

ПРОГНОЗ РОЗВИТКУ РИНКУ КОНСАЛТИНГОВИХ ПОСЛУГ УКРАЇНИ

Стаття присвячена розробці прогнозу розвитку ринку консалтингових послуг на основі економетричної моделі. Консалтинг є одним з найбільш використовуваних інструментів подолання управлінських проблем, тому вивчення ринку консалтингових послуг викликає значний науковий інтерес. Проведення факторного аналізу дозволяє проаналізувати ступінь задоволення суспільного попиту, визначити основні тенденції на досліджуваному ринку та змодельовати перспективи його майбутнього росту. Побудована модель відображає взаємозалежність обсягу реалізації консалтингових компаній та низки факторів, що визначають ключові тенденції розвитку ринку.

Ключові слова: мікроекономічний аналіз, економетрична модель, прогноз, ринок консалтингових послуг.

«Прогноз – це екстраполяція відомого в незвідане»

Л.Сухоруков

ВСТУП

Постановка проблеми. На сучасному етапі становлення суспільних відносин управлінське консультування є важливим інструментом подолання таких актуальних для виробничої сфери проблем як: підвищення продуктивності праці, загальної ефективності роботи фабрик, зниження високих витрат виробництва тощо. Зважаючи на зростаючу роль консалтингу як виду діяльності для національної економіки, ринок консалтингових послуг все частіше стає об'єктом наукових досліджень. Зокрема, значний науковий інтерес викликає прогнозування майбутнього розвитку ринку, на основі вивчення існуючих на ньому тенденцій.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Управлінське консультування як важливу сферу економічного життя досліджували такі вчені як: М. Зільберман, М. Кубр, К.Макхем, Ф.Стилле [4,7,8,18] та інші; серед науковців пострадянського простору динамічний розвиток ринку консалтингових послуг на міжнародному рівні розглядали в своїх працях В.Алешникова, В. Верба, О. Єлмашов [1,2,5] та інші. Деякі аспекти використання факторного аналізу в якості інструменту виявлення існуючих тенденцій та оцінки майбутніх перспектив розвитку ринків відображено у працях відомих зарубіжних науковців, наприклад: Т. Бреснахана, К. Каулінга, Дж. Куббіна, С. Розена, Г.Тейла [10,11,13,17] та вітчизняних учених В. Вітлінського, О. Корольова, О. Рязанцевого [3,6,9] та ін.

Мета та завдання статті. Поглиблених досліджень потребують питання, пов'язані з виявленням чинників впливу на розвиток ринку консалтингових послуг України. Метою статті є розробка прогнозу на основі моделювання процесу розвитку ринку консалтингових послуг України. Серед факторів, що головним чином впливають на розвиток ринку, можна виділити наступні: обсяг реалізованих консалтингових послуг; обсяг інвестицій на ринку консалтингових послуг; частка консалтингових послуг в загальному обсязі вироблених послуг; обсяг ВВП; рівень доходів населення; загальна зайнятість населення; кількість зайнятих в сфері надання консалтингових послуг; рівень інфляції; кількість продавців на ринку тощо. Нами зроблено спробу проаналізувати вплив зазначених факторів на розвиток ринку консалтингових послуг України, використовуючи методи економіко-математичного моделювання.

РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕННЯ

Виклад основного матеріалу дослідження. Дослідимо, як зазначені фактори впливають на загальні обсяги реалізації консалтингових компаній в Україні протягом 1996-2010 років. Обсяг реалізації консалтингових послуг в грошовому вираженні включає в себе грошові кошти, отримані в результаті продажу робіт чи послуг за цінами, що визначені відповідними угодами. Фактично рівень обсягу реалізації певної фірми є важливим показником її економічної діяльності, що свідчить про те, наскільки споживчі властивості продукту, який вона (фірма) виробляє, задовольняє потреби споживачів. Динаміка обсягів реалізації на ринку в цілому характеризує ступінь відповідності цих товарів вимогам суспільного попиту. Отже, Q – обсяги реалізації консалтингових послуг в Україні, тис.грн. Виокремимо фактори, які, на нашу думку, впливають на розвиток ринку консалтингових послуг України:

