

МОДЕЛЮВАННЯ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ НАДХОДЖЕНЬ ПДВ НА МІКРО- ТА МАКРОЕКОНОМІЧНИХ РІВНЯХ

У статті виконано економіко-математичний аналіз рядів динаміки щомісячних податкових надходжень. Побудовано адекватні математичні моделі ARIMA*ARIMAS та модель Холта експоненційного згладжування. Здійснено прогнозування обсягів цих надходжень.

The economic and mathematical analysis of time series of monthly tax revenue is made in the article. Adequate mathematical ARIMA*ARIMAS models and Holt's model of exponential smoothing are built. The forecast of revenue values is done.

Постановка проблеми у загальному вигляді. На етапі реформування податкової системи України особливої актуальності набувають проблеми, пов'язані з такими функціями податкових органів, як аналітична та прогнозна. На державному рівні роль податкового прогнозування (планування) визначає аналіз надходжень податків, тенденцій і чинників, що приводять до змін бази оподаткування (зростання або зменшення), і на цій основі визначаються прогнозовані обсяги податкових надходжень до бюджету, передумови для змін до законодавчих та нормативних документів або введення нових. Під час моніторингу і контролю встановлюються і документуються фактичні показники, порівнюються із плановими для аналізу й оцінки результатів діяльності із зазначенням причин відхилень від запланованого для застосування заходів з метою прийняття відповідних рішень. Податкове прогнозування здійснюється з метою оцінки податкового потенціалу держави в цілому та за окремими регіонами, окрім того, за допомогою прогнозування визначається ймовірність виникнення непередбачуваних подій соціального характеру та важкопрогнозованих фінансових, зокрема податкових ситуацій.

В умовах нестійкого характеру економічних процесів на практиці, по суті, можуть бути реалізовані лише два види прогнозів – оперативний (до одного місяця) та короткотерміновий (до одного року). У прогнозуванні податкових надходжень необхідно брати до уваги фактичні динамічні ряди надходжень податків за попередні періоди. Також варто урахувати, що показники за минулі періоди потрібно у багатьох випадках коригувати, а це вимагає вивчення конкретних економічних особливостей даного періоду з урахуванням величини ставок оподаткування, зміни податкової бази тощо.

Аналіз досліджень і публікацій останніх років. Загальні підходи до прогнозування були розкриті у працях таких учених як Дж. Бокс, Г. М. Дженкінс, С. А. Айвазян, В. С. Мхітарян, В. В. Вітлінський, І. Г. Лук'яненко, А. В. Скрипник та інших. Відзначимо, що серед вітчизняних лише деякі автори, зокрема, В. В. Вітлінський [1, с.300–402], І. Г. Лук'яненко [2, с.200–301; 3, с.105–302; 4, с.103–108], Ю. О. Городниченко [2, с.200–301], А. В. Скрипник, Л. А. Терещенко [5, с.7–12], Г. М. Котіна [7, с.25–33; 8, с.54–58] використовували у своїх дослідженнях при моделюванні динаміки економічних процесів моделі із сезонною компонентою на різних лагах.

Виділення невирішених раніше частин загальної проблеми. У працях за цією тематикою недостатньо детально розроблені моделі для одержання оперативних прогнозів, які є найбільш актуальними для моніторингу та контролю податкових надходжень. У моделях динаміки, які використовувались раніше, практично не коригувались фактичні дані та не враховувались зміни у трендах.

Постановка завдання. Метою статті є побудова моделей динаміки щомісячних надходжень ПДВ на мікрорівні (за даними Приморської ДПІ м. Одеси за період з 2005 по

2011 рр.) та на макрорівні (за даними Держкомстату України й інших джерел за період з 2007 по 2011 рр.) із виправленнями «викидів» та зі змінним або демпфованим трендом. На підставі отриманих адекватних моделей виконання прогнозування.

Виклад основного матеріалу дослідження. Авторами було розглянуто мікрорівень, тобто, надходження ПДВ по районній ДПП. При моделюванні використовуємо наступні дані податкових надходжень до бюджету Приморського району м. Одеси (табл. 1):

Таблиця 1

Динаміка щомісячних надходжень ПДВ по Приморській ДПП м. Одеси за 2005–2011 роки (тис. грн.)

