

**Пугачова М.В., к.т.н., ст. наук. співробітник
директор Науково-проектного інституту
статистичних технологій
НТК статистичних досліджень
Держкомстату України**

ОЦІНКА КОРОТКОТЕРМІНОВИХ ПРОГНОЗІВ ВВП З ВИКОРИСТАННЯМ ЯКІСНОЇ ІНФОРМАЦІЇ: НОВІ МОДЕЛІ

У роботі запропоновані нові підходи щодо використання інформації кон'юнктурних обстежень для отримання короткотермінових прогнозів ВВП. Для ілюстрації наведено три моделі, розрахунки за якими надали задовільні результати: на базі тільки синтетичних індикаторів, розрахованих за показниками КО; синтетичних індикаторів та кількісних показників; кількісних і окремих якісних показників

Вступ. Останнім часом суттєво розширилася сфера використання кон'юнктурних обстежень (КО): якщо раніше вони застосовувалися в основному для оцінок економічних циклів, визначення тенденцій макропоказників, створення різноманітних синтетичних (інтегральних, композиційних) індикаторів, то останнім часом їх все активніше почали включати до економетричних моделей, причому, поряд з окремими показниками КО різних видів економічної діяльності до тих самих моделей вводять і синтетичні індикатори разом із кількісними статистичними даними. Особливо високу якість демонструють такі економетричні моделі, котрі використовуються для отримання короткотермінових прогнозів (на 1-2 квартали) ВВП.

Початком таких макроекономічних досліджень вважається 1982 рік, коли була опублікована стаття С.Р. Nelson та С.І. Plosser [1]. З того часу звичайною практикою стало поєднання для цілей макроекономічного аналізу рядів даних обох видів: кількісних та якісних. Серед таких досліджень – спроби визначення зв'язку між окремою змінною, що вивчається, та балансами відповідей, наприклад проведення розрахунків простої регресії між рядами даних з обстежень та кількісними динамічними рядами. Цей підхід застосовується багатьма фахівцями і дає задовільні результати. Так, єдине (стандартне) рівняння розрахунку обсягів промислового виробництва шляхом використання результатів обстежень достатньо швидко почало застосовуватися спеціалістами відповідних інститутів, які займаються такими дослідженнями.

Більш складні моделі – ті, що побудовані Єврокомісією [2]. Це декілька модифікацій моделі *BUSY*, побудованої у 1980-х роках. Зараз працює третя версія моделі – *BUSY 2003*, яка дозволила моделювати показники для кожної окремої країни-члена (отримуючи при цьому агреговані показники для всієї Європи тільки узагальнюючими методами) на більш ґрунтовній теоретичній базі [3].

Відомі також моделі, що розробляються організаціями окремих країн для своїх економік: центральними банками Італії та Бельгії, німецьким Інститутом економічних досліджень – IFO (див., наприклад, [4]), Національним інститутом статистичних та економічних досліджень Франції (INSEE), французьким Інститутом дослідження економічної кон'юнктури (OFCE) та іншими.

Перевага моделей, заснованих на інформації з обстежень, у порівнянні з іншими методами полягає в тому, що моделі у цьому випадку будуються на основі оперативної інформації, яка дозволяє отримувати прогнози на короткостроковий період часу безпосередньо для цілого ряду змінних, тобто на той період, на який економічні агенти звичайно роблять свої прогнози. Ще одна перевага – інформація безпосередньо відбиває передбачення респондентів, тому що формулювання прогнозів і рішень являє собою дуже складний процес, перебіг якого важко “влочити”, використовуючи лише традиційні економетричні методи.

Наразі різними дослідниками використовується ціла низка економетричних та менш складних моделей, які дозволяють отримувати прогнози макроекономічних показників для різних горизонтів прогнозування, використовуючи інформацію КО різних видів економічної діяльності. Серед таких моделей зазначимо: авто регресійні [5], VAR (векторні авторегресійні) [6], Марківські моделі переключення режимів (Markov switching regime models), фільтр Калмана [7;8], моделі калібрування [9], моделі випереджаючих індикаторів [10;11] тощо. З авторегресійних окремо виділяють ARIMA (інтегрована модель авторегресії – ковзної середньої) [12] та SETAR (self-exciting threshold autoregressions - самозбуджувальна порогова авторегресія) [13;14].