A – загальна кількість населення, млн.чол. ;

B – кількість зайнятих в сфері надання консалтингових послуг, млн.чол.;

J – кількість випускників ВНЗ III-IV рівнів акредитації, млн.чол.;

N – обсяг наукових досліджень, млн.грн.;

I – інвестиції в основний капітал, млн.грн.;

W – ВВП у розрахунку на одну особу, млн.грн.;

In – індекс інфляції по відношенню до попереднього року, %.
Дані заносимо до наступної таблиці

Таблиця 1. Фактори впливу на обсяги реалізації консалтингових компаній України

Роки	Обсяги реалізації консалтингових послуг в Україні, млн.грн	Загальна кількість, млн. осіб	Кількість зайнятих в сфері надання консалтингових послуг, млн.чол	Кількість випускників ВНЗ III-IV рівнів акредитації, млн. чол.	Обсяг наукових досліджень, млн. грн	Інвестиції в основний капітал, млн.грн	ВВП у розрахунку на одну особу, млн. грн.	Індекс інфляції, %
	Q	A	B	J	N	I	W	In
1996	8,1673	50,8741	0,00011	0,1479	1111,7	78	0,001595	139,7
1997	45,5693	50,4	0,0003018	0,1557	1263,4	12401	0,001842	110,1
1998	74,7408	49,9735	0,000546	0,1867	1269	13958	0,00204	120
1999	253,3499	49,5448	0,000932	0,2143	1578,2	17552	0,002614	119,2
2000	989,6709	49,115	0,001238	0,2403	1978,4	23629	0,003436	125,8
2001	1497,551	48,6636	0,0013228	0,2736	2275	32573	0,004195	106,1
2002	2183,525	48,2409	0,001435	0,3128	2496,8	37178	0,004685	99,4
2003	2531,516	47,8231	0,0015344	0,3567	3319,8	51011	0,005591	108,2
2004	2995,861	47,4421	0,001602	0,4166	4112,4	75714	0,007273	112,3
2005	3056,423	47,1005	0,0017215	0,3162	4818,6	93096	0,009372	110,3
2006	3568,217	46,7491	0,0018535	0,3724	5354,6	125254	0,01163	111,6
2007	3791,342	46,4656	0,0020969	0,4136	6700,7	188486	0,015496	116,6
2008	7997,722	46,1921	0,0024294	0,4684	8538,9	233081	0,020495	122,3
2009	8442,514	45,9633	0,0022112	0,5052	8653,7	151777	0,019832	112,3
2010	10131,02	45,7826	0,0024323	0,5273	9375,1	135430	0,016337	109,1

Таблицю побудовано автором на основі аналізу оглядів ринків сайту www.marketing.vc та офіційної звітності Державного комітету статистики

За допомогою алгоритму Феррара-Глобера перевіряємо наявність мультиколінеарного зв'язку між змінними (алгоритм доступно описаний в літературі; напр., див [15]). Проведені дослідження показали, що деякі змінні є мультиколінеарними (лінійно залежними), а це означає, що їх слід виключити з системи. Шляхом експертної оцінки виключаємо змінні J (кількістю випускників ВНЗ III-IV рівнів акредитації) та W (ВВП у розрахунку на одну особу) з нашого дослідження.

