

7. Shkola I. M. Rozvy`tok tury`sty`chnogo biznesu regionu: monografiya / I. M. Shkola, T. M. Orexovs`ka, O. P. Korol`chuk, V. F. Ky`fyak // Chernivczi: Kny`gy` – XXI, 2007. – 291 s.

8. Deny`senko A. V. Osobly`vosti isnuyuchy`x pidxodiv do klasy`fikaciyi tury`sty`chny`x ry`zy`kiv ta yix vply`v na tury`sty`chnu diyal`nist` / A. V. Deny`senko // VISNY`K DITB. – 2013. – # 17. – S. 214–218.

9. Bry`ch V. Upravlinnya ry`zy`kamy` u tury`sty`chnomu biznesi / V. Bry`ch, S. Kramarchuk // Naukovi zapy`sky`. – 2010. – #2. – S. 56–69.

10. Larygy`n Yu. N. Teory`ya organy`zacy`y` / Larygy`n Yu. N. – M.: Y`NFRA, 2007. – 222 s.

*Рецензент: Прушківський В.Г, д.е.н., професор, зав. кафедри економічної теорії та підприємництва ЗНТУ*

8.09.2015

УДК 336.144.36

*Дедушева Марина*

## **РАЦІОНАЛЬНІСТЬ ТА ЕФЕКТИВНІСТЬ ПРОГНОЗІВ ПОДАТКОВИХ НАДХОДЖЕНЬ В УКРАЇНІ**

У статті висвітлено концептуальні підходи до розуміння таких понять, як «раціональність» та «ефективність» прогнозування. Розглянуто передові способи оцінки ефективності прогнозів на основі теорії раціональних очікувань, за допомогою побудови регресії похибок, а також застосування функції втрат. Статистичний аналіз прогнозів податкових надходжень свідчить про те, що прогнозні оцінки КМУ частіше відхилялися від фактичних даних, ніж консенсус-прогнози, опубліковані Міністерством економічного розвитку і торгівлі України. Результати регресійного аналізу за допомогою функції втрат засвідчили той факт, що в обох випадках доходи бюджету виявились зміщеними та неефективними. Однак, ймовірність незміщеності прогнозів Міністерства економічного розвитку і торгівлі є вищою, порівняно з прогнозами КМУ. У середньому за досліджуваний період КМУ значно завищував прогнози бюджетних надходжень. Подібне «оптимістичне зміщення» є характерним для урядів з низьким рівнем політичної і фіскальної відповідальності.

Такими урядами керують два типи мотивів: політичний опортунізм, оптимістичні прогнози сприймаються виборцями як результат якісної роботи уряду і політичних сил, і завищення прогнозу доходів бюджету дозволяє обґрунтовувати підвищені витрати бюджету. Незважаючи на те, що прогнози Міністерства економічного розвитку і торгівлі України також виявилися зміщеними та малоефективним, їх нераціональність була менш вираженою і досить неоднозначними є висновки щодо того чи були ці прогнози завищені або ж занижені, оскільки оцінки рівною мірою відхилялися в обидва напрями і в середньому похибка анігулювалася до нуля.

**Ключові слова:** бюджетне прогнозування, зміщеність прогнозу доходів бюджету, раціональність та ефективність оцінки, функція втрат, похибка прогнозу.

*Дедушева Марина*

## **РАЦИОНАЛЬНОСТЬ И ЭФФЕКТИВНОСТЬ ПРОГНОЗОВ НАЛОГОВЫХ ПОСТУПЛЕНИЙ В УКРАИНЕ**

В статье отражены концептуальные подходы к пониманию таких понятий, как «рациональность» и «эффективность» прогнозирования. Рассмотрены передовые способы оценки эффективности прогнозов на основе теории рациональных ожиданий, путем построения регрессии ошибок, а также применения функции потерь. Статистический анализ прогнозов налоговых поступлений свидетельствует о том, что прогнозные оценки КМУ чаще отклонялись от фактических данных, чем консенсус-прогнозы, предоставленные Министерством экономического развития и торговли Украины. Результаты регрессионного анализа показали тот факт, что в обоих случаях доходы бюджета являются смещенными и неэффективными. Однако, вероятность несмещенной оценки Министерства экономического развития и торговли гораздо выше по сравнению с прогнозами КМУ. В среднем за исследуемый период КМУ значительно превышал прогнозы бюджетных поступлений. Подобное «оптимистическое смещение» характерно для правительств с низким уровнем политической и фискальной ответственности. Такими правительствами руководят два типа мотивов: политический опортунізм, оптимістичні прогнози воспринимаются избирателями как результат качественной работы правительства и

политических сил, и завышение прогноза доходов бюджета позволяет обосновывать повышенные расходы бюджета. Не смотря на то, что прогнозы Министерства экономического развития и торговли Украины также оказались смещенными и малоэффективным, их нерациональность менее выражена и довольно неоднозначными оказались выводы были ли эти прогнозы в среднем завышены или занижены, поскольку оценки в равной степени отклонялись в обоих направлениях и в среднем погрешность аннигилировалась к нулю.

