Ефективність роботи організаційної структури, що пропонується, зокрема, центру комерціалізації ОІВ визначається, перш за все, результатами, досягнутими відповідно до бізнес-плану роботи відділу. У підсумку можна виділити декілька ключових критеріїв:

отриманий дохід від комерціалізації;

розмір залученого фінансування в дослідження і розробки за рахунок додаткових джерел;

кількість створених нових компаній, заснованих на технологіях підприємства;

кількість поданих заявок на патенти/кількість отриманих патентів.

Окрім вказаних критеріїв, ефективність роботи центру комерціалізації ОІВ можна додатково оцінити за допомогою таких показників: об'єм наданих консультаційних послуг розробникам (у годинах або в кількості чоловік); кількість навчених співробітників/студентів/бажаючих по основах комерціалізації (вартісної оцінки, захисту, охорони інтелектуальної власності і т. д.); кількість виявлених розробок; кількість підготовлених бізнес-планів та ін.

Якщо при створенні центру комерціалізації ОІВ була отримана допомога місцевої адміністрації, то в цілях звітності важливо було б додатково збирати таку інформацію: кількість створених нових робочих місць; кількість ліцензій, проданих місцевим компаніям; об'єм виконаних НДДКР для місцевих компаній; загальний розмір фінансування з державних джерел; кількість і розмір виграних грантів і профінансованих проектів з місцевого бюджету; суми, отримані за зарубіжними контрактами. Усе це дозволяє оцінити не тільки ефективність роботи центру комерціалізації ОІВ, але й, кінець кінцем, ефективність інвестицій у наукові дослідження і розробки.

В українських умовах формування такої політики повинне відбуватися з урахуванням досвіду зарубіжних країн, особливо досвіду США, де виробнича, освітня і наукова системи найбільш близькі до українських, і де є позитивні результати не тільки у вигляді зростання позабюджетних надходжень на науку, але й потоку технологічних інновацій.

У цілому, організація центру комерціалізації ОІВ на машинобудівних підприємствах дозволяє змінити відношення дослідників − співробітників підприємства − до проблеми комерціалізації результатів наукової діяльності. Робота центру робить очевидними позитивні результати комерціалізації ОІВ як для підприємства в цілому, так і для конкретного дослідника. Процес проходження операцій зі створення і комерціалізації ОІВ пропонується чітко організаційно формалізувати і чітко прописати кожний з етапів його здійснення, що дозволить підприємству і зовнішньому партнерові досягти взаємоприйнятного успіху. Крім того, детальна формалізація вказаного процесу дозволить на всіх його етапах повністю виконати вимоги діючого законодавства у сфері комерціалізації інтелектуальних новацій.

Література: 1. Волынец-Руссет Э. Я. Коммерческая реализация изобретений и ноу-хау: Учебник. – М.: Юрист, 1999. – 326 с. 2. Перерва П. Г. Організація та управління інноваційною діяльністю. Підручник / П. Г. Перерва, М. І. Погорєлов, С. А. Мехович. – Харків: НТУ „ХПІ", 2008. – 1025 с. 3. Mensch G. Stalemate in technology: Innovations overcome the depression. – Ballinger, 1979. 4. Зинов В. Г. Управление интеллектуальной собственностью. – М.: Дело, 2003. – 512 с. 5. Іжевський П. Г. Вплив та врахування трансакційних витрат при виборі організаційної форми трансферу технологій // Научные труды ДонНТУ. Серия: экономическая. – 2004. – Выпуск 69. – С. 198 – 203. 6. Річний звіт департаменту інтелектуальної власності. – К.: ДДІВ, 2005. – 102 с. 7. Шингур М. В. Організаційно-економічний механізм комерціалізації науково-технічних розробок: Автореф. дис. канд. екон. наук: 08.02.02. – К.: Київ. нац. ун-т ім. Т. Шевченка, 2003. – 21 с. 8. Єгорова Т. Проблеми комерціалізації науково-технічних розробок // Інтелектуальна власність. – 2001. – №12. – С. 23 – 25. 9. Цибульов П. М. Управління інтелектуальною власністю / П. М. Цибульов., В. П. Чеботарьов, В. Г. Зінов, Ю. Суіні. – К.: «К.І.С.», 2005. – 448 с. 10. Олехнович Г. И. Интеллектуальная собственность и проблемы ее коммерциализации. – Мн.: Амалфея, 2003. – 128 с. 11. Патракова Л. П. Формирование региональной системы управления объектами интеллектуальной собственности: Автореф. дисс. канд. экон. наук. – Кемерово: ГОУ ВПО «Кемеровский государственный университет», 2006. – 24 с. 12. Шаранова Н. А. Коммерциализация интеллектуальной собственности в современных условиях. – М.: Финансовая академия, 2000. – 189 с. 13. Шапошников А. А. Трансфер технологий: определение и формы // Инновации. – 2005. – №1. – С. 45 – 51. 14. Twiss B. C. Managing technological innovation. – Pitman, 1992.

Стаття надійшла до редакції 23.02.2009 р.

УДК 330.43

Малярець Л. М.
Рижих І. Ю.