Роки	2005	2006	2007	2008	2008	2010	2011
Місяці	ПДВ	ПДВ	ПДВ	ПДВ	ПДВ	ПДВ	ПДВ
1	9949,278	16722,58	20829,38	42686,98	21587,9	17634,8	60078,4
2	6828,165	10289,37	14043,34	15902,04	12054,5	14515,8	45384,5
3	10554,97	18059,67	12967,92	17969,49	22632,4	16492	63664,1
4	9687,427	13955,77	17624,91	23458,78	19021,4	17352,8	66547,9
5	11115,32	12869,36	18007,45	20621,95	16379,8	18471,2	53162,1
6	10858,56	13757,19	16871,61	20637,98	18298,4	19627,6	76498,3
7	10731,88	14440,41	18850,29	21330,15	22959	21850,2	85979,3
8	11947,37	14660,06	24756,63	21722,23	18948,4	22804,4	83397,7
9	13666,76	16533,46	18642,41	25945,56	24279,2	32101,8	94064,1
10	14272,88	16879,82	18539,1	25706,97	19213,1	46736,2	109826,8
11	13957,57	14843,69	20204,11	21033,23	20100	61695,4	109536,3
12	14764,04	15695,59	18433,3	21706,06	22396,9	56211,6	114792,4

Для наочності дані надано у вигляді діаграми (рис. 1):

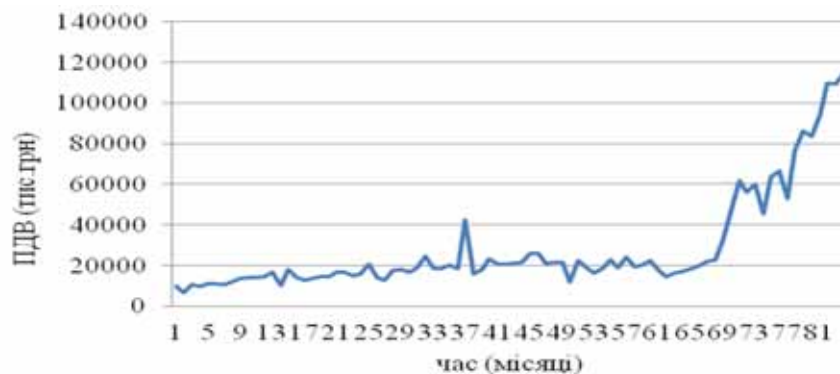


Рис. 1. Динаміка щомісячних надходжень ПДВ по Приморській ДПП м. Одеси (тис. грн.)

Варто зауважити, що спостерігається аномальне значення 42686,98 тис. грн. надходження ПДВ у січні 2008 року (так званий «викид»), яке є статистично не значимим (оскільки уряд змусив бізнес заплатити ПДВ наперед). Тому при подальшому моделюванні це значення замінимо на середньомісячне за 2008 рік – 23226,8 тис. грн. Візуальний аналіз ряду динаміки дозволяє дійти висновку, що йому притаманні певні характерні особливості: а) простежується довгострокова, детермінована часом еволюція – тренд, який описується функцією часу $f(t)$; б) сезонні коливання S_t ; в) випадкові коливання e_t .

Зв'язок між цими складовими динамічного ряду представляється у цьому випадку адитивно (сумою):

$$y_t = f(t) + S_t + e_t, \quad (1)$$

де y_t – рівень ряду динаміки у момент часу $t = 1, 2, \dots, 84$.

Така умовна конструкція дозволяє, залежно від мети дослідження, вивчати

тренд, елімінуючи коливання, або вивчати коливання, елімінуючи тренд. При прогнозуванні здійснюється зведення прогнозів різних елементів в один кінцевий прогноз.

Відмітимо, що у цьому випадку спостерігається так званий «ламаний» лінійний тренд (у жовтні 2010 року надходження різко зросли). Це пояснюється зростанням бази оподаткування (з'явилися великі підприємства – платники ПДВ) та суттєвим покращенням адміністрування. Тому для пошуку рівнянь такого тренду використаємо модуль кусково-лінійної регресії нелінійного оцінювання програми STATISTICA (табл. 2):

Таблиця 2

Коефіцієнти моделі за результатами роботи програми STATISTICA (розроблено авторами)

Модель: Кусково-лінійна регресія з точками розриву				
$N = 84,$ $R = 0,98019$				
B_0	t	B_0	t	Точка розриву
12160,91	151,64	-300818	4879,71	27885,35

У результаті, з ймовірністю понад 98% отримуємо, що рівняння ламаного лінійного тренду матимуть такий вигляд:

$$f(t) = 12160,91 + 151,64t, \quad t = 1, 2, \dots, 38; \quad f(t) = -300818 + 4879,71t, \quad t = 39, 40, \dots, 84.$$