**Ключевые слова:** бюджетное прогнозирование, смущённость прогноза доходов бюджета, рациональность и эффективность оценки, функция потерь, погрешность прогноза.

*Dedusheva Marina*

### **RATIONALITY AND EFFICIENCY OF THE TAX REVENUE FORCASTS IN UKRAINE**

The article is an overview of the conceptual approaches to understanding such notions as «rationality» and «efficiency» of the forecast. We consider advanced methods of evaluating the effectiveness of forecast based on the theory of rational expectations, by building the regression error, and through the usage of the loss function. Statistical analysis of the tax revenue forecast in Ukraine in period indicates that the projections of Cabinet of Ministers of Ukraine were more frequently deviated than consensus forecasts published by the Ministry of Economic Development and Trade. Results of regression analysis also had shown that in both cases the budget revenues are offset and ineffective. However, the

probability of unbiasedness of the forecasts prepared by Ministry of Economic Development and Trade was much higher, comparing to the Cabinet of Ministers of Ukraine. On the average forecasts of Cabinet of Ministers always were overestimated. Such «positive bias» is inherent for the government with a low level of political and fiscal responsibility. They are caused by two reasons: (i) political opportunism, optimistic forecasts are perceived by voters as indicator of quality work of the government and political forces, and (ii) overestimated revenues allows justify increased budget expenditures. At the same time, projections of the Ministry of Economic Development and Trade of Ukraine were also biased and inefficient; however their irrationality was less obvious and very difficult to say whether these forecasts were over or underestimated, as forecasts

deviated equally in both directions and the average error was annihilated to zero.

**Keywords:** budget forecasting, bias in revenue forecast, rationality and efficiency of estimation, loss function, forecast error.

**Постановка проблеми у загальному вигляді.** Питання об'єктивності прогнозів є одним з центральних у статистиці та економіці. При цьому в центрі уваги дослідників перебуває не тільки точність прогнозування, але й ефективність прогнозів. Під ефективністю розуміється неупередженість прогнозів і використання всього доступного обсягу інформації при побудові прогностичних моделей. Дану статтю ми присвячуємо аналізу питання ефективності та раціональності фіскальних прогнозів в Україні. Дана проблема безпосередньо стосується отримання прогнозів податкових надходжень, які відповідають економічним та соціальним реаліям економіки України і можуть виступати у ролі аналітичного інструменту в ході формування фіскальної політики.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Різні аспекти ефективності та точності прогнозів, у тому числі і у фіскальній сфері, досліджувалися в основному західними вченими. У центрі уваги на сьогодні перебувають дослідження форми функції втрат прогнозіста при здійсненні прогнозів [1; 2]. Суттєвим є також аналіз напрямку зміщення прогнозів та причин таких зміщень [3; 4; 5]. При цьому варто зазначити, що автори численних емпіричних досліджень знаходили докази як на користь систематичного завищення/заниження

прогнозів, так і проти таих зміщень [6; 7]. Загальний тренд світової економічної думки з приводу ефективності прогнозів за різних припущень веде до висновку про загальну неефективність та політичну заангажованість прогнозів у фіскальній сфері.

**Виділення не вирішених раніше частин загальної проблеми.** Аналіз останніх досліджень публікацій виявили, що система економічних прогнозів в Україні, хоча і регламентована досить чітко на законодавчому рівні, однак продукує досить неточні прогнози. Крім того, вони значно поступаються прогнозам міжнародних фінансових інституцій і легко перевершуються при застосуванні простих економетричних моделей. Проте, крім питань точності прогнозів, у світовій академічній літературі також активно

дискутуються питання напряму зміщення прогнозів та систематичності похибок.

**Цілі дослідження.** Метою даного дослідження є розгляд теоретичних основ таких понять, як раціональність та ефективність прогнозів, а також проведення емпіричного аналізу раціональності та ефективності прогнозів в Україні.

**Виклад основного матеріалу дослідження.** Раціональний прогноз податкових надходжень повинен відповідати таким вимогам: по-перше, бути незміщеним, по-друге, похибки мають бути незалежними від інформації, доступної особі, що здійснює прогноз на момент прогнозування, тобто прогноз має бути ефективним. Якщо дане припущення порушується, тоді, використовуючи економетричну термінологію, у системі даних, на основі яких здійснюється прогноз, виникає ендогенність. Ендогенність – це явище, яке має місце у випадку, коли похибки статистичної моделі корельовані з пояснювальними змінними, що входять у дану модель, та зміщує оцінки коефіцієнтів і призводить до хибних результатів моделювання. Виходячи з цього, дослідження раціональності прогнозів базується на тестуванні ендогенності в моделях прогнозування податкових надходжень. Досить часто подібні дослідження відхиляють гіпотезу про раціональність прогнозів, яка передбачає незміщеність та ефективність.