ЗАСТОСУВАННЯ *QR*-РОЗКЛАДУ ПРЯМОКУТНИХ МАТРИЦЬ ХАУСХОЛДЕРОВИМИ ВІДОБРАЖЕННЯМИ В РЕГРЕСІЙНОМУ АНАЛІЗІ

The removal of problems of multicolliniarity in regression analysis with the help of QR-decomposition of rectangle matrix by Householder reflection is suggested. The reliability of this calculation procedure is proved

В обґрунтуванні ухваленого рішення в управлінні різними соціально-економічними системами важливим є вибір аналітичного інструменту, за допомогою якого проводиться аналіз стану систем та прогнозується їх подальший розвиток. Найчастіше як такий інструмент використовується множинний регресійний аналіз. Не зважаючи на його поширеність в економіці та тривалість у застосуваннях, багато проблем ще потребують вирішення, оскільки існуючі алгоритми множинного регресійного аналізу далекі від досконалості.

Для вирішення багатьох проблем математичних методів в економіці корисним є так званий *QR*-розклад прямокутних матриць $\boldsymbol{X}$ розміром $n \times m$ на два співмножники $\boldsymbol{X} = \boldsymbol{QR}$, де $\boldsymbol{Q}$ − ортогональна матриця розміром $n \times n$, а $\boldsymbol{R}$ − верхня трикутна матриця розміром n × m з нульовими елементами нижче головної діагоналі. Нагадаємо, що визначник ортогональної матриці дорівнює одиниці $|\boldsymbol{Q}| = 1$, її обернена матриця співпадає з транспонованою $\boldsymbol{Q}^{-1} = \boldsymbol{Q}'$ (тобто $\boldsymbol{QQ}' = \boldsymbol{Q}'\boldsymbol{Q} = \boldsymbol{I}$), ортогональне перетворення векторів $\boldsymbol{a}$, $\boldsymbol{b}$ не змінює їх скалярних добутків: $(\boldsymbol{Qa},\boldsymbol{Qb}) = (\boldsymbol{a},\boldsymbol{b})$; $|\boldsymbol{Qa}| = |\boldsymbol{a}| = a$; $|\boldsymbol{Qb}| = |\boldsymbol{b}| = b$. Можна стверджувати, що числові алгоритми з ортогональними перетвореннями не привносять у розв'язок задачі додаткових похибок [1; 2].

Розглянемо як QR-розклад допомагає подолати проблему мультиколінеарності в регресійному аналізі. Нехай потрібно знайти найкращі оцінки параметрів $\boldsymbol{b}$ лінійної трифакторної регресійної моделі за 6-ма спостереженнями (n = 6; m = 3 + 1 = 4):

$$\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{X_b} + \boldsymbol{E},$$

що в розгорнутому вигляді зводиться до розв'язку надвизначеної системи 6-и лінійних рівнянь відносно 4-х невідомих (b_0 , b_1 , b_2 , b_3):

$$\begin{aligned}
y_1 &= b_0 + b_1 \cdot x_{11} + b_2 \cdot x_{21} + b_3 \cdot x_{31} + e_1\\
y_2 &= b_0 + b_1 \cdot x_{12} + b_2 \cdot x_{22} + b_3 \cdot x_{32} + e_2\\
y_3 &= b_0 + b_1 \cdot x_{13} + b_2 \cdot x_{23} + b_3 \cdot x_{33} + e_3\\
y_4 &= b_0 + b_1 \cdot x_{14} + b_2 \cdot x_{24} + b_3 \cdot x_{34} + e_4\\
y_5 &= b_0 + b_1 \cdot x_{15} + b_2 \cdot x_{25} + b_3 \cdot x_{35} + e_5\\
y_6 &= b_0 + b_1 \cdot x_{16} + b_2 \cdot x_{26} + b_3 \cdot x_{36} + e_6
\end{aligned}$$

Тут $\boldsymbol{E}$ − вектор похибок (нев'язок e_i), які будуть знайдені після визначення оцінок параметрів моделі b_0 , b_1 , b_2 , b_3 .

Якщо відомий QR-розклад матриці $\boldsymbol{X} = \boldsymbol{QR}$, то сформульована вище проблема вирішується у такий спосіб. Помножимо матричне рівняння $\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{QRb} + \boldsymbol{E}$ ліворуч на ортогональну матрицю $\boldsymbol{Q'}$ і одержимо еквівалентне рівняння $\boldsymbol{Z} = \boldsymbol{Rb} + \Xi$, де позначено $\boldsymbol{Z} = \boldsymbol{Q'Y}$, $\Xi = \boldsymbol{Q'E}$.