В процесі дослідження залежності між змінними найчастіше використовується лінійний зв'язок. Аналізуючи лінійний зв'язок між факторами та досліджуваною змінною, слід зазначити, що в усіх випадках рівень кореляції досить високий (в середньому вище 0,8). Це свідчить про те, що фактори, обрані для дослідження, дійсно мають вплив на об'єкт дослідження. Винятком є лише взаємозв'язок між обсягами реалізації консалтингових компаній та індексом інфляції. Провівши певні дослідження, використовуючи вбудовані інструменти програм MsExcel та Statistica 6.1, ми визначили, що використання натурального логарифму показника обсягів реалізації консалтингових компаній дещо покращує ситуацію, оскільки сприяє збільшенню рівня достовірності апроксимації до 0,2 за умови аналізу лінійного зв'язку між обсягами реалізації консалтингових компаній та індексом інфляції. У випадку дослідження поліноміального зв'язку між вказаними показниками величина достовірності апроксимації зростає майже до 0,5. Слід зауважити, що використання натурального логарифму показника обсягів реалізації консалтингових компаній дозволяє зберегти наявність стійкого лінійного зв'язку між змінною та рештою досліджуваних факторів.

Отримано модель виду:

$$\ln Q = \beta_0 + \beta_1 A + \beta_2 B + \beta_3 N + \beta_4 I + \beta_5 \ln Y$$

$\beta_1, \beta_2 \dots \beta_m$ - шукані коефіцієнти моделі;
 Y - помилка моделі.

З метою перевірки її на адекватність, відповідності реальним умовам функціонування, маємо знайти

значення $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_m$. Для цього розв'яжемо отриману модель за допомогою матричного методу, використовуючи вбудовані інструменти Statistica 6.1. Шукана функція регресії з урахуванням знайдених за допомогою вбудованих інструментів Statistica 6.1 оцінок коефіцієнтів моделі має вигляд:

$$\ln Q^A = 16,375 - 0,175 * A + 1,214 * B - 0,359 * N - 0,152 * I - 0,096 * \ln +$$

Аналіз даної моделі за допомогою програми Statistica 6.1 свідчить про те, що лише два фактори, а саме: Кількість зайнятих в сфері надання консалтингових послуг та обсяг наукових досліджень є статистично значимими. Також аналіз моделі виявив зміщеність оцінки для коефіцієнта β_1 . Крім того, відповідно до критерію Дарбіна-Уотсона [14] в нашому дослідженні неможливо достовірно визначити наявну чи відсутню автокореляцію.

З метою вирішення цієї проблеми, виключимо з рівняння ті фактори, оцінка для коефіцієнта якого була зміщеною, а отже цей фактор є найменш вдалим з точки зору проведеної оцінки моделі. У нашому випадку це загальна чисельність населення. Також виключаємо з моделі фактор Інвестиції в основний капітал, що відповідно до проведеного аналізу в програмі Statistica 6.1 не несе вагомої інформації про об'єкт дослідження. В результаті отримуємо наступне рівняння:

$$\ln Q^A = 6,306 + 1,271 * B - 0,396 * N - 0,136 * \ln +$$

Всі коефіцієнти даної моделі статистично значимі, зміщеність відсутня, отже фактори, що залишилися, мають наявну інформативну цінність з погляду опису об'єкта дослідження.

Перевіримо наявність автокореляції залишків за допомогою тесту Дарбіна-Уотсона (див. Рис.1). Як бачимо, відповідно до критеріїв тесту автокореляція відсутня.

Розкид спостережень та передбачень, отриманих у результаті використання моделі незначний, сума залишків прямує до нуля, що проілюстровано на Рис. 2.