Процес здійснення прогнозів нерозривно пов'язаний з функцією втрат (loss function) особи або інституції, що здійснює прогноз. Досить довгий час дослідники вважали такі функції

квадратичними та симетричними [1]. Ці функції передбачають, що втрати від переоцінки податкових надходжень є рівнозначними втратам від їх недооцінки. В емпіричній літературі виявлено тенденцію до заниження прогнозів і неефективного використання наявної інформації. Однак систематична недооцінка перспективних податкових надходжень може бути результатом раціонального вибору прогнозиста, якщо при цьому втрати від заниження прогнозу є порівняно нижчими від завищення. Це означає, що відхилення гіпотези про раціональність прогнозів із застосуванням симетричної функції втрат може бути хибним.

Для врахування цього аспекту в дослідженнях зазвичай спочатку проводиться тестування гіпотези про раціональність

прогнозів із застосуваннями симетричної функції втрат. Після цього, у разі відхилення гіпотези про раціональність, стандартною процедурою є застосування підходу, запропонованого в роботі Г. Елліота зі співавторами [2]. Даний підхід використовує гнучку функцію втрат для прогнозування, де симетрія є спеціальним випадком. Дослідник може оцінити параметр асиметрії для визначення того, чи дійсно прогнозисти податкових надходжень розглядають втрати від заниження прогнозів рівними втратам від їх завищення. При цьому підході також можливо провести тест щодо повного використання інформації за наявності асиметричної функції втрат.

Точність прогнозування податкових надходжень є важливою, оскільки похибки у прогнозах можуть вести до політичних та адміністративних втрат. Завищення прогнозів може спричинити скорочення програм бюджетних видатків або непопулярні підвищення податків протягом фіскального року. Заниження прогнозів може проявлятися в недофінансуванні важливих статей видатків і означати підвищення податкового навантаження. Похибки обох типів вимагають внесення відповідних коректив у бюджет протягом фіскального року. У деяких випадках неочікувані податкові надходження, що виникли внаслідок заниження прогнозу, можуть бути використаними для збільшення дискреційних видатків за рішенням уряду. Також обидва види похибок генерують погані відгуки у медійному середовищі, що може вплинути на результати виборів.

Ряд дослідників стверджують, що політичні та адміністративні втрати, пов'язані із завищенням прогнозів, є вищими, ніж втрати від недооцінки податкових надходжень [1; 3; 4; 5]. Зазначені вчені, використовуючи дані за різні періоди для різних штатів США, дійшли єдиного висновку про те, що існує чітка тенденція до заниження прогнозів податкових надходжень. Даний феномен у науковій літературі отримав назву «консервативне зміщення» (conservative bias). На противагу цьому, у роботах Г. Кассіді [6] та Х. Мокана [7] не має стійких свідчень систематичного заниження прогнозів. Однак більшість указаних учених ідентифікували кореляцію між похибками прогнозів та економічною інформацією, на основі якої вони будувалися. Це свідчить, що дані для прогнозування могли використовуватися більш ефективно і продукувати більш точні

прогнози.

Підхід на основі раціональних очікувань застосовувався протягом довгого часу для оцінки якості широкого спектра макроекономічних прогнозів. Цей підхід є популярним у літературі, присвяченій аналізу якості прогнозування, завдяки привабливій властивості, яка полягає у тому, що раціональний прогноз є умовним очікуванням залежної (прогнозованої) змінної, з чого випливає незміщеність прогнозу [2; 8]. Раціональність передбачає, що при прогнозі використовується вся наявна у прогнозиста інформація. Однак аналіз ускладнюється тим, що дослідники якості прогнозування не знають, яким набором інформації керувався прогнозист при створенні прогнозу. Не володіючи цією інформацією, дослідники тестують гіпотезу про те, що здійснений прогноз є незміщеним предиктором певної економічної змінної. Формально даний підхід можна представити рівнянням (1), яке має вказати на те, чи є прогнозовані зміни у податкових надходженнях незміщеним предиктором реальних змін у податкових доходах:

$$R_{t+h} = \alpha + \beta F_t^h + \mu_t, \quad (1)$$

де  $R_{t+h}$  – відсоткова зміна податкових надходжень з періоду  $t$  до періоду  $t+h$ ,  $F_t^h$  – прогноз щодо зміни податкових надходжень на  $h$  періодів вперед, здійснений у період  $t$ . Незміщеність прогнозу податкових надходжень можна констатувати при підтвердженні об'єднаної нульової гіпотези  $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ . Відхилення даної гіпотези є відхиленням припущення про незміщеність прогнозу.