У розгорнутому вигляді маємо систему лінійних рівнянь з трикутною матрицею $\boldsymbol{R}$:

$$\begin{aligned}
z_1 &= b_0 \cdot r_{01} + b_1 \cdot r_1 + b_2 \cdot r_{21} + b_3 \cdot r_{31} + \xi_1\\
z_2 &= b_1 \cdot r_{12} + b_2 \cdot r_{22} + b_3 \cdot r_{32} + \xi_2\\
z_3 &= b_2 \cdot r_{23} + b_3 \cdot r_{33} + \xi_3\\
z_4 &= b_3 \cdot r_{34} + \xi_4\\
z_5 &= \xi_5\\
z_6 &= \xi_6
\end{aligned}$$

Внаслідок ортогональності матричного перетворення зберігається співвідношення $\|\Xi\| = \|\boldsymbol{E}\|$, тобто сума квадратів перетворених похибок $\sum \xi_i^2$ (норма вектора Ξ) завжди дорівнює сумі квадратів нев'язок вихідної системи рівнянь $\sum e_i^2$ (нормі вектора $\boldsymbol{E}$). За рахунок вдалого визначення параметрів моделі $\boldsymbol{b_i}$ можна прирівняти нулю кілька перших компонент вектора Ξ і одержати мінімальне значення суми квадратів нев'язок $\sum e_i^2 \to min$. Отже є можливість одержати оцінки параметрів моделі методом найменших квадратів (але дещо іншим, нестандартним обчислювальним способом, без попереднього складання системи нормальних рівнянь).

Якщо останній діагональний елемент трикутної матриці $\boldsymbol{R}$ відмінний від нуля $r_{34} \neq 0$, то можна прирівняти нулю максимальну кількість (m) перших компонент ξ_i і знайти оцінки параметрів моделі з трикутної системи рівнянь. При цьому також визначається (мінімальна) сума квадратів нев'язок як $\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} \xi_i^2 = \sum_{i=m+1}^{n} \xi_i^2 = \sum_{i=m+1}^{n} z_i^2$.

Якщо останній діагональний елемент трикутної матриці $\boldsymbol{R}$ точно дорівнює нулю $r_{34} = 0$, то це означає, що остання змінна **x4** не є незалежною, вона є лінійною комбінацією інших змінних-аргументів $\boldsymbol{x_4} = \boldsymbol{a_0} + \boldsymbol{a_1} \cdot \boldsymbol{x_1} + \boldsymbol{a_2} \cdot \boldsymbol{x_2} + \boldsymbol{a_3} \cdot \boldsymbol{x_3}$. У цьому випадку слід прирівняти нулю оцінку $\boldsymbol{b_4} = 0$ (не треба включати в модель комбінацію вже врахованих змінних) і одержати оцінки інших параметрів моделі з умов рівності нулю меншого числа перших компонент $\xi_i = 0$.

Якщо останній діагональний елемент трикутної матриці $\boldsymbol{R}$ не дорівнює точно нулю, але близький до нього $|r_{34}| \approx 0$, то це означає наявність мультиколінеарного зв'язку між вихідними змінними x_i . У цьому випадку є сенс прирівняти нулю оцінку $\boldsymbol{b_4} = 0$ і вилучити сумнівний член з моделі (інакше буде одержаний нестійкий розв'язок з великими похибками).

Отже, якщо маємо QR-розклад матриці $\boldsymbol{X}$, проблема мультиколінеарності розв'язується досить просто.

Ортогональну матрицю $\boldsymbol{Q}$ (і трикутну матрицю $\boldsymbol{R}$) можна одержати послідовними операціями з матрицями $\boldsymbol{H_k} = \boldsymbol{I} - 2\omega_k\omega_k'$, де $\boldsymbol{I}$ − одинична матриця; ω_k − нормований вектор ($\omega_k'\omega_k$=1), у якого перші (k − 1) компоненти дорівнюють нулю. Не важко переконатися, що $\boldsymbol{H_k'H_k} = \boldsymbol{H_kH_k} = \boldsymbol{I}$, тобто матриця $\boldsymbol{H_k}$ є ортогональною. Ця матриця називається ще матрицею Хаусхолдерових відображень. Будь-який вектор можна представити у вигляді $\boldsymbol{a} = a_1\,\omega + a_2\,\varpi$, де ω, ϖ − ортонормовані вектори ($\omega'\varpi = 0$; $\omega'\omega = 1$; $\varpi'\varpi = 1$). Хаусхолдерове відображення $\boldsymbol{Ha} = -a_1\,\omega + a_2\,\varpi$ змінює знак першої компоненти на протилежний.