Постановка задачі. Результати розробки та запровадження різноманітних моделей для розрахунку короткотермінових прогнозів макроекономічних показників, отримані закордонними фахівцями (а в Україні такі дослідження проводяться тільки в НТК статистичних досліджень), не можна безпосередньо застосовувати для українських даних через особливості умов перехідної економіки та відсутність деяких видів кон'юнктурних обстежень у нашій країні (серед них – КО настроїв споживачів, секторів фінансових та нефінансових послуг) [15;16]. Тому одним з головних завдань для українських дослідників є створення таких моделей з використанням окремих показників обстежень та синтетичних індикаторів, які би дозволили достатньо точно відстежувати зміни тенденцій ВВП та його складових і надавати їх прогнозні оцінки на найближчу перспективу.

ВВП є головним макроекономічним показником для оцінки економічної ситуації в країні, значення якого обчислюються та публікуються пізніше, ніж інша статистична інформація, тому отримання його оперативних оцінок, що випереджають офіційні розрахунки, та короткотермінових прогнозів завжди було і залишається актуальною задачею для економістів-прогнозистів та аналітиків. Слід підкреслити, що часто значно важливіше розрахувати чи оцінити значення ВВП для поточного чи наступного за ним кварталу, ніж будувати його довгострокові прогнози на декілька десятиріч, використовуючи складні моделі.

У цій роботі пропонуються результати дослідження з метою отримання короткотермінових прогнозів ВВП на базі регресійних рівнянь, до яких як залежні змінні введено синтетичні індикатори, побудовані на базі показників КО різних видів економічної діяльності, окремі показники КО та кількісні статистичні показники.

Результати дослідження. На нашу думку, для отримання короткотермінових прогнозів ВВП на базі двох видів інформації (якісного характеру з КО та звичайної статистичної кількісного характеру) слід застосовувати саме регресійні моделі. Нижче представлені способи оцінки квартального ВВП, що випереджають існуючі на поточний момент його розрахунки на один квартал.

Для аналізу інформації використовуються кореляційний аналіз, метод головних компонентів та процедури згладжування даних, а для розрахунків – лінійні регресійні моделі, що звичайно залучаються для отримання прогнозів ВВП на базі двох видів інформації (кількісної статистичної та якісної – з КО).

Розрахункове рівняння для прогнозування ВВП на основі n показників, які можуть застосовуватись із лагом або без нього, матиме вигляд:

$$GDP = a_0 + \sum_{i=1}^n (a_i x_i + \sum_{l=1}^m b_{il} x_i(-l)) + \varepsilon \quad (1)$$

де GDP – зміни ВВП;

l – лаг; $l = 1, \dots, m$, m – максимальна кількість періодів, на яку використовується зсув часового ряду (у моделях, що побудовані на базі квартальних даних КО, звичайно $m = 4$);

x_i – окремий показник;

a_0, a_i, b_{il} – коефіцієнти регресії;

ε – похибка.

За визнанням всіх відомих нам фахівців та організацій, які досліджують можливість використання показників КО в економетричних моделях, найкращі оцінки змін ВВП надають показники КО саме промислових підприємств. І,

незважаючи на те, що вага промисловості у валовій доданій вартості не найбільша, цей сектор з його явними циклічними коливаннями, накладає значний відбиток на загальні зміни в економіці. Тим не менш, для того, щоб, по можливості, враховувати інші фактори, які впливають на загальні зміни, звичайно розглядаються також показники обстежень роздрібною торгівлі, транспорту та будівництва (з лагами та без них).

Перша з наведених у представленій роботі моделей містить тільки синтетичні індикатори як незалежні змінні. Побудована матриця парних кореляцій (табл. 1) вказує на те, що на зміни ВВП істотно впливають синтетичні індикатори для промисловості (*Ind*), будівництва (*Cons*) (з лагом) і торгівлі (*Trade*), помірно – для транспорту (*Transp*).