Інший тест на раціональність вимагає, щоб прогнозисти використовували всю відповідну інформацію оптимальним чином. Це твердження тестується через побудову регресії похибок прогнозу у періоді  $t$  на інформацію, доступну прогнозисту в момент здійснення прогнозу:

$$\varepsilon_t = \alpha + \rho_1 X_t + \rho_2 X_{t-1} + \epsilon_t, \quad (2)$$

де  $\varepsilon_t$  – похибка прогнозу в період  $t$ ,  $X_t, X_{t-1}$  – інформація, доступна прогнозисту в момент часу  $t$  та  $t-1$ . Об'єднана нульова гіпотеза в даному випадку  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ . Відхилення цієї гіпотези свідчить про те, що інформація, доступна прогнозисту, не була цілком використана, хоча і могла зменшити похибки прогнозу [9].

У дослідженні Дж. Елліота [2] запропоновано альтернативний

підхід до тестування раціональності прогнозів. Гнучка функція втрат дозволяє досліднику оцінювати параметр, який вимірює ступінь та напрям асиметрії функції втрат при прогнозуванні. За певних умов зміщений прогноз також може бути оптимальним. Якщо виходити з логіки, описаної вище, консервативне зміщення має відображати вищі втрати, які асоціюються у прогнозиста з оптимістичним прогнозом. Використовуючи гнучку функцію втрат, автори [2] провели дослідження раціональності макроекономічних прогнозів МВФ та ОЕСР для країн Великої сімки (G-7) і дійшли висновку, що врахування асиметрії у функції втрат робить прогнози раціональними. У роботі К. Капістран-Кармона [10] було застосовано цей підхід для оцінки прогнозів інфляції Федеральної резервної системи (далі – ФРС). Попередні роботи відхиляли гіпотезу щодо раціональності подібних прогнозів [11], однак урахування асиметрії у функції втрат приводить до висновку про раціональність прогнозування у ФРС.

Гнучка функція втрат має таку форму:

$$L(\varepsilon_{t+h}, \varphi) = [\varphi + (1 - 2\varphi) \mathbf{1}_{(\varepsilon_{t+h} < 0)}] |\varepsilon_{t+h}|^p, \quad (3)$$

де  $L(\varepsilon_{t+h}, \varphi)$  – функція втрат, яка залежить від похибок прогнозування та параметра асиметрії  $\varphi$ , – індикативна змінна, яка набуває значення 1, коли похибка прогнозу від’ємна, і 0 в інших випадках. Параметр  $p$  зазвичай вважається рівним 2, що означає квадратичну форму функції втрат і дає можливість ідентифікувати для оцінки параметр  $\varphi$ . В [10] показано, що відносні втрати від похибок

прогнозування можуть бути оцінені таким чином:  $\varphi / 1 - \varphi$ . Якщо  $\varphi$  дорівнює 0,75, тоді заниження прогнозу податкових надходжень спричиняє в 3 рази більше втрат, ніж завищення прогнозу. Якщо, наприклад,  $\varphi$  дорівнює 0,2, тоді втрати від недооцінки в чотири рази нижчі, ніж втрати від еквівалентної переоцінки прогнозів. Параметр  $\varphi$  має таку інтерпретацію: коли  $\varphi = 0,5$  – функція втрат є симетричною, коли  $\varphi > 0,5$  – заниження прогнозу асоціюється з більшими втратами, ніж завищення, коли  $\varphi < 0,5$  – заниження прогнозу асоціюється з меншими втратами, ніж завищення. Таким чином, консервативне зміщення є раціональним, якщо прогнозисти податкових надходжень постійно занижують прогнози, вважаючи, що



втрати від такого заниження нижчі, ніж втрати від завищення. При цьому параметр  $\varphi$  має бути значно нижчим від 0,5.

Для виведення умов ортогональності, які означають раціональний прогноз і необхідні для ідентифікації та оцінки параметру  $\varphi$ , передбачається, що прогнозист податкових надходжень мінімізує функцію очікуваних втрат з урахуванням інформації, наявної на момент здійснення прогнозу. У результаті отримуємо умову ортогональності:

$$E[\omega_t(\varepsilon_{t+h} - (1 - 2\varphi)\varepsilon_{t+h})] = 0, \quad (4)$$

де  $\omega_t$  – підмножина всієї доступної інформації,  $(\varepsilon_{t+h} - (1 - 2\varphi)\varepsilon_{t+h})$  – узагальнені похибки прогнозу, скориговані на рівень асиметрії та абсолютні величини похибок. В умовах асиметричних втрат раціональність вимагає, щоб саме узагальнені похибки прогнозу, а не реальні похибки, не залежали від інформації, наявної у прогнозиста на момент здійснення прогнозу. Для оцінки параметра  $\varphi$  використовується узагальнений метод моментів (GMM, generalized method of moments) [12]. У разі, якщо більше, ніж одна змінна з інформаційної множини, використовується як інструментальна змінна для оцінки GMM, модель є надміру ідентифікованою і є можливість застосувати J-тест Хансена на ендогенність даних змінних. Тобто даний тест стає тестом на ефективність прогнозу.