Розглянемо процес послідовного перетворення прямокутної матриці $\boldsymbol{A} = [\boldsymbol{a_1}, \boldsymbol{a_2}, \dots, \boldsymbol{a_m}]$ до верхньої трикутної форми (можливо, з перестановками стовпців). Перше перетворення з матрицею $\mathbf{H_1}$ має перевести перший вектор $\boldsymbol{a_1}$ (перший стовпець матриці $\boldsymbol{A}$) до вектора $\pm\boldsymbol{a_1}\,\boldsymbol{e_1}$, де $\boldsymbol{e_1}$ − координатний вектор, у якого лише один перший елемент відмінний від нуля (цей елемент дорівнює одиниці, решта елементів − нульові); через a_1 позначена довжина вектора $\boldsymbol{a_1}$ (оскільки ортогональне перетворення не змінює довжини вектора). Як же знайти вектор $\boldsymbol{\omega_1}$, який визначає всю матрицю $\boldsymbol{H_1}$? Для цього врахуємо, що повторне відображення відновляє вектора $\boldsymbol{a_1}$: $\boldsymbol{a_1} = \boldsymbol{H_1}(\pm a_1\,\boldsymbol{e_1}) = (\boldsymbol{I} - 2\omega_1\omega_1')(\pm a_1\,\boldsymbol{e_1}) = \pm a_1\,\boldsymbol{e_1} + 2a_1\omega_{11}\omega_1$, звідки випливає, що вектор ω_1 пропорційний вектору $\boldsymbol{a_1}$, до першої компоненти якого додана величина $\pm\boldsymbol{a_1}$; знак (+ або −) слід обирати за знаком елемента a_{11} . Отже одержимо (поки ненормований) вектор $\boldsymbol{\Omega_1}$ у вигляді $\boldsymbol{\Omega_1} = \boldsymbol{a_1} + a_1 \cdot sgn(a_{11}) \cdot \boldsymbol{e_1}$. Квадрат довжини цього вектору дорівнює $\boldsymbol{\Omega_1'\Omega_1} = 2a_1\,(a_1 + |a_{11}|)$. Таким чином побудовано першу Хаусхолдерову матрицю $\boldsymbol{H_1} = \boldsymbol{I} - \frac{\boldsymbol{\Omega_1\Omega_1'}}{a_1(a_1 + |a_{11}|)}$. У перетвореній матриці **A** в першому стовпці буде лише один ненульовий елемент: $\boldsymbol{H_1}\,\boldsymbol{a_1} = \boldsymbol{a_1} - \boldsymbol{\Omega_1} = -\boldsymbol{a_1} \cdot \boldsymbol{sgn(a_{11})} \cdot \boldsymbol{e_1}$. Інші перетворені стовпці матриці А (і стовпець залежної змінної $\boldsymbol{Y}$) мають вигляд: $\boldsymbol{H_1}\,\boldsymbol{a_j} = \boldsymbol{a_j} - \lambda_j\boldsymbol{\Omega_1}$, де λ_j − числові коефіцієнти $\lambda_j = \frac{(\boldsymbol{a_1}, \boldsymbol{a_j}) + a_1 \cdot \mathrm{sgn}(a_{11}) \cdot a_{j1}}{a_1(a_1 + |a_{11}|)}$

Перші елементи перетворених стовпців вже не будуть змінюватися при наступних Хаусхолдерових відображеннях. Без цих перших елементів норми всіх векторів (стовпців перетвореної матриці $\boldsymbol{A}$) зменшуються на величину a_{jk}^2 (зараз k = 1).

Знаходимо стовпець $\mathbf{a_q}$ з найбільшою залишковою нормою (відносно первісної норми): $\frac{a_q^2 - a_{qk}^2}{a_q^2} = \max\left(\frac{a_j^2 - a_{jk}^2}{a_j^2}\right)$. Якщо найбільша відносна залишкова норма менше деякого граничного значення (наприклад, 0,01), подальші перетворення скасовуються, процес закінчується достроково через виявлення мультиколінеарних зв'язків.

На другому етапі знаходимо матрицю $\boldsymbol{H_2}$, яка переводить вектор $\mathbf{a_q}$ (без першої компоненти) до вектора $\pm(a_q)^*\mathbf{e2}$, де $\boldsymbol{e_2}$ − другий координатний вектор; через $(a_q)^*$ позначена скорочена довжина вектора $\boldsymbol{a_q}$ без його першої компоненти. Таким чином, після другого перетворення вектор $\boldsymbol{a_q}$ буде мати дві ненульові компоненти.

Далі знову знаходимо залишкові норми і визначаємо черговий вектор $\boldsymbol{a_p}$, який (без перших двох компонент) буде перетворений до $\pm(a_p)^*\boldsymbol{e_3}$.

Процес буде закінчено через m ітерацій, або достроково, якщо залишкові норми стануть менше прийнятого граничного рівня.

Зазвичай в регресійному аналізі першим стовпцем матриці $\boldsymbol{X}$ (матриці $\boldsymbol{A}$) є стовпець з одиниць $\boldsymbol{x_0} \equiv \boldsymbol{1}$ (для урахування в регресійній моделі обов'язкового вільного члену). Тому на першому етапі Хаусхолдерових відображень перетворюється саме перший стовпець матриці. Порядок вибору наступних стовпців для перетворення визначається значеннями їх відносних залишкових норм.

Цей алгоритм було реалізовано в електронній таблиці Excel у вигляді макросу на мові VBA (Visual Basic for Application). Розглянемо приклад аналізу регресійної залежності результативної ознаки від 5-и факторів, початкові дані представлені в табл. 1.

