколінеарність. Практично нульове значення визначника кореляційної матриці не дає змоги використати t -статистику Ст'юдента. Тому такі пари мультиколінеарних факторів визначимо за коефіцієнтами кореляції, які найбільші для пар $X1$ та $X2$, $X3$ та $X4$, $X5$ та $X9$, $X6$ та $X8$, $X7$ та $X10$.

Для усунення явища мультиколінеарності виконаємо перетворення факторів $X_j^* = X_i + X_j$: $X2^* = X2 + X1$, $X4^* = X4 + X3$, $X5^* = X5 + X9$, $X8^* = X8 + X6$, $X10^* = X10 + X7$. Після введення нових змінних перевіримо наявність мультиколінеарності між факторами X_i і X_j^* . Оновлені фактори наведені в таблиці 3, обчислена кореляційна матриця наведена в таблиці 4.

Таблиця 3

Оновлені фактори

	$X1$	$X2^*$	$X3$	$X4^*$	$X5^*$	$X6$	$X7$	$X8^*$	$X9$	$X10^*$
2007	3,7	6,75	2,14	3,52	5,34	1,06	1,83	3,31	1,91	3,13
	3,8	7,10	2,24	4,01	5,65	1,45	1,88	3,75	2,11	3,63
2008	4,01	7,57	2,76	5,05	5,92	1,92	2,56	4,34	2,28	4,43
	5,06	8,77	2,88	5,30	6,22	2,47	3,22	5,7	2,35	5,6
2009	6,15	10,75	3	5,56	7,09	3,07	3,4	7,17	3,01	5,92
	6,3	11,21	3,64	6,35	7,34	3,41	3,58	8,55	3,16	6,69
2010	6,45	11,76	3,86	7,02	7,63	3,56	4,4	8,96	3,34	7,67
	6,81	12,40	4,86	8,91	8,35	3,72	4,49	10,37	4,06	7,92
2011	8,54	15,59	5,18	9,54	10,05	3,92	4,79	11,01	4,4	8,39
	9,6	17,14	5,34	10,01	11,79	4,74	6,01	12,32	4,75	9,77
2012	10,87	20,11	6,19	12,45	15,19	5,11	7,78	14,4	6,89	13,25

Таблиця 4

Кореляційна матриця оновлених факторів

	X1	X2*	X3	X4*	X5*	X6	X7	X8*	X9	X10*
X1	1	0,9980	0,9624	0,9677	0,9677	0,9642	0,9744	0,9793	0,9634	0,9714
X2*	0,9980	1	0,9690	0,9760	0,9773	0,9566	0,9781	0,9784	0,9749	0,9761
X3	0,9624	0,9690	1	0,9953	0,9355	0,9486	0,9566	0,9823	0,9574	0,9599
X4*	0,9677	0,9760	0,9953	1	0,9582	0,9449	0,9730	0,9777	0,9764	0,9750
X5*	0,9677	0,9773	0,9355	0,9582	1	0,8954	0,9733	0,9305	0,9862	0,9672
X6	0,9642	0,9566	0,9486	0,9449	0,8954	1	0,9549	0,9856	0,9147	0,9596
X7	0,9744	0,9781	0,9566	0,9730	0,9733	0,9549	1	0,9682	0,9772	0,9965
X8*	0,9793	0,9784	0,9823	0,9777	0,9305	0,9856	0,9682	1	0,9540	0,9744
X9	0,9634	0,9749	0,9574	0,9764	0,9862	0,9147	0,9772	0,9540	1	0,9808
X10*	0,9714	0,9761	0,9599	0,9750	0,9672	0,9596	0,9965	0,9744	0,9808	1

Величина парних коефіцієнтів кореляції майже не відрізняється від даних, наведених в таблиці 2, що дозволяє стверджувати про існування загальної мультиколінеарності та мультиколінеарності між факторами. Це підтверджується перевіркою за методом Фарара-Глобера (визначник кореляційної матриці дорівнює нулю ($\det[R] = 9,58E - 20$), розраховане значення критерію по методу Фаррара-Глобера $\chi_p^2 = 255,45$, критичне значення критерію $\chi_{кр}^2 = \chi^2(0,05; 45) = 61,66$, за довірчою ймовірністю $P = 0,95$ і числом ступенів вільності $K = \frac{1}{2}m(m-1) = \frac{1}{2}10 \cdot 9 = 45$). Так як розраховане значення критерію значно перевищує критичне, то з прийнятою надійністю можна стверджувати, що між факторами існує загальна мультиколінеарність.