Ефективність прогнозів визначається тим, чи враховано при їх формуванні всю доступну інформацію. Оскільки «уся доступна

інформація» є дуже широким поняттям, в емпіричних дослідженнях набагато складніше відхилити гіпотезу про неефективність прогнозів, ніж гіпотезу про зміщеність прогнозів.

Економетричні тести на ефективність прогнозів можуть бути проведені за допомогою побудови регресії похибок прогнозування на змінні, що були відомі на момент здійснення прогнозу. Зазвичай також будуються регресії поточних похибок прогнозування на минулі похибки з метою виявлення автокореляції. Ефективність прогнозів у стаціонарному оточенні має супроводжуватися відсутністю серійної кореляції, що може бути протестовано за допомогою даної регресії. Варто зазначити, що цілком виправданою є критика щодо того, що в умовах періодичних структурних змін в економіці цілком можливим є

варіант, коли виникнення автокореляції у похибках прогнозу просто відображає процес навчання прогнозистів і не може слугувати ознакою неефективності прогнозів.

Повертаючись до питання визначення параметра асиметричності функції втрат, у технічному плані [2] запропонували консистентний метод оцінки параметра асиметрії  $\phi$ , який виглядає таким чином:

$$\hat{\phi}_T \equiv \frac{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} W_{t-1} \left| R_{(t|t-1)}^e \right|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1}}{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} W_{t-1} \left| R_{(t|t-1)}^e \right|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1}} \times \frac{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} W_{t-1} \mathbf{1}(R_{(t|t-1)}^e < 0) \left| R_{(t|t-1)}^e \right|^{p-1} \right]'}{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} W_{t-1} \left| R_{(t|t-1)}^e \right|^{p-1} \right]'}$$
(5)

де  $W_{t-1}$  – інформація, доступна прогнозисту на момент часу  $t$ ,  $R_{(t|t-1)}^e$  – похибка прогнозу на період  $t$ , здійсненого в період  $t-1$ ,  $T$  – кількість доступних прогнозів,  $\tau$  – кількість спостережень, використаних для здійснення першого прогнозу,  $\hat{S}$  – консистентна оцінка  $S \equiv E \left[ W_{t-1} W_{t-1}' \left( \mathbf{1}(R_{(t|t-1)}^{e*} < 0) - \phi \right)^2 \left| R_{(t|t-1)}^{e*} \right|^{2p-2} \right]$ . На практиці, оскільки  $\phi$  залежить від  $\hat{S}$ , а  $\hat{S}$ , у свою чергу, залежить від  $\phi$ , розрахунки мають проводитися за ітераційним алгоритмом. У першій ітерації коваріаційна матриця  $S$  вважається рівною одиничній матриці.

Викладені вище концептуальні підходи до розуміння поняття «раціональність прогнозування» та методичні аспекти оцінки такої раціональності відкривають можливість проведення подібних емпіричних оцінок для України. Для оцінки зміщеності та ефективності прогнозів в Україні ми використали прогнози, що публікувалися в нормативних документах Кабінету Міністрів України (далі – КМУ) та аналітичних матеріалах Міністерства економічного розвитку і торгівлі України за різні роки. Базу прогнозів КМУ було нами сформовано на основі постанов КМУ «Про схвалення прогнозу показників зведеного бюджету України за основними видами доходів, видатків і фінансування» на відповідні роки [13]. У випадку Міністерства економічного розвитку і торгівлі України

використувалися періодичні видання консенсус-прогнозів, які готуються Департаментом макроекономічного прогнозування за сприяння Програми розвитку Організації Об'єднаних Націй (ПРООН) у межах Проекту «Прискорення прогресу в досягненні цілей розвитку тисячоліття в Україні», у яких увагу було приділено також і фінансовому сектору [14]. Фактичні дані щодо виконання дохідної частини зведеного бюджету України було взято з баз даних Державної казначейської служби України [15]. Прогнозні та фактичні дані ми аналізували у щорічній дискретності за період 2003–2014 рр. База прогнозів формувалася таким чином, щоб публікація прогнозу була якомога ближчою у часі до прогнозованого періоду, щоб забезпечити найбільш повну обізнаність прогнозиста про поточні тенденції в економіці.