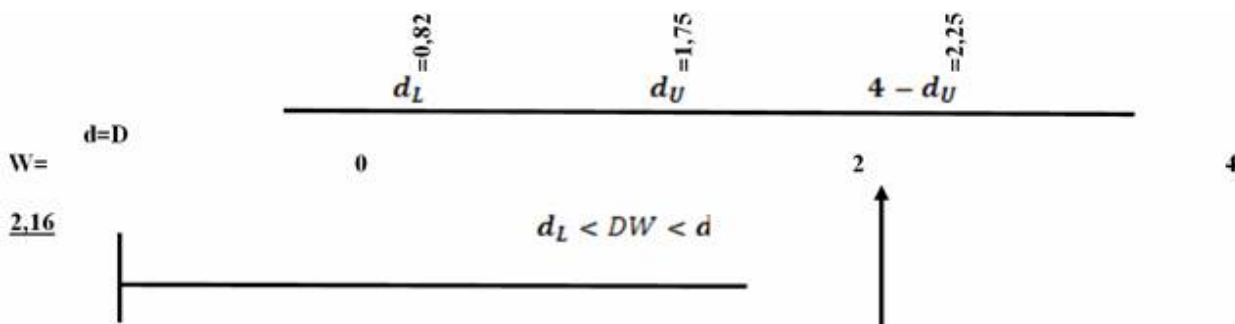


Рис.1 Аналіз автокореляції відповідно до критерію Дарбіна-Уотсона
 Побудовано автором на основі проведених розрахунків

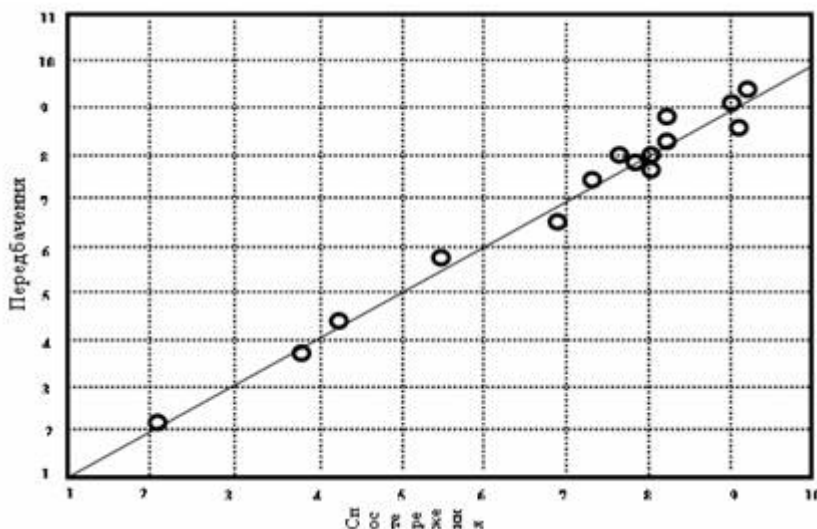


Рис.2 Розкид передбачених та наявних значень (спостережень)

Побудовано автором за результатами перевірки досліджуваної моделі на адекватність за допомогою вбудованих інструментів програми Statistica 6.1.

Згідно з тестом Гольдфельда-Кванта для даної моделі гетероскедастичність також відсутня (тест описано в низці наукових праць, напр., див. [16]). Таким чином, наша модель, що відображає обсяг реалізації консалтингових послуг на ринку, відповідає умовам теореми Гаусса-Маркова (всі умови теореми доступно описані в літературі, напр., див. [12]) і має вигляд:

$$\ln Q^{\wedge} = 6,306 + 1,271 * B - 0,396 * N - 0,136 * \ln + Y_2$$

Побудуємо прогноз на основі досліджуваної моделі. Враховуючи те, що не всі з обраних факторів мають достатньо високий ступінь лінійної залежності з результуючим показником, інструментом для побудови прогнозу було обрано нейронні мережі. За допомогою програми Statistica 6.1 проводимо навчання 500 нейронних мереж, з яких проаналізуємо 3 найращих.

Таблиця 2. Аналіз нейронних мереж

№	Архітектура	Продуктивність навчання	Помилка навчання	Контрольна помилка	Навчання/Елементи
1	РБФ 1:1-1-1:1	0,950666	1,418641	1,426076	КС, КБ, ПО
2	БП s9 1:9-1-2-1:1	0,092507	0,313351	0,037099	ОР100, СГ20b
3	БП s9 1:9-1-3-1:1	0,248811	0,113155	0,001457	ОР100, СГ21b

Побудовано автором за результатами перевірки досліджуваної моделі на адекватність за допомогою вбудованих інструментів програми Statistica 6.1

Як бачимо, для останньої мережі спостереігається найменша контрольна помилка, що свідчить про її високу продуктивність. Побудуємо графічно архітектуру для цієї мереж, використовуючи вбудовані інструменти програми Statistica 6.1. На Рис. 3 зображено архітектуру багатoshарового персептрону, побудованого з метою прогнозування подальшого розвитку результуючого показника (в нашому випадку - це обсяги реалізації консалтингових компаній України).