Характерною властивістю будь-якого динамічного ряду є залежність рівнів: значення y_t певною мірою залежить від попередніх значень: y_{t-1} , y_{t-2} і т.д. Для оцінювання ступеня залежності рівнів ряду використовують коефіцієнти автокореляції r_p з часовим лагом $p = 1, 2, \dots, m$, які характеризують щільність зв'язку між первинним рядом і цим же рядом, зсуненим на p моментів. Послідовність коефіцієнтів r_p називають автокореляційною функцією. За швидкістю згасання автокореляційної функції можна зробити висновок про наявність автокореляції першого порядку на лагі 1. На відміну від детермінованої складової випадкова складова не пов'язана зі зміною часу. Аналіз цієї складової є основою перевірки гіпотези про адекватність моделі реальному процесу.

У результаті аналізу динаміки для моделювання застосовуємо адитивну модель ARIMA*ARIMAS з інтервенцією в тренді на 39-му спостереженні і сезонним лагом 12 (розроблено авторами):

$$y_t = p_{t-1}y_{t-1} + a + bt - q_{t-1}e_{t-1} + S_t, \tag{2}$$

де y_t – рівні ряду динаміки у моменти часу $t = 1, 2, \dots, 84$;

$f(t) = a + bt$ – трендова компонента (з інтервенцією);

p_{t-1} – коефіцієнт авторегресії першого порядку;

q_{t-1} – коефіцієнт моделі ковзного середнього;

e_{t-1} – іррегулярна компонента (випадкові відхилення або так званий «білий шум»).

Для знаходження сезонних коефіцієнтів застосуємо згладжування ковзною середньою першого порядку: $S_t = c + Q_{t-1}S_{t-1}$. Параметри моделі оцінюємо з 95% рівнем довіри (або 5% ступенем ризику) за умови мінімізації MSE – середнього квадрату похибки:

$$MSE = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \tilde{y}_i)^2}{n}, \tag{3}$$

де y_i – фактичні, а \tilde{y}_i – прогнозовані значення показника у i -му періоді.

Таблиця 3

Результати моделювання та прогнозування за результатами роботи програми STATISTICA:

Спостереження №	Прогнози. Модель: (1,1,1)(0,0,1); Сезон.: 12; 1 інтервенція; початкова SS=3212E6; ітогова SS=2753E6 (85,69%); MS=3484E4; p<0,05			
	Прогноз	Нижній 90%	Верхній 90%	Стандартна похибка
85	115714,9	105890,5	125539,2	5902,7
86	107810,0	95881,1	119739,0	7167,2
87	118452,6	104573,9	132331,3	8338,7
88	119024,4	103453,9	134594,9	9355,2
89	111308,5	94211,2	128405,8	10272,5
90	123875,8	105377,5	142374,2	11114,3
91	129134,2	109333,7	148934,7	11896,6
92	127062,8	106040,6	148084,9	12630,6
93	132886,4	110709,8	155063,0	13324,3
94	136332,8	113058,9	159606,7	13983,5
95	132433,6	108111,9	156755,3	14613,1
96	137125,3	111799,1	162451,5	15216,6

Висока адекватність моделі підтверджується тим, що порівняння середньопрогнозованого за даною моделлю значення надходжень ПДВ у січні 2012 року 115714,9 тис. грн. із фактичним 116056,1 тис. грн. дає малу відносну похибку прогнозування.

$$\delta = \frac{|116056,1 - 115714,9|}{116056,1} = 0,0029 \text{ або близько } 0,3\%. \quad (4)$$

Зауважимо, що при середньостроковому прогнозуванні (на 2013–2015 роки) варто використовувати трендову модель, побудовану на річних фактичних надходженнях за минулі роки. Авторами виконано моделювання та прогнозування динаміки щомісячних надходжень (млрд. грн.) ПДВ (PDVUK) на макрорівні (за даними Держкомстату України за період з 2007 по 2011 рр.) (табл. 4).

Таблиця 4

Динаміка щомісячних надходжень ПДВ за 2007–2011 роки (млрд. грн.)