Зазначимо, що прогнози щодо саме податкових надходжень бюджету, а також окремих податків можна знайти лише у постановках КМУ про схвалення прогнозу показників зведеного бюджету України за основними видами доходів, видатків і фінансування. Однак ці часові ряди є короткими для інформативного статистичного аналізу. Тому в основному нами були використані прогнозні і фактичні дані для загальних доходів зведеного бюджету України, які є в наявності для довшого більш довгого періоду і водночас сильно корельовані з податковими надходженнями.

Для візуального аналізу співвідношення похибок прогнозування бюджетних доходів та реальних даних ми взяли перші різниці між реальним приростом доходів бюджету у відсотках і прогнозом приросту також у відсотках (рис. 1). Таким чином, додатні відхилення означають заниження прогнозних показників, а негативні – завищення.

Дані на рисунку 1 перш за все свідчать про те, що прогнози КМУ частіше відхилялися від фактичних даних на більші величини, ніж консенсус-прогнози, опубліковані Міністерством економічного розвитку і торгівлі України. Водночас як похибки консенсус-прогнозів наближені до стаціонарного близько нуля процесу, похибки прогнозів КМУ демонструють більш детерміністичний характер і майже завжди є від'ємними. Іншими словами, прогнози КМУ щодо бюджетних надходжень були завищеними, і лише у 2008 та 2011 роках – заниженими.

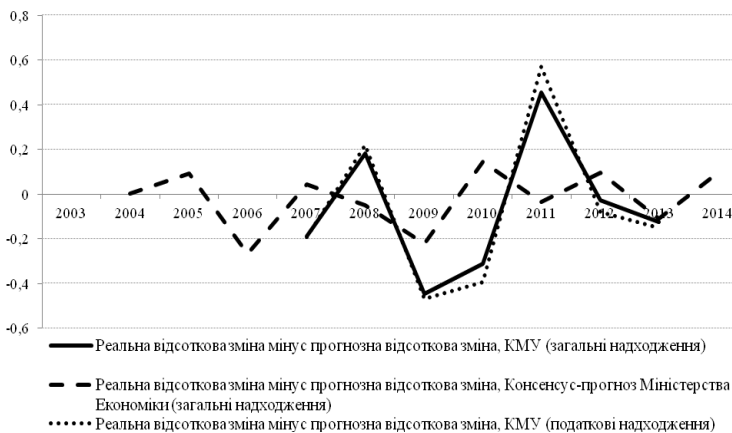


Рис 1. Відхилення прогнозів приросту загальних і податкових надходжень від реального приросту

Дотримуючись припущення про симетричну функцію втрат прогнозистів, ми провели тест на зміщеність прогнозів. Побудували регресію (1) для прогнозів КМУ та Міністерства економічного розвитку і торгівлі України щодо загальних надходжень до зведеного бюджету України. Результати тесту містяться в таблиці 1. Поряд з результатами ми також наводимо ряд тестів для регресії, щоб пересвідчитися в тому, що ми не маємо проблем з оцінкою стандартних похибок коефіцієнтів  $\alpha$ , відповідно,  $p$ -статистикою коефіцієнтів.

Результати свідчать, що для обох прогнозів впевнено можна

відхиляти гіпотезу про те, що прогнози є незміщеними. Для прогнозів Міністерства економічного розвитку і торгівлі ймовірність незміщеності прогнозу становить 6 %, для прогнозів КМУ – 0,9 %. Однак, зазначимо, що прогнози Міністерства економічного розвитку і торгівлі є набагато менш зміщеними, ніж прогнози КМУ, що підтверджує попередні візуальні висновки з рисунка 1. У випадку з прогнозами Міністерства економічного розвитку і торгівлі константа  $\alpha$  дорівнює 0, як того і вимагає гіпотеза про незміщений прогноз. Проте  $\beta$  з досить високою ймовірністю не дорівнює 1, демонструючи натомість у два рази нижчий рівень відповідності між прогнозом і

фактичними даними.

Таблиця 1

Результати тесту на зміщеність прогнозів загальних доходів зведеного бюджету України

| Прогнози  | $\alpha$        | $\beta$             | Тест Бреуша –Пагана | Тест на автокореляцію залишків** | Тест на нормальність розподілу даних       | $H_0: \alpha = 0$ , $\beta$ |
|---|-----------------|---------------------|---------------------|----------------------------------|--|-----------------------------|
| Прогноз Міністерства економічного розвитку і торгівлі | 0,06<br>(0,23)* | 0,53<br>(0,03<br>)  | 0,88                | 0,18                             | 0,38                                       | $p=0,064$                   |
| Прогноз КМУ   | 0,16<br>(0,08)  | -0,14<br>(0,59<br>) | 0,59                | 0,36                             | Тест не проводився через брак спостережень | $p=0,009$                   |

\* У дужках подано  $p$ -статистику коефіцієнтів,

\*\* Припускається автокореляція залишків другого порядку.