Вилучимо з дослідження фактори X1, X3, X6, X7, X9, оновлені фактори зведемо в таблицю 5.

Таблиця 5

Оновлені фактори після першого вилучення

	X2*	X4*	X5*	X8*	X10*
2007	6,75	3,52	5,34	3,31	3,13
	7,10	4,01	5,65	3,75	3,63
2008	7,57	5,05	5,92	4,34	4,43
	8,77	5,30	6,22	5,7	5,60
2009	10,75	5,56	7,09	7,17	5,92
	11,21	6,35	7,34	8,55	6,69
2010	11,76	7,02	7,63	8,96	7,67
	12,40	8,91	8,35	10,37	7,92
2011	15,59	9,54	10,05	11,01	8,39
	17,14	10,01	11,79	12,32	9,77
2012	20,11	12,45	15,19	14,4	13,25

Обчислена кореляційна матриця оновлених даних після першого вилучення наведена в таблиці 6.

Таблиця 6

Кореляційна матриця оновлених факторів після першого вилучення

	X2*	X4*	X5*	X8*	X10*
X2*	1	0,9760	0,9773	0,9784	0,9761
X4*	0,9760	1	0,9582	0,9777	0,9750
X5*	0,9773	0,9582	1	0,9305	0,9672
X8*	0,9784	0,9777	0,9305	1	0,9744
X10*	0,9761	0,9750	0,9672	0,9744	1

Знову підтверджується припущення про загальну мультиколінеарність (визначник кореляційної матриці $\det[R] = 5,23E - 07$, розраховане значення критерію по методу Фаррара-Глобера $\chi_p^2 = 108,47$, критичне значення критерію $\chi_{кр}^2 = 18,31$, за довірчою ймовірністю $P = 0,95$).

Найбільші коефіцієнти кореляції мають пари $X2^*$ та $X8^*$, $X4^*$ та $X10^*$. За запропонованим методом знову виконаємо перетворення факторів: $X8^{**} = X8^* + X2^*$, $X10^{**} = X10^* + X4^*$ (табл. 7), кореляційну матрицю оновлених факторів вдруге наведемо в таблиці 8.

Таблиця 7

Оновлені фактори вдруге					
	$X2^*$	$X4^*$	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{**}$
2007	6,75	3,52	5,34	10,06	6,65
	7,10	4,01	5,65	10,85	7,64
2008	7,57	5,05	5,92	11,91	9,48
	8,77	5,30	6,22	14,47	10,90
2009	10,75	5,56	7,09	17,92	11,48
	11,21	6,35	7,34	19,76	13,04
2010	11,76	7,02	7,63	20,72	14,69
	12,40	8,91	8,35	22,77	16,83
2011	15,59	9,54	10,05	26,60	17,93
	17,14	10,01	11,79	29,46	19,78
2012	20,11	12,45	15,19	34,51	25,70

Таблиця 8

Кореляційна матриця оновлених факторів вдруге

	$X2^*$	$X4^*$	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{**}$
$X2^*$	1	0,9760	0,9773	0,9955	0,9822
$X4^*$	0,9760	1	0,9582	0,9820	0,9935
$X5^*$	0,9773	0,9582	1	0,9610	0,9689
$X8^{**}$	0,9955	0,9820	0,9610	1	0,9875
$X10^{**}$	0,9822	0,9935	0,9689	0,9875	1

Припущення про загальну мультиколінеарність підтверджується знову (визначник кореляційної матриці $\det[R] = 2,93E - 08$, розраховане значення критерію по методу Фаррара-Глобера $\chi_p^2 = 130,09$, критичне значення критерію $\chi_{кр}^2 = 18,31$, за довірчою ймовірністю $P = 0,95$).