Роки	2007	2008	2009	2010	2011
Місяці	ПДВ	ПДВ	ПДВ	ПДВ	ПДВ
1	4,7218	6,1866	6,3259	8,2303	9,5469
2	3,9682	7,1212	6,1968	4,7877	9,4425
3	5,0313	6,6084	9,6554	8,2598	10,3564
4	4,7422	9,3798	7,4880	10,054	11,2816
5	4,6714	8,7213	5,4998	7,1548	9,6094
6	5,2116	7,4539	4,8555	8,0634	9,2842
7	4,9334	8,3256	6,4424	9,5333	11,2136
8	4,8521	9,3311	6,0222	8,1873	12,9507
9	4,5546	9,3647	3,0412	7,8726	11,5065
10	5,672	8,7470	8,0639	9,2611	10,8824
11	5,4232	4,6886	8,1171	10,7776	11,0774
12	5,601	6,1544	12,9882	10,534	12,9422
За рік	59,3828	92,0826	84,6964	102,72	130,09

Для податку на додану вартість (ПДВ або PDVUK) аналіз динаміки щомісячних надходжень та динаміки за роками (рис. 2 та 3) дозволяє виявити наявність вираженого лінійного тренду та сезонності з лагом 12.

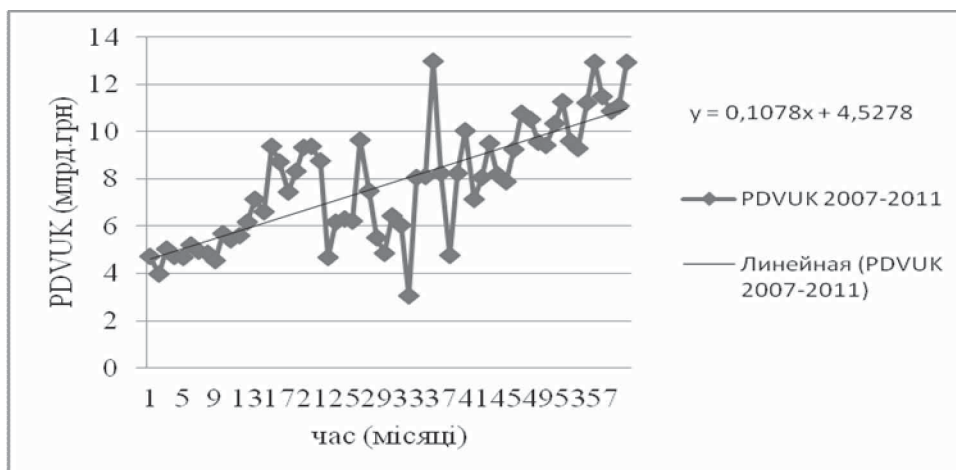


Рис. 2. Динаміка щомісячних надходжень ПДВ за 2007–2011 роки (млрд. грн.)

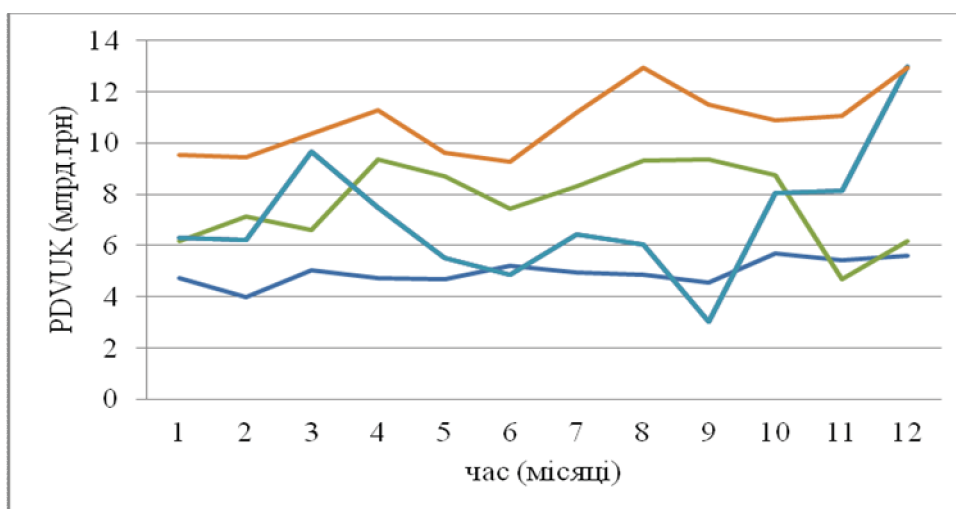


Рис. 3. Динаміка щомісячних надходжень ПДВ за роками (млрд. грн.)