Таблиця 1. Кореляційна матриця для ВВП та синтетичних індикаторів

	<i>GDP</i>	<i>Ind</i>	<i>Cons</i>	<i>Cons(-1)</i>	<i>Trade</i>	<i>Transp</i>
<i>GDP</i>	1,000	0,880	0,879	0,891	0,686	0,415
<i>Ind</i>	0,880	1,000	0,928	0,926	0,633	0,236
<i>Cons</i>	0,879	0,928	1,000	0,397	0,728	0,483
<i>Cons(-1)</i>	0,891	0,926	0,397	1,000	0,701	0,487
<i>Trade</i>	0,686	0,633	0,728	0,701	1,000	0,557
<i>Transp</i>	0,415	0,236	0,483	0,487	0,557	1,000

Головний компонент (*Factor1*) будується на базі цих синтетичних індикаторів. Щільність зв'язків між ознаками у табл. 1 дає підстави зробити висновок про наявність однієї першопричини формування їх варіації. Цей висновок підтверджують розраховані факторні навантаження компонента на кожну ознаку (як описано у [5]):

	<i>Factor1</i>
<i>Ind</i>	0,889
<i>Cons(-1)</i>	0,957
<i>Trade</i>	0,871
<i>Transp</i>	0,593
<i>Expl.Var</i>	2,815
<i>Prp.Totl</i>	0,704

Власне значення кореляційної матриці (*Expl.Var*) становить 2,815, що задовольняє критерій Кайзера (>1), а ступінь факторизації (*Prp.Totl*) становить 0,704 (тобто дисперсія головного компонента більше ніж на 70% покриває дисперсію ознакового простору), що задовольняє умову про повноту факторизації не меншу ніж 70%. Кореляційна залежність між ВВП та головним компонентом становить 0,882.

Регресійне рівняння моделі задається формулою

$$GDP = c_0 + c_1 \text{Factor1} + \varepsilon.$$

Ймовірність помилки при прийнятті значень коефіцієнтів становить 0%, що не перевищує 5% рівня довіри, отже значення коефіцієнтів можна вважати прийнятними (табл. 2).

Таблиця 2. Оцінки моделі, побудованої для ВВП та головного компонента, отриманого для синтетичних індикаторів

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	105,5849	0,470994	224,1746	0,0000
Factor1	4,964839	0,483332	10,27212	0,0000
R-squared	0,778625	Mean dependent var		104,9438
Adjusted R-squared	0,771245	S.D. dependent var		5,521509
S.E. of regression	2,640844	Akaike info criterion		4,840535
Sum squared resid	209,2216	Schwarz criterion		4,932144
Log likelihood	-75,44856	F-statistic		105,5164
Durbin-Watson stat	1,405940	Prob(F-statistic)		0,000000

У цілому модель достатньо пояснює значення змін ВВП: коефіцієнт детермінації (або пояснена за допомогою регресії частка дисперсії), становить 0,779, кореляції – 0,882, автокореляція залишків незначна – показник Durbin-Watson дорівнює 1,406.

Ще одне рівняння, яке добре відображає зміни ВВП, побудоване з використанням синтетичних індикаторів для промисловості та будівництва (з лагом –1), а також показника змін курсу гривні до долара США. Кореляційна матриця показує, що всі зв'язки між змінними значущі (табл. 3).

Таблиця 3. Кореляційна матриця для ВВП, синтетичних індикаторів та курсу долара

	GDP	CEOLL	Cons(-1)	Ind
GDP	1,000	-0,644	0,745	0,781
CEOLL	-0,644	1,000	-0,491	-0,551
Cons(-1)	0,745	-0,491	1,000	0,931
Ind	0,781	-0,551	0,931	1,000

Регресійне рівняння моделі записується у вигляді:

$$GDP = c_1 CEOLL + c_2 Ind + c_3 Cons(-1).$$

Це рівняння теж характеризується низькими ймовірностями похибки для включених до нього факторів (для курсу долара – це 1%, для двох інших – 0%) та задовільними іншими параметрами оцінювання (табл. 4). Воно в цілому є задовільним.