Дотримуючись припущення про симетричну функцію втрат, ми провели оцінку ефективності прогнозів КМУ та Міністерства економічного розвитку і торгівлі щодо загальних бюджетних надходжень в Україні. Нами було побудовано регресію вигляду (2) для обох видів прогнозів з метою тестування гіпотези про те, що під час прогнозування була використана вся наявна інформація і прогноз був оптимальним. Як інформацію, що мала бути доступною прогнозісту, ми використали дані щодо номінального ВВП. Використання саме цього показника є досить дискусійним і має ряд аргументів як «за», так і «проти». Очевидним є той факт, що, крім

динаміки ВВП, існує ряд інших показників, що визначають обсяг бюджетних надходжень: фінансова поведінка населення, ситуація на зовнішніх товарних і фінансових ринках тощо. І ці змінні варто вносити до регресії для проведення тесту стосовно ефективності прогнозування для того, щоб відтворити повну інформаційне середовище, у якому здійснювався прогноз. Однак наша вибірка даних є досить обмеженою і включення додаткових змінних спровокує проблеми, пов'язані з недостатністю ступенів свободи в регресії. Тому, урахувавши, що більшість макроекономічних змінних сильно корелюють з ВВП, ми обмежилися цим показником. Результати тесту подані в таблиці 2.

Таблиця 2

Результати тесту на ефективність прогнозів загальних доходів  
зведеного бюджету України

| Параметри                            | Прогноз Міністерства економічного розвитку і торгівлі | Прогноз КМУ                                |
|--------------------------------------|---|--|
| $\alpha$                             | 0,03 (0,29)   | -0,3 (0,1)*                                |
| $\rho_1$                             | 0,54 (0,006)  | 1,15 (0,16)                                |
| $\rho_2$                             | -0,79 (0,001)   | 0,45 (0,38)                                |
| Тест Бреуша-Пагана                   | 0,67  | 0,87                                       |
| Тест на автокореляцію залишків**     | 0,21  | 0,94                                       |
| Тест на нормальність розподілу даних | 0,24  | Тест не проводився через брак спостережень |
| $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$           | p-value = 0,0009                                      | p-value = 0,302                            |

\* У дужках представлено  $p$ -статистику коефіцієнтів,

\*\* Припускається автокореляція залишків другого порядку.

Подані результати свідчать про те, що прогнози Міністерства економічного розвитку і торгівлі є неефективними, оскільки коефіцієнти при змінній ВВП у поточному і попередньому прогнозах за роками є статистично відмінними від нуля. Це дозволяє відхилити нульову гіпотезу про ефективність даних прогнозів з імовірністю, близькою до 100 %. Натомість тест указує на те, що прогнози КМУ є ефективними, оскільки похибки прогнозу КМУ не демонструють зв'язку з ВВП. Такий результат є парадоксальним, оскільки похибки прогнозу бюджетних надходжень у КМУ явно зміщені і мають тенденцію до постійного завищення. У даному разі неоднозначний результат зумовлений, на нашу думку, малою кількістю спостережень для прогнозів КМУ, що ускладнює завдання об'єктивної оцінки коефіцієнтів регресії, тим більше такої, що охоплює три параметри.

Інший важливий висновок можна зробити із значень константи  $\alpha$  в таблиці 2. Для похибок прогнозів КМУ цей коефіцієнт від'ємний і з імовірністю 90 % відмінний від нуля. Похибки прогнозу Міністерства економічного розвитку і торгівлі демонструють константу, яка не є відмінною від нуля на статистично значимому рівні. Це означає, що в середньому за досліджуваний період КМУ значно завищував прогнози бюджетних надходжень, водночас

Міністерство економічного розвитку і торгівлі рівною мірою помилялося в обидва напрями і в середньому похибка близька до нуля.