Таблиця 1

Дані для регресійного аналізу

№	y	x_0	x_1	x_2	x_3	x_4	X_5
1	1075,3	1	32,06	17,9	12,08	35,61	8,33
2	1002,7	1	27,57	10,23	14,06	37,48	10,63
3	995,6	1	27,88	10,29	11,26	37,77	12,72
4	872,4	1	31,65	11,72	7,32	34,98	14,25
5	909,3	1	34,81	12,64	1,68	39,04	11,75
6	1009,9	1	29,47	10,87	1,31	46,14	12,15
7	919,7	1	34,42	12,77	1,28	41,04	10,48
8	876,2	1	32,76	12,26	1,06	42,53	11,32
9	908,6	1	31,24	11,65	4,49	41,27	11,28
10	935,8	1	30,4	11,33	6,88	40,07	11,26
11	949,9	1	29,96	11,18	8,84	39,48	10,5
12	927,4	1	30,49	11,41	7,73	39,55	10,78
13	1003,9	1	29,71	11,05	13,08	29,46	16,68
14	1017,6	1	29,02	10,79	14,34	29,06	16,77
15	997,6	1	29,55	10,99	11,75	30,07	17,63
16	958,2	1	30,79	11,44	7,94	31,29	18,54
17	907,5	1	32,55	12,08	1,45	33,03	20,87
18	928	1	33,27	12,35	1,41	32,32	20,63
19	930,1	1	35,34	13,42	0,76	32,24	18,23
20	892,6	1	33,71	12,79	0,78	33,58	19,13
21	917,7	1	32,3	12,03	4,26	32,68	18,7
22	947,2	1	31,32	11,64	6,99	31,65	18,38
23	959,6	1	30,97	11,55	8,94	31,24	17,3
24	943,4	1	31,52	11,7	7,63	31,64	17,5
Середні	**949,425**	**1**	**31,365**	**11,92**	**6,555**	**35,551**	**14,825**

За допомогою Хаусхолдерових відображень матриця ***X*** була перетворена до трикутного вигляду (до матриці ***R*** = ***Q'X***). Процес перетворень закінчився достроково, змінні $\boldsymbol{x_1}$, $\boldsymbol{x_4}$ у модель не підключені, оскільки їх залишкові норми зменшилися до значень близько 0,1% вихідних норм (табл. 2 і 3).

Таблиця 2

Дані після Хаусхолдерових перетворень

№	z = Q'y	x_0	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
1	-4651,2136	-4,89898	-153,656	-58,3958	-32,1128	-174,163	-72,6294
2	-168,72531		7,669004	1,438138	-22,2192	8,366297	3,236394
3	-18,033459		0,738485	-1,46921		-19,2974	18,23143
4	62,936334		4,527827	6,884518		-6,24363	
5	-3,9160064		2,051706			-2,54916	
6	135,52862		-2,47101			3,453985	
7	5,7111243		1,643295			-2,19668	
8	-24,383192		0,088087			-0,2292	
9	-12,4809		-0,08354			0,038574	
10	-1,6116282		-0,04319			-0,00731	
11	-4,2812706		0,276547			-0,44836	
12	-20,366427		0,316242			-0,53061	
13	21,955956		0,510292			-0,70258	
14	28,995719		0,321412			-0,44442	
15	30,893206		-0,13411			0,198712	
16	20,089858		-0,38232			0,576164	
17	21,812763		-1,1922			1,710829	
18	37,016252		-0,60108			0,898122	
19	20,485749		1,008984			-1,60267	
20	-3,4272308		-0,38753			0,337264	
21	3,0304935		-0,29905			0,416904	
22	13,888426		-0,21995			0,333493	
23	7,9320558		0,196677			-0,26785	
24	1,4792808		0,252778			-0,29526	

Таблиця 3

Норми

Вихідні	21691370	24	23707,11	3461,697	1524,926	30845,76	5617,891
Залишкові	24827,387	0	16,928	0	0	31,71266	0
Відносні	0,0011446	0	0,000714	0	0	0,001028	0

Переносимо ліворуч до стовпця ***Z*** перетворені стовпці $\boldsymbol{x_1}$ і $\boldsymbol{x_4}$ (з малими відносними залишковими нормами, що менше 0,01) і одержуємо систему 4-х рівнянь з 3-ма стовпцями вільних членів *(Z, x_1 і x_4)* відносно 4-х параметрів моделі b_0 , b_2 , b_3 , b_5 (табл. 4).

Таблиця 4

Система рівнянь з трикутною матрицею

y	x_1	x_4	x_0	x_2	x_3	x_5
-4651,2136	-153,656	-174,163	-4,89898	-58,3958	-32,1128	-72,6294
-168,72531	7,669004	8,366297		1,438138	-22,2192	3,236394
-18,033459	0,738485	-19,2974		-1,46921		18,23143
62,936334	4,527827	-6,24363		6,884518		

Розв'язання цієї системи наведено в табл. 5. У моделі залишені пояснюючі змінні x_2, x_3, x_5 . Решта змінних (у тому числі й y) виражаються через ці пояснюючі змінні.