Тому при моделюванні використовуємо адитивну модель Холта експоненційного згладжування з лінійним трендом та сезонністю 12 (авторська розробка):

$$y_t = f(t) + S_t + e_t, \quad (5)$$

де y_t – рівні ряду динаміки у моменти часу $t = 1, 2, \dots, 70$;

$f(t)$ – тренд-циклічна компонента;

e_t – іррегулярна компонента (випадкові відхилення або так званий «білий шум»).

Для знаходження тренд-циклічної компоненти застосовувалось експоненційне згладжування (авторська розробка):

$$f_t = \alpha f_t + (1 - \alpha) f_{t-1}, \quad (6)$$

де параметр згладжування $\alpha = 0,1$ вибирався за умовами найкращого наближення до емпіричних даних (за умовою мінімізації суми квадратів похибок SSE), а також урахувалось циклічне «демпфування» тренду за допомогою параметра $\gamma = 0,1$. Коли ця формула застосовується рекурсивно, кожне нове згладжене значення (яке є також прогнозом) обчислюється як зважене середнє поточного спостереження і згладженого ряду.

При знаходженні сезонних коефіцієнтів також застосовувалось експоненційне згладжування за формулою $S_t = S_{t-p} + \delta(1 - \alpha)e_t$, у якій параметр $\delta = 0,1$ (розроблено авторами). Звертаємо увагу, що оцінка сезонної компоненти в момент t обчислюється як відповідна компонента на останньому сезонному циклі плюс похибка e_t (спостережуване мінус прогнозоване значення у момент t). Стандартна похибка адитивної тренд-циклічної сезонної

моделі $y_t = f(t) + S_t + e_t$ становить $\sigma = 0,075$. Результати моделювання та прогнозування представлені у табл. 5.

Таблиця 5

Результати моделювання та прогнозування за результатами роботи програми STATISTICA

Спостереження №	Експоненційне згладжування: Адитив. сезон.(12) $S_0=4,497$; $T_0=0,0752$; Альфа= $0,100$; Дельта= $0,100$; Гамма= $0,100$			
	PDVUK	Згладж. ряд	Залишки	Сезонні складові
1	4,72180	4,39545	0,32635	-0,176962
2	3,96820	3,70289	0,26531	-0,980652
3	5,03130	5,35457	-0,32327	0,563352
4	4,74220	5,89115	-1,14895	1,054347
5	4,67140	4,29806	0,37334	-0,490273
6	5,21160	4,31274	0,89886	-0,583093
7	4,93340	5,23880	-0,30540	0,17333
8	4,85210	5,01927	-0,16717	-0,091145
9	4,55460	4,21432	0,34028	-0,953803
10	5,67200	5,84308	-0,17108	0,563105
11	5,42320	5,19584	0,22736	-0,143145
12	5,60100	6,50444	-0,90344	1,064335
66	9,28420	9,46645	-0,18225	
67	11,21360	10,31627	0,89733	
68	12,95070	10,26001	2,69069	
69	11,50650	9,82415	1,68235	
70	10,88240	11,73559	-0,85319	
71		11,16136		
72		12,56185		
73		11,45848		
74		10,81256		
75		12,54480		
76		13,18181		
77		11,85066		
78		11,91138		
79		12,92076		
80		12,97137		

Зведенням прогнозів за кожною складовою в один виконується точкове прогнозування надходжень ПДВ у листопаді 2011 року ($t = 71$), у грудні 2011 року ($t = 72$) та на наступний 2012 рік. За нашою моделлю $y_{71} = 11,1613$ (млрд. грн.), а $y_{72} = 12,5618$ (млрд. грн.). Для інтервального прогнозування із 95% надійністю знайдемо граничну похибку: $\Delta = 1,96\sigma = 0,145$.

Таким чином, із 95% надійністю надходження ПДВ у листопаді 2011 року можуть становити від 11,018 млрд. грн. (песимістичний прогноз) до 11,3063 млрд. грн. (оптимістичний прогноз), а в грудні 2011 року – від 12,4068 млрд. грн. (песимістичний прогноз) до 12,7068 млрд. грн. (оптимістичний прогноз). Зауважимо, що фактичні надходження ПДВ у листопаді 2011 року становили 11,0774 млрд. грн., що наближається до середньоочікуваного за нашою моделлю прогнозування. Відносна похибка прогнозування надходжень ПДВ для листопада 2011 року становить:

$$\delta = \frac{|11,0774 - 11,1613|}{11,0774} = 0,0075 \text{ (або 0,75\%)} \quad (7)$$

а для грудня 2011 року:

$$\delta = \frac{|12,9422 - 12,7068|}{12,9422} = 0,018 \text{ (або 1,8\%)} \quad (8)$$