Пари з найбільшим коефіцієнтом кореляції залишаються ті ж самі, тому виключимо з дослідження $X2^*$ та $X4^*$. Оновлені фактори після їх вилучення наведені в таблиці 9. Обчислена кореляційна матриця для оновлених факторів наведена в таблиці 10.

Таблиця 9

Оновлені фактори після другого вилучення

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{**}$
2007	5,34	10,06	6,65
	5,65	10,85	7,64
2008	5,92	11,91	9,48
	6,22	14,47	10,90
2009	7,09	17,92	11,48
	7,34	19,76	13,04

2010	7,63	20,72	14,69
	8,35	22,77	16,83
2011	10,05	26,60	17,93
	11,79	29,46	19,78
2012	15,19	34,51	25,70

Таблиця 10

Кореляційна матриця оновлених факторів після другого вилучення

	X5*	X8**	X10**
X5*	1	0,9610	0,9689
X8**	0,9610	1	0,9875
X10**	0,9689	0,9875	1

Визначник кореляційної матриці $\det[R] = 0,0015$, розраховане значення критерію $\chi_p^2 = 53,07$, критичне значення критерію $\chi_{кр}^2 = 7,82$, це підтверджує загальну мультиколінеарність. Величина визначника дозволяє визначити мультиколінеарність між факторами. Дослідження виконуємо за t -критерієм Ст'юдента. Для перевірки того, між якими конкретно факторами існує мультиколінеарність, обчислимо обернену матрицю (табл. 11) до кореляційної матриці (табл. 10).

Таблиця 11

Обернена матриця до кореляційної для оновлених факторів після другого вилучення факторів

	X5*	X8**	X10**
X5*	16,520375	-2,844204	-13,1977
X8**	-2,844204	40,667771	-37,40279
X10**	-13,1977	-37,40279	50,721397

Знайдемо частинні коефіцієнти кореляції за формулою:

$$r_{ij1,2,\dots,m} = \frac{-z_{ij}}{\sqrt{z_{ii}z_{jj}}}, \quad (2)$$

де z_{ij}, z_{ii}, z_{jj} - елементи оберненої матриці (табл. 11).

Частинні коефіцієнти кореляції наведені в таблиці 12.

Таблиця 12

Матриця частинних коефіцієнтів кореляції оновлених факторів після другого вилучення факторів

	X5*	X8**	X10**
X5*		0,1097	0,4559
X8**			0,8235
X10**			

T -статистики визначимо за формулою:

$$t_{ij} = \frac{r_{ij1,2,\dots,m} \sqrt{n-m-1}}{\sqrt{1-r_{ij1,2,\dots,m}^2}}. \quad (3)$$

T -статистики для цих коефіцієнтів наведені в таблиці 13.

Таблиця 13

Матриця t -статистик оновлених факторів після другого вилучення факторів

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{**}$
$X5^*$		0,2921	1,3553
$X8^{**}$			3,8410
$X10^{**}$			

Критичне значення t -статистики за довірчою ймовірністю $P = 0,95$ і числом ступенів вільності $k = m - n - 1 = 11 - 5 - 1 = 6$ становить $t_{кр} = 2,36$. Так як знайдена t -статистика для $X8^{**}$ та $X10^{**}$ перевищує критичне значення, то можна стверджувати, що між оновленими факторами $X8^{**}$ та $X10^{**}$ існує мультиколінеарність.

Знову виконаємо перетворення факторів: $X10^{***} = X10^{**} + X8^{**}$ (табл. 14).

Таблиця 14

Оновлені фактори втретє

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{***}$
2007	5,34	10,06	16,71
	5,65	10,85	18,49
2008	5,92	11,91	21,39
	6,22	14,47	25,37
2009	7,09	17,92	29,40
	7,34	19,76	32,80
2010	7,63	20,72	35,41
	8,35	22,77	39,60
2011	10,05	26,6	44,53
	11,79	29,46	49,24
2012	15,19	34,51	60,21

Кореляційну матрицю наведено в таблиці 15.