Таблиця 5

Обернена матриця і розв'язок системи рівнянь

Параметри моделі			Обернена матриця			
y	x_1	x_4	x_0	x_2	x_3	x_5
790,78422	24,033306	67,070322	-0,204124	0,295015	-0,865549	-1,977763
9,1417200	0,6576825	-0,9069085				0,145253
8,1485917	-0,2889634	-0,6000533		-0,045006	0,007989	0,011107
-0,2524411	0,0935066	-1,1315560			0,054850	0,011705

Одержанні такі регресійні моделі разом з коефіцієнтами детермінації:

$y = 790{,}78422 + 9{,}14172 \cdot x_2 + 8{,}14859 \cdot x_3 - 0{,}25244 \cdot x_5$; $R_2 = 0{,}5688$

$x_1 = 24{,}03331 + 0{,}657683 \cdot x_2 - 0{,}28896 \cdot x_3 + 0{,}09357 \cdot x_5$; $R_2 = 0{,}8251$

$x_4 = 67{,}07032 - 0{,}906908 \cdot x_2 - 0{,}60005 \cdot x_3 - 1{,}13156 \cdot x_5$; $R_2 = 0{,}9382$

Коефіцієнти детермінації R_2 можна обчислити, наприклад, у такий спосіб:

$$R^2 = 1 - \frac{\| \boldsymbol{e} \|}{\| \boldsymbol{y} \| - N \cdot (\bar{y})^2} = 1 - \frac{24827{,}387}{21691370 - 24 \cdot 949{,}425^2} = 1 - 0{,}4312 = 0{,}5688 .$$

Отже, маємо мультиколінеарні зв'язки змінних x_1 і x_4 з пояснюючими змінними x_2 , x_3 , x_5 з коефіцієнтами множинної кореляції $R_1 = \sqrt{0{,}8251} = 0{,}9084$ і $R_4 = \sqrt{0{,}9382} = 0{,}9686$, що перевищує тісноту зв'язку пояснюючих змінних з результативною ознакою $R_y = \sqrt{0{,}5686} = 0{,}7542$.

Відмітимо, що за матрицею парних коефіцієнтів кореляції r_{xy} відразу ніякого ефекту мультиколінеаності не видно, але виявляється, що визначник цієї кореляційної матриці практично дорівнює нулю $|r_{xy}| = 0{,}0000656$, тобто всі пояснюючі змінні зв'язані між собою точною мультиколінеарною залежністю (табл. 6).

Таблиця 6

Кореляційна матриця

r_{xy}	x_1	x_2	x_3	x_4	X_5	y
x_1	1	0,5817	-0,7796	-0,0065	0,2102	-0,5863
x_2	0,5817	1	-0,2002	-0,0160	-0,1664	0,1259
x_3	-0,7796	-0,2002	1	-0,3694	-0,1748	0,7031
x_4	-0,0065	-0,0160	-0,3694	1	-0,7743	-0,1736
x_5	0,2102	-0,1664	-0,1748	-0,7743	1	-0,1969

Отже, за допомогою ***QR***-розкладу прямокутної матриці ***X*** можна (без попереднього складання системи нормальних рівнянь) одержати МНК-оцінки параметрів регресійної моделі разом з усіма мультиколінеарними зв'язками.

Переходимо до розгляду дуже важливої проблеми стійкості одержаних результатів від деяких спостережень, які подібно важелю мають надмірно великий вплив на значення параметрів моделі (leverage − важіль). За допомогою матриці ***Q*** можна виявити всі такі спостереження, наприклад, спостереження №1 у вищенаведених таблицях. Якщо вилучити спостереження №1, значення параметрів моделі суттєво зміняться:

Разом з №1: $y = 790{,}78422 + 9{,}14172 \cdot x_2 + 8{,}14859 \cdot x_3 - 0{,}25244 \cdot x_5$;
Без №1: $y = 1300{,}5080 - 34{,}4492 \cdot x_2 + 1{,}75898 \cdot x_3 + 2{,}25143 \cdot x_5$.

Наочно цей неприємний ефект продемонстровано на графіках (рисунок).