Висновки і перспективи подальших розробок. Економіко-математичний аналіз рядів динаміки податкових надходжень дозволив побудувати адекватні математичні моделі та здійснити прогнозування обсягів цих надходжень. Результати прогнозування підтвердились фактичними даними. Відзначимо, що моделювання надходжень ПДВ по Приморській ДПІ м. Одеси показало, як суттєво вплинуло на різке підвищення надходжень збільшення бази оподаткування та покращення адміністрування цього податку. Зауважимо, що кризові явища в економіці України суттєво впливають на обсяги надходжень доходів до державного бюджету (зокрема, надходжень ПДВ). Якщо у попередніх дослідженнях трендові тенденції за фактичними результатами надходжень ПДВ до 2008 року включно описувались зростаючою квадратичною функцією, то при моделюванні тенденції за 2007–2012 рр. з урахуванням кризи змусило застосовувати більш складні моделі експоненційного згладжування. Зауважимо також, що останніми роками спостерігається позитивна тенденція до ефективного адміністрування ПДВ (як показують дослідження, ефективним варто вважати адміністрування, при якому частка відшкодувань ПДВ не перевищує 30% загальних обсягів надходжень).

Отже, можна зробити висновок про необхідність постійного моніторингу за надходженнями до дохідної частини Держбюджету та оперативного аналізу, прогнозування, урахування ризиків.

Застосовуючи методику, запропоновану у працях В. В. Вітлінського, О. М. Тимченко, А. В. Матвійчук [9, с.11–19; 10, с.30–38; 11, с.35–43], можна врахувати ризики при прогнозуванні та плануванні майбутніх податкових надходжень шляхом введення коригуючих коефіцієнтів. Результати досліджень можуть бути використані як у практичній роботі фінансових органів, служб ДПАУ, так і при прийнятті науково обґрунтованих управлінських рішень.

Список використаної літератури

1. Вітлінський В. В. Моделювання економіки / В. В. Вітлінський. – К.: КНЕУ. – 2003. – 408 с.
2. Лук'яненко І. Г. Сучасні економетричні методи в фінансах / І. Г. Лук'яненко, Ю. О. Городніченко. – К.: Літера. – 2003. – 348 с.
3. Лук'яненко І. Г. Системне моделювання показників бюджетної системи України: Принципи та інструменти: [монографія] / І. Г. Лук'яненко // К.: Києво-Могилянська Академія, 2004. – 584 с.
4. Лук'яненко І. Г. Особливості короткострокового прогнозування бюджетних показників на основі не казуальних економетричних методів [Електронний ресурс] / І. Г. Лук'яненко, О. Ветренко. – Режим доступу: <http://dspace.nbuv.gov.ua/bitstream/handle/123456789/10667/26-Lukyanyenko.pdf>.
5. Скрипник А. В. Динаміка податкових надходжень та їх прогноз за допомогою моделі ARIMA / А. В. Скрипник, Л. А. Терещенко // Моделювання та інформаційні системи в економіці. – К.: КНЕУ, 2001. – Вип. 66. – С. 7–12.
6. Скрипник А. В. Моделювання податкової політики у трансформаційній економіці: дис.... докт. екон. наук: 08.03.02 / А. В. Скрипник. – К., 2004. – 421 с.
7. Котіна Г. М. Прогнозування податкових надходжень: підходи до визначення / Г. М. Котіна // Ринок цінних паперів України. – 2009. – № 11–12. – С. 25–33.
8. Котіна Г. М. Економетричні моделі динаміки у прогнозуванні бюджетоутворюючих податків / Г. М. Котіна // Інвестиції: практика і досвід. – 2009. – № 22. – С. 54–58.
9. Вітлінський В. В. Концептуальні положення стосовно ризику в сфері оподаткування / В. В. Вітлінський, О. М. Тимченко // Фінанси, облік і аудит. – 2005. – Вип. 6. – С. 13–19.
10. Вітлінський В. В. Актуальні питання розвитку теорії ризику / В. В. Вітлінський // Моделювання та інформаційні системи в економіці. – К.: КНЕУ. – 2006. – Вип. 74. – С. 30–38.
11. Вітлінський В. В. Зміна парадигми в сучасній теорії економіко-математичного моделювання / В. В. Вітлінський, А. В. Матвійчук // Економіка України. – 2007. – № 11. – С. 35–43.

Прийнято до друку 08.04.2013