Чим темнішим є колір фігур, зображених на Рис. 3, тим вищим є ступінь активності конкретної ланки мережі. Як бачимо на Рис. 3, високу продуктивність нейронної мережі доводить той факт, що всі її ланки є активними. Використовуючи засоби програми Statistica 6.1 будуємо прогноз для результуючого показника (див. Рис. 4)

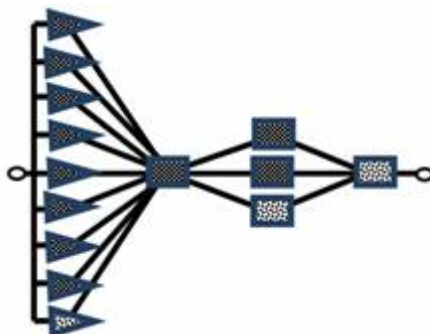


Рис.3 Архітектура нейронної мережі: БП s9 1:9-1-3-1:1 (багатoshаровий персептрон)

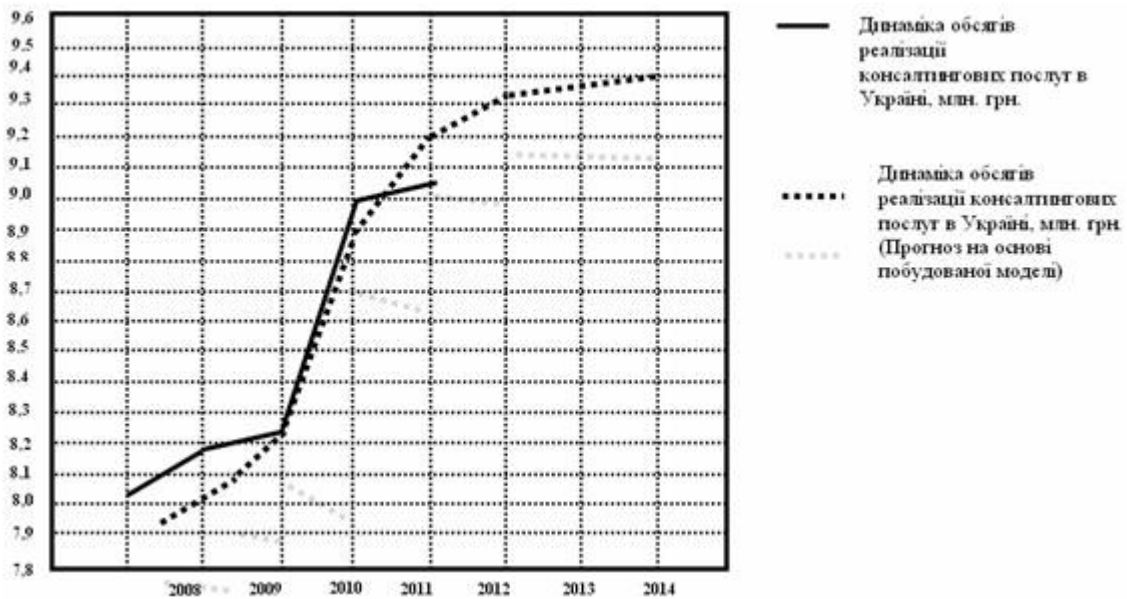


Рис.4 Прогноз розвитку ринку консалтингових послуг України на 3 періоди+
Побудовано автором за допомогою вбудованих інструментів програми Statistica 6.1

ВИСНОВКИ

Таким чином, Рис.4 ілюструє прогноз розвитку результуючого показника. Як бачимо, відповідно до проведеного нами дослідження, очікується позитивний приріст обсягів реалізації консалтингових послуг в Україні. Одна з умов, на яку спирається економетричне моделювання, будується на припущенні, що функціональне співвідношення факторів не змінюється з часом. Але така ситуація є малоімовірною, враховуючи нестабільність національної економіки. Тому дана модель покликана в більшій мірі продемонструвати взаємозалежності між показниками з урахуванням сьогодні реально існуючих на ринку тенденцій.