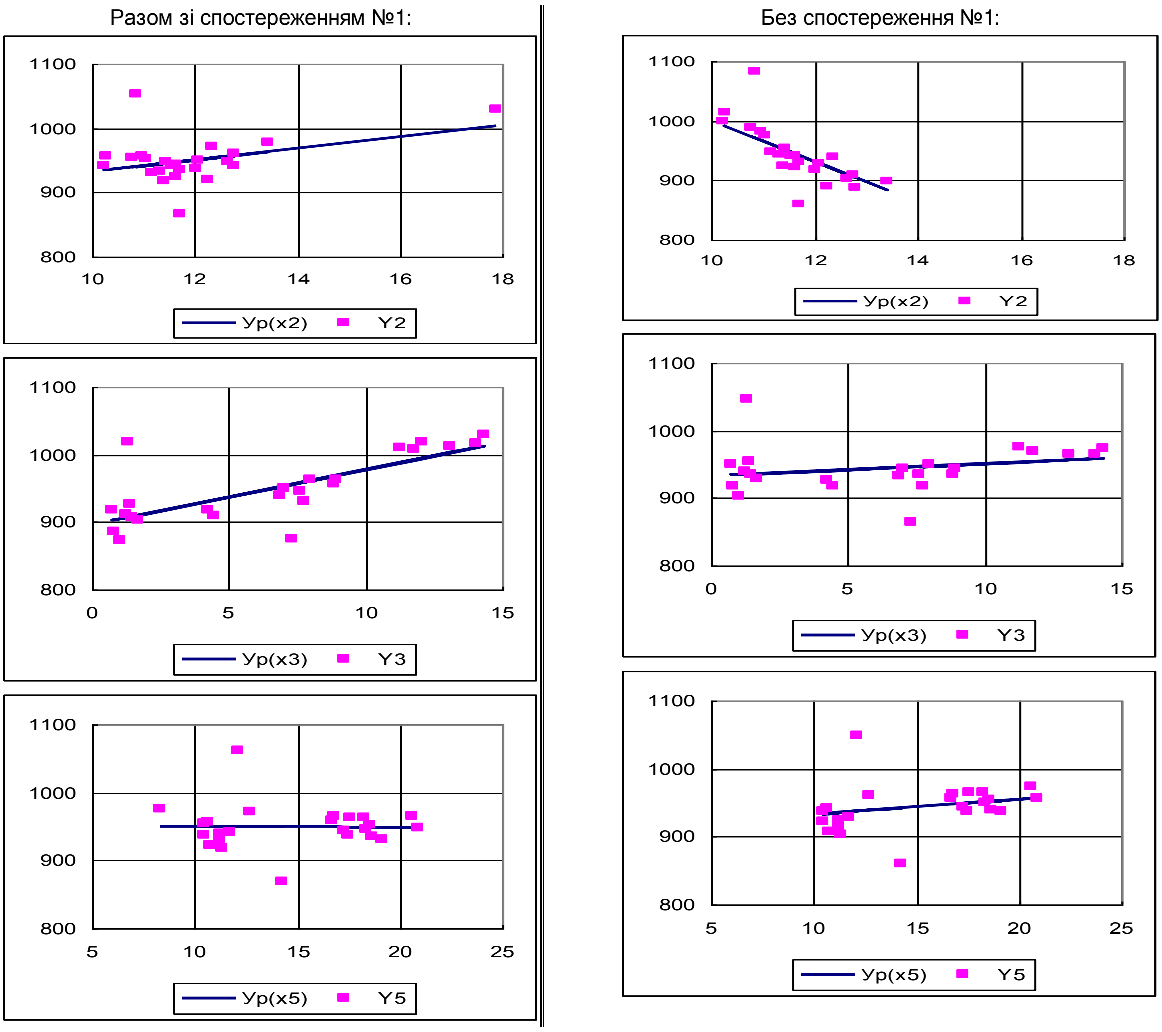

Рис. **Графіки компонентних ефектів**

На графіках (рисунок) на теоретичні лінії регресії (розрахункові значення) накладені емпіричні точки, і це допомагає вияснити, які залежності є значимими, а які − ні. Дійсно, завжди можна вибрати такі масштаби координатних осей, що всі теоретичні лінії будуть мати однаковий нахил у 45°. Наявність емпіричних точок (або 95%-их довірчих смуг) не допустять у цьому випадку неправильних висновків. Проте як визначити такі емпіричні точки, щоб на кожному графіку варіювалася лише одна змінна, а решта була зафіксована на середніх рівнях? Виявляється, що це теж проблема, вирішення якої не пропонується у вітчизняній літературі. Тому пропонується таке вирішення. Після визначення параметрів моделі можна знайти відхилення кожного спостереження від теоретичних значень (нев'язки): $e = y - y_p$. Тепер для кожного спостереження можна записати тотожність:

$$y_i = \bar{y} + b_2(x_{2i} - \bar{x}_2) + b_3(x_{3i} - \bar{x}_3) + b_5(x_{5i} - \bar{x}_5) + e_i.$$

Члени $b_k(x_k - \bar{x}_k)$ називаються "компонентними ефектами". Сума $\bar{y}$ і відповідного компонентного ефекту є рівняння теоретичної залежності результативної ознаки у від однієї змінної x_k при середніх значеннях решти пояснюючих змінних. Зафіксуємо у тотожностях всі змінні (крім однієї) на середніх значеннях і одержимо скореговані дані у вигляді суми загального середнього $\bar{y}$, відповідного компонентного ефекту $b_k(x_k - \bar{x}_k)$ і нев'язки:

$$Y_2 = Y_p(x_2) + e = \bar{y} + b_2(x_2 - \bar{x}_2) + e;$$
$$Y_3 = Y_p(x_3) + e = \bar{y} + b_3(x_3 - \bar{x}_3) + e;$$
$$Y_5 = Y_p(x_5) + e = \bar{y} + b_5(x_5 - \bar{x}_5) + e.$$

Оскільки регресійний аналіз не завершується лише оцінкою параметрів моделі, слід ще виявляти всі найбільш впливові спостереження і оцінювати їх негативний внесок. Сучасна математична теорія пропонує методи виявлення таких "важелів" і оцінки їх припустимості у даних. Ці методи засновані на попередньому *QR*-розкладі матриці даних. Додатковий великий обсяг обчислювальної роботи на разі при наявності сучасних комп'ютерів вже не є перепоною.

Отже, застосування *QR*-розкладу матриць має переваги перед стандартною процедурою метода найменших квадратів при наявності мультиколінеарності даних і є самою надійною обчислювальною процедурою.