Таблиця 4. Оцінки моделі, побудованої для ВВП, синтетичних індикаторів та курсу долара

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEDOLL	-0,128429	0,047218	-2,719918	0,0111
Ind	0,922918	0,070645	13,06419	0,0000
Cons(-1)	0,260274	0,032768	7,942915	0,0000
R-squared	0,862440	Mean dependent var		104,9429
Adjusted R-squared	0,852614	S.D. dependent var		5,627821
S.E. of regression	2,160568	Akaike info criterion		4,470385
Sum squared resid	130,7055	Schwarz criterion		4,609158
Log likelihood	-66,29097	F-statistic		87,77381
Durbin-Watson stat	1,564881	Prob(F-statistic)		0,000000

Розглянемо інший випадок поєднання у моделі змінних: включення одночасно кількісних показників та КО.

Кореляційна матриця, побудована для всіх змінних, демонструє сильний зв'язок між ВВП та іншими змінними, які можна включати до рівняння (табл. 5): темпи зростання цін у нафтопереробній промисловості (*PRNF1*), темпи зростання вартісних обсягів проданих автомобілів (*CARV*), зміни обсягів будівельно-монтажних робіт, що виконуються будівельними підприємствами у поточному кварталі (*CONSTRQ*), зміни обсягів товарообороту у торгівлі будівельними матеріалами у поточному кварталі (*BUDMAT*), зміни оцінок фінансових результатів роботи торговельного підприємства у поточному кварталі (*FINRESTD*), зміни обсягів виробництва продукції промислового підприємства у поточному кварталі (*INDQ*), зміни обсягів виконаних транспортним підприємством робіт, послуг у поточному кварталі (*SERVTSPO*). Причому перші з наведених показників – це кількісні статистичні, а інші два – якісні показники КО.

Таблиця 5. Кореляційна матриця для ВВП, статистичних показників та окремих показників КО

	GDP	PRNF1	CARV	CONSTRQ	BUDMAT	FINRESTD	INDQ	SERVTSPO
GDP	1,000	0,416	0,421	0,753	0,792	0,488	0,746	0,775
PRNF1	0,416	1,000	0,138	0,288	0,463	0,128	0,340	0,295
CARV	0,421	0,138	1,000	0,510	0,418	0,204	0,472	0,445
CONSTRQ	0,753	0,288	0,510	1,000	0,706	0,756	0,930	0,883
BUDMAT	0,792	0,463	0,418	0,706	1,000	0,441	0,821	0,844
FINRESTD	0,488	0,128	0,204	0,756	0,441	1,000	0,675	0,603
INDQ	0,746	0,340	0,472	0,930	0,821	0,675	1,000	0,933
SERVTSPO	0,775	0,295	0,445	0,883	0,844	0,603	0,933	1,000

З використанням методу головних компонентів отримано один компонент для всіх факторів:

	<i>Factor1</i>
PRNF1	0,431
CARV	0,634
CONSTRQ	0,949
BUDMAT	0,887
FINRESTD	0,718
INDQ	0,964
SERVTSPQ	0,945
Expl.Var	5,312
Prp.Totl	0,759

Таблиця 6. Оцінки моделі, побудованої для ВВП та головного компонента, отриманого для окремих показників КО та кількісних статистичних

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>C</i>	107,1424	1,904055	56,27065	0,0000
<i>Factor1</i>	14,95687	1,994522	-7,498971	0,0000
R-squared	0,652112	Mean dependent var		106,3559
Adjusted R-squared	0,640515	S.D. dependent var		17,93720
S.E. of regression	10,75461	Akaike info criterion		7,649008
Sum squared resid	3469,850	Schwarz criterion		7,740616
Log likelihood	-120,3841	F-statistic		56,23457
Durbin-Watson stat	1,252380	Prob(F-statistic)		0,000000

В цілому модель достатньо пояснює значення змін ВВП: коефіцієнт детермінації становить 0,652, кореляції – 0,808, автокореляція незначна – показник Durbin-Watson становить 1,252.