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Алешникова В.И. Использование услуг профессиональных консультантов. – М.: ИНФРА – М, 2000. – 185с.
2. Верба В., Решетняк Т. Організація консалтингової діяльності. – К.: КНЕУ, 2000. – 244 с.
3. Вітлінський В. Аналіз, оцінка і моделювання економічного ризику. — Київ: ДЕМІУР, 1996. — 212с.
4. Зибман М. Консалтинг: методы и технологии. – Спб.: Питер, 2008. – 432 с.
5. Елмашев О.К. Управленческое консультирование. Вопросы теории и практики. – Ижевск: Удмуртия, 1989. - 112с.
6. Корольов О.А. Проблемы конструирования и использования макроэкономических эконометрических моделей переходной экономики: на примере Украины / О.А. Корольов. — К.: Міжнародна фінансова агенція, 1997. — 224 с.
7. Кубр М. Управленческое консультирование. Введение в профессию. – М.: «Планум», 2004. – 976с.
8. Макхем К. Управленческий консалтинг / Пер. с англ. М.: Издательство «Дело и сервис», 1999. – 288 с.
9. Рязанцев О.І. Побудова математичної моделі технологічного процесу / О.І. Рязанцев, В.С. Кардашук // Вісник Східноукраїнського національного університету імені Володимира Даля. - Луганськ, 2009. - № 6(136). - Ч.1. - С. 274-279.
10. Тейл Г. Эконометрические прогнозы и принятие решений / Г. Тейл. — М.: Статистика, 1971. — 488 с.
11. Bresnahan T.F. Competition and Collusion in the American Automobile Industry: the 1955 Price War // The Journal of Industrial Economics, 34, June 1987. [Електронний ресурс] / Bresnahan T.F. - JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.
12. Cook, R. Dennis; Weisberg, S. Diagnostics for heteroscedasticity in regression // Biometrika 70 (1), April 1983, p.1–10. [Електронний ресурс] / Cook, R. Dennis; Weisberg, S.- JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.
13. Cowling K., Cubbin J. Hedonic Price Indexes for United Kingdom Cars // The Economic Journal, 82, Chicago, September, 1972. . [Електронний ресурс] / Cowling K., Cubbin J.- JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.

14. Durbin, J., and Watson, G. S. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I. \ \ *Biometrika* 37 1950, p. 409–428. Durbin, J., and Watson, G. S. - JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.
15. Farrar Donald E. and Glauber, Robert R. Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited \ \ *The Review of Economics and Statistics* 49(1) 1967, p.92-107. [Електронний ресурс]/ Farrar Donald E. and Glauber, Robert R. - JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.
16. Plackett, R.L. Some Theorems in Least Squares \ \ *Biometrika* 37 (1-2) 1950, p. 149–157.[Електронний ресурс]/ Plackett, R.L. - JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.
17. Rosen S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition \ \ *The Journal of Political Economy*, 82. January–February 1974. [Електронний ресурс]/ Rosen S. - JSTOR. - Режим доступу до журн.: <http://www.jstor.org>.
18. Steele F. *Consulting for Organizational Change*. Amherst, MA, University of Massachusetts Press, 1975.

Одержано 20.02.2013р.

© **Рак Юлія Анатоліївна**, асистент кафедри економічної теорії та конкурентної політики Київського національного торговельно-економічного університету, тел.. +38(050)6498200, e-mail: yulya-rak@rambler.ru