Таблиця 15

Кореляційна матриця оновлених факторів втретє

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{***}$
$X5^*$	1	0,961	0,967
$X8^{**}$	0,961	1	0,998
$X10^{***}$	0,967	0,998	1

Знову підтверджується припущення про загальну мультиколінеарність (визначник кореляційної матриці $\det[R] = 0,00026$, розраховане значення критерію по методу Фаррара-Глобера $\chi_p^2 = 67,28$, критичне значення критерію $\chi_{кр}^2 = 7,81$, за довірчою ймовірністю $P = 0,95$). Величина визначника дозволяє дослідити мультиколінеарність між факторами. Обчислимо обернену матрицю (табл. 16) до кореляційної матриці (табл. 15), знайдемо частинні коефіцієнти кореляції оновлених факторів (табл. 17) та t -статистики для цих коефіцієнтів (табл. 18).

Таблиця 16

Обернена матриця до кореляційної для оновлених факторів втретє

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{***}$
$X5^*$	16,5203	15,5696	-31,5151
$X8^{**}$	15,5696	243,7766	-258,3039
$X10^{***}$	31,5151	258,3039	289,2229

Таблиця 17

Матриця частинних коефіцієнтів кореляції оновлених факторів втретє

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{***}$
$X5^*$		-0,2453	0,4559
$X8^{**}$			0,9728
$X10^{***}$			

Таблиця 18

Матриця t -статистик оновлених факторів втретє

	$X5^*$	$X8^{**}$	$X10^{***}$
$X5^*$		-0,6696	1,3553
$X8^{**}$			11,1085
$X10^{***}$			

Знайдена t -статистика для $X8^{**}$ та $X10^{***}$ дорівнює 11,11. Так як вона перевищує критичне значення ($t_{кр} = 2,36$), то можна стверджувати, що між цими оновленими факторами існує мультиколінеарність.

Вилучимо із дослідження фактор $X8^{**}$. Залишаються фактори $X5^*$ та $X10^{***}$ (табл. 19).

Таблиця 19

Оновлені фактори після третього вилучення

	$X5^*$	$X10^{***}$
2007	5,34	16,71
	5,65	18,49
2008	5,92	21,39
	6,22	25,37
2009	7,09	29,40
	7,34	32,80
2010	7,63	35,41
	8,35	39,60
2011	10,05	44,53
	11,79	49,24
2012	15,19	60,21

Фактори $X5^*$ та $X10^{***}$ колінеарні, їх коефіцієнт кореляції дорівнює 0,97.

Виконаємо останнє перетворення факторів: $X10^{****} = X10^{***} + X5^*$ та вилучимо із дослідження фактор $X5^*$. Залишився фактор $X10^{****}$, його величина є сумою усіх десяти факторів (табл. 20):

$X10^{****} = X1 + X2 + X3 + X4 + X5 + X6 + X7 + X8 + X9 + X10$. Таким чином, отримаємо залежність загальної рентабельності від одного фактору.

Оновлені фактори вчетверте

	<i>X10****</i>	<i>Загальна рента- бельність</i>
2007	22,05	12,70
	24,14	12,60
2008	27,31	12,40
	31,59	12,20
2009	36,49	12,00
	40,14	11,60
2010	43,04	11,50
	47,95	12,20
2011	54,58	12,80
	61,03	13,00
2012	75,40	13,50

Висновки і перспективи подальших досліджень. Проведене дослідження та процедура усунення явища мультиколінеарності дозволяє стверджувати, що для побудови регресійної моделі управлінської оцінки економічної ефективності організаційних змін на підприємстві, а саме залежності загальної рентабельності від факторів (елементів) функціональних областей, можливо використовувати суму цих факторів (коефіцієнт ефективності організаційних змін).