Висновки. Таким чином, у статті наведені методологічні основи побудови короткотермінових прогнозів макроекономічних показників на базі двох видів інформації: кількісної статистичної та КО. Автором розраховано три моделі, що були побудовані для прогнозування ВВП: створена на базі тільки синтетичних індикаторів (розрахованих за показниками КО), у тому числі, і з використанням лагу; синтетичних індикаторів та кількісних показників; кількісних і окремих якісних показників. Запропоновані моделі мають прийнятну якість, проте через недостатню довжину рядів показників, що використовуються для розрахунків, дослідження з метою отримання найточніших прогнозів слід продовжувати з надходженням нових даних.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Nelson C. R., Plosser C.I. Trends and Random Walks in Macro-Economic Time Series: Some Evidence and Implications // Journal of Monetary Economics. – 1982. – vol. 10. – Pp. 139-162.
2. European Economy. The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. Reports and Studies. – No 6, 1997. – 231 p.
3. Busy 2003: “Tools and Practices for Business Cycle Analysis in the European Union”. – Programs and notes available on www.jrc.cec.int/uasa/prj-busy.asp.

4. CESifo World Economic Survey. – Ifo Institute for Economic Research. – 2004. – Volume 3, No. 2.
5. Єрина А.М. Статистичне моделювання та прогнозування: Навч. посібник. – К.: КНЕУ, 2001. – 170 с.
6. Hansson J., Jansson P., Löf M. Business Survey Data: Do They Help in Forecasting the Macro Economy? / Working Paper Published by the National Institute of Economic Research, Stockholm. – 2003. – N 84. – 51 p.
7. Згуровский М.З., Подладчиков В.Н. Аналитические методы калмановской фильтрации, – К.: Наукова думка, 1995. – 215 с.
8. Kaanta P., Tallbom C. Using Business Survey Data for Forecasting Swedish Quantitative Business Cycle Variables. A Kalman Filter Approach. – Stockholm: Konjunkturinstitutet. Working paper – 1993. – No.35. – 47 p.
9. Bouton F., Erkel-Rousse H. Sectoral Business Surveys as an Aid to Short-Term Macroeconomic Forecasting. The Services Contribution // Materials of 27 CIRET Conference – Warsaw (Poland). – September, 14-17, 2004. – 47 p. – www.ciret.org/conferences/warsaw2004.
10. Stock J.H., Watson M.W. New indexes of coincident and leading indicators / NBER Macroeconomics Annual, Blanchard & Fisher Ed., MIT Press, Cambridge, 1989. – 4 – P. 351-393.
11. Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L. Reference Cycles: The NBER Methodology Revisited // The Economic Journal. – 2001. – N 101. – Pp. 62-75.
12. Clar M., Duque J.-C., Moreno R., Suriñach J. Business and Consumer Surveys. Looking for the Best Procedure to Forecast Qualitative Indicators // Materials of 27 CIRET Conference - Warsaw (Poland). – September, 14-17, 2004. – 15 p. – www.ciret.org/conferences/warsaw2004.
13. Claveria O., Pons E., Ramos R. Business and Consumer Expectations: Are They Useful for Forecasting? // Materials of 27 CIRET Conference – Warsaw (Poland). – September, 14-17, 2004. – 22 p. – www.ciret.org/conferences/warsaw2004.
14. Kurri S., Hella H. Forecasting National Account Revisions with Structural Time Series Models // Materials of 28 CIRET Conference – Rome. – September, 19-22, 2006. – 21 p. – www.ciret.org/conferences/rome2006.
15. Карпов В.І., Пугачова М.В., Сирота В.М. Кон'юнктурні обстеження підприємств – надійний барометр економічної ситуації // Статистика України. – 1998. – №1. – С. 34-49.
16. Пугачова М.В. Кон'юнктурні обстеження як нове джерело інформації для економічного аналізу та прогнозування тенденцій макропоказників. // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. – 2003. – №1. – С. 147-158.