Література: 1. Егоршин А. А. Корреляционно-регрессионный анализ: Учебн. пособ. для студ. экон. спец. вузов / А. А. Егоршин, Л. М. Малярец. – Харьков: Основа, 1998. – 208 с. 2. Павловський Збігнев. Введение в математическую статистику. – М.: Статистика, 1967. – 346 с.

Стаття надійшла до редакції 20.02.2009 р.

УДК 330.341.1

Москаленко О. М.

ПОТРЕБИ, ІНТЕРЕСИ ТА ПРОБЛЕМИ ІННОВАЦІЙНОГО РОЗВИТКУ В ПОСТТРАНСФОРМАЦІЙНІЙ ЕКОНОМІЦІ УКРАЇНИ

In the article the needs and interests of Ukraine's innovative development in the aspect of institutional innovative modeling and institutional matrix structure of "new" and "old" institutes are observed. The analysis of problems of innovative development of Ukraine is made. Partly identification of problems mentioned above is made through estimate of institutional restrictions of innovative development of social-economical, economic-law, social-psychological, mental and cultural characters. The estimate of inefficient disfunctional widening of institutes of innovative initiative with narrowing of monetary diapason is given.

Основними завданнями економічної політики України в аспекті інноваційного конструювання національної економіки має стати аналіз особливостей інституційних змін, дослідження передаточного механізму макроекономічної політики в наявній інституційній структурі економіки та взаємозв'язку діючих інститутів і заходів державної економічної політики. У кінці XX і на початку XXI ст. Україна знаходиться у посттрансформаційному стані у нових історичних, геополітичних, науково-технічних, ментальних, національно-культурних умовах. Ситуація носить більш високий рівень складності. Поняття "посттрансформаційний" для аналізу обрано не випадково. Зазначену категорію ввів у науковий обіг український вчений Ю. К. Зайцев [1]. Під посттрансформаційною економікою дослідник розуміє стан економічної системи у наступному етапі її розвитку, що слідує за трансформаційним. Логіка даного питання така. Трансформаційний етап для України характеризувався переходом від адміністративно-командної до ринкової системи. На сьогодні, через трансплантацію інститутів із Заходу, незважаючи на "атрофію" і "переродження" цих інститутів в Україні у специфічних національних умовах, формально інституціональна структура за зразком розвинених країн побудована. Політичні, економічні і соціальні інститути створені, однак питання рівня ефективності їх функціонування залишається дискусійним.

Переключення України на шлях посттрансформаційного розвитку є етапом, на якому можна сформувати інноваційну економіку, базою якої є інституційна структура. Під інституційною структурою російський вчений-інституціоналіст О. С. Сухарєв розуміє інституційну матрицю, яка є сукупністю формальних (створених штучно) і неформальних (культура, мораль) інститутів економіки та суспільства. Використання категорії "інституційна матриця" спонукає до розуміння її як чітко організованої і впорядкованої структури з об'єктивними і суб'єктивними залежностями та зв'язками. Так звані "інституційні пастки" О. С. Сухарєв називає дисфункцією інститутів, тобто втратою основних функцій інститутів, їх неефективністю. Для української економіки сукупність подібних пасток створює новий тип кризи ринкового господарства − макродисфункцію [2, с. 11]. Феномен макродисфункції полягає у тому, що у результаті достатньо тривалих зусиль організація економіки України не дозволяє цій економіці зростати ефективно. Фіксація досягнень первинного економічного зростання нівелюється під вагою тієї інституційної структури, яка не може довго забезпечити зростання економіки, оскільки вона має власні внутрішні межі, що обумовлені функціонуванням інститутів [2, с. 12]. Багатоаспектність питань інноваційного конструювання економіки України вказує на доцільність її розгляду саме з інституційних позицій з урахуванням інституційних обмежень.

Тому цілями статті є визначення основних проблем, інтересів та потреб інноваційного розвитку на основі інституційного аналізу та обґрунтування напрямів вдосконалення законодавчого забезпечення становлення інноваційної економіки в Україні. Позиціонування в ряду цілей дослідження власне "проблем" є невипадковим, а слідує з логіки визначення потреб та інтересів через розв'язок проблем соціально-економічного розвитку України.

Вчені В. М. Геєць та В. П. Семиноженко ставлять питання визначення інноваційного розвитку національної економіки та економіки знань як стратегічні виклики XXI ст. щодо збереження міжнародної конкурентоспроможності України. Теоретичні інституційні основи інноваційного розвитку на високому рівні розвинуті і обґрунтовані в працях російських вчених О. С. Сухарєва, А. Н. Олійника. Способи формування постіндустріального суспільства й економічної моделі інноваційного типу є фундаментом праць вченого Ю. К. Зайцева та В. С. Савчука.

За визначення А. Н. Олійника "інститут − сукупність формальних, зафіксованих у праві, і неформальних, зафіксованих у звичайному праві, меж, що структурують взаємовідносини індивідів в економічному, політичному і соціальному середовищах" [5, с.188]. Усі інноваційні інститути і механізми інноваційної політики, що ідентифікують ступінь інноваційності чи можливість інноваційного моделювання економічної системи