Анотація

У статті автор досліджує залежність показників (факторів) системи організаційного управління з метою побудови багатофакторної регресійної моделі управлінської оцінки економічної ефективності організаційних змін на підприємстві

Ключові слова: організаційні зміни, економічна ефективність, підприємство, багатофакторна регресійна модель, залежність між факторами, явище мультиколінеарності

Аннотация

В статье автор исследует зависимость показателей (факторов) системы организационного управления с целью построения многофакторной регрессионной модели управленческой оценки экономической эффективности организационных изменений на предприятии

Ключевые слова: организационные изменения, экономическая эффективность, предприятие, многофакторная регрессионная модель, зависимость между факторами, явление мультиколлинеарности

Summary

In the article an author investigate dependence of factors of the system of organizational management with the purpose of construction of multivariable regressive model of administrative valuation of economic efficiency of organizational changes on an enterprise

Keywords: organizational changes, economic efficiency, enterprise, multivariable regressive model, dependence between factors, phenomenon a multicollinearity

Список використаних джерел:

1. Власов М.П. Моделирование экономических процессов / М.П. Власов, П.Д. Шимко – Ростов н/Д: Феникс, 2005. – 409 с.

2. Королев Ю.Г. Регрессионный анализ в социально-экономических исследованиях / Ю.Г. Королев – М.: МЕСИ, 1998. – 106 с.
3. Лопатников Л.И. Экономико-математический словарь / Л.И. Лопатников – М.: Дело, 2003. – 519 с.
4. Македон В.В. Оценка экономической эффективности и контроль процессов организационных изменений на предприятии вызванных «эффектом разрыва» / В.В. Македон, И.М. Чернявская // Академічний огляд. Економіка та підприємництво. – 2011. – №2 (35). – С. 112–120.
5. Маршев В. Изменения и измерения в управлении организацией / В. Маршев // Проблемы теории и практики управления. – 2002. – №5. – С. 119–123.
6. Стелюк Б. Система показателей для оценки эффективности и контроля процессов организационных изменений / Б.Б. Стелюк, И.М. Чернявская // Математичне моделювання. Науковий журнал. – 2010. – №2 (23). – С. 51–55.

УДК: 336 (631.1)

Біліченко О.

МОНІТОРИНГ ЗАРУБІЖНОГО ДОСВІДУ ДЕРЖАВНОГО РЕГУЛЮВАННЯ РОЗВИТКУ СІЛЬСЬКОЇ МОЛОДІ

Постановка проблеми. Вхідження України до глобального економічного середовища залишається основою не лише державної зовнішньої політики нашої держави, але й глобальних суспільно-економічних трансформацій. Лише досягнувши політичної, економічної та соціальної рівноваги в суспільстві, Україна стане демократичною країною з розвинутою економічною системою, яка здатна забезпечити соціальний захист громадян всіх категорій та створити передумови для розвитку молоді як складової європейської спільноти.

Аналіз новітніх публікацій з теми досліджень. Питанням вивчення теорії та практики молодіжної політики в країнах Європи приділяли увагу західноєвропейські дослідники Г. Гаспероні, Д. Галлі, К. Мантгейм, С. Паугам, Д. Рош, А. Счізеротто, С. Такер, Р. Томсон, Р. Флінн, вітчизняні учені Є. Бородін, М. Головатий, С. Лазор, М. Перепелиця.

Формулювання завдання дослідження. Метою нашого дослідження стало узагальнення різноманітних напрямів державного впливу та регулювання розвитку молоді в різних контекстах: освітньому, оздоровчому, економічному, соціальному та необхідності надання пріоритетного значення регулюванню розвитку сільської молоді, як основного фактору відродження сільських територій.

Виклад основного матеріалу. Молодь є важливою складовою сучасного українського суспільства, носієм інтелектуального потенціалу, визначальним фактором соціально-економічного прогресу. Від здатності бути активною творчою силою значною мірою залежить процес державотворення [1]. Запровадження повноцінної ринкової економіки та європейських стандартів життя в соціально-економічному плані є, на наш погляд, реальною передумовою для початку поступальної інтеграції України в європейську спільноту. Актуальність запровадження європейських соціально-економічних стандартів в сільській місцевості важко недооцінити. Тим більш це твердження стосується сільської молоді.