Отримані висновки спираються на припущення про симетричну функцію втрат прогнозистів. Алгоритм оцінки параметра асиметрії, якою насправді можуть характеризуватися втрати при здійсненні прогнозів, передбачає застосування GMM-оцінки, яка, на жаль, не може бути застосована до того масиву даних, що був сформований для нашого дослідження. Як альтернативи, що дозволить нам зробити висновки про те, наскільки близькими є до ефективного прогнози, що розглядаються, ми пропонуємо такий тест. На першому етапі ми побудуємо ефективний прогноз для бюджетних надходжень на основі номінального ВВП, використовуючи просту модель з одним лагом такого виду:

$$R_t = \alpha + \beta GDP_{t-1} + \mu_t, \quad (6)$$

де  $R$  – загальні доходи зведеного бюджету України,  $GDP$  – номінальний ВВП. Ефективність даного прогнозу буде забезпечуватися контролем даної регресії на ендогенність. Тобто ми забезпечимо некорельованість похибок даної регресії з пояснювальною змінною ( $E(\mu_t, GDP_{t-1}) = 0$ ), це власне те, у чому ми прагнемо пересвідчитися, проводячи тест на ефективність прогнозу. Контроль на ендогенність буде проводитися через застосування тесту Хаусмана, у разі виявлення ендогенності ми застосуємо покроковий метод найменших квадратів (TSLS), що усуває дану проблему. На другому етапі ми проведемо тест на відповідність наявних прогнозів ефективному, застосовуючи регресію на зразок підходу (1):

$$F_{t+h}^e = \alpha + \beta F_t^h + \mu_t, \quad (7)$$

де  $F_{t+h}^e$  – відсоткова зміна ефективного прогнозу податкових надходжень з періоду  $t$  до періоду  $t+h$ ,  $F_t^h$  – прогноз щодо зміни податкових надходжень на  $h$  періодів уперед, здійснений у період  $t$ . Незміщеність прогнозу податкових надходжень задається об'єднаною нульовою гіпотезою  $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ .

Відповідного до першого кроку запропонованого підходу було побудовано модель ефективного прогнозу (табл. 3).

Результати тесту Хаусмана свідчать про те, що МНК-оцінювач (OLS) продукує ефективний прогноз, тому можна зупинитися на його застосуванні. Після отримання ефективного прогнозу було проведено

тест відповідно до моделі (7), результати подано в таблиці 4.

Таблиця 3

Результати побудови ефективного прогнозу загальних доходів зведеного бюджету України

| Методи оцінки | $\alpha$           | $\beta$     | Тест Бреуша–Пагана | Тест на автокореляцію залишків** | Тест на нормальність розподілу даних | Тест Хаусмана |
|---------------|--------------------|-------------|--------------------|----------------------------------|--------------------------------------|---------------|
| OLS           | 39248,7<br>(0,08)* | 0,29 (0,00) | 0,9                | 0,27                             | 0,9                                  |               |
| TSLS          | 54840,2<br>(0,02)  | 0,28 (0,00) | 0,57***            | 0,32                             | 0,62                                 | $p=0,71$      |

\* У дужках представлено  $p$ -статистику коефіцієнтів,

\*\* Припускається автокореляція залишків другого порядку,

\*\*\* Для TSLS тест Песарана–Тейлора на гетероскедастичність.

Таблиця 4

Результати тесту на зміщеність прогнозів загальних доходів зведеного бюджету України щодо ефективного прогнозу

| Прогнози  | $\alpha$        | $\beta$         | Тест Бреуша–Пагана | Тест на автокореляцію залишків** | Тест на нормальність розподілу даних       | $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ |
|---|-----------------|-----------------|--------------------|----------------------------------|--|------------------------------|
| Прогноз Міністерства економічного розвитку і торгівлі | 0,08<br>(0,03)* | 0,31<br>(0,04)  | 0,33               | 0,17                             | 0,75                                       | $p=0,001$                    |
| Прогноз КМУ   | 0,15<br>(0,02)  | -0,08<br>(0,62) | 0,25               | 0,92                             | Тест не проводився через брак спостережень | $p= 0,001$                   |

\* У дужках представлено  $p$ -статистику коефіцієнтів,

\*\* Припускається автокореляція залишків другого порядку

Результати вказують на те, що обидва прогнози є зміщеними щодо ефективного прогнозу. Однак, якщо прогнози Міністерства економічного розвитку і торгівлі хоча б на третину пов'язані з ефективним прогнозом, то прогнози КМУ не мають до нього жодного стосунку.

**Висновки і перспективи подальших розробок.** Результати оцінки раціональності прогнозів КМУ та Міністерства економічного



розвитку і торгівлі України свідчать про те, що дані прогнози є зміщеними і неефективними, проте різною мірою. Варто наголосити, що під час аналізу ми додержувалися припущення про симетричність функції втрат прогнозистів, однак отримані результати схиляють нас до думки, що і у випадку України така функція є асиметричною. Особливо така асиметрія у сприйнятті втрат від похибки прогнозу очевидна на прикладі прогнозів КМУ, який перманентно завищував прогнози. Однак, на відміну від фактів консервативного зміщення щодо фіскальних прогнозів, виявлених у більшості емпіричної літератури, для України характерним є «оптимістичне зміщення». Дане зміщення в явному вигляді притаманне прогнозам КМУ, що є свідченням асиметрії функції втрат даної інституції в процесі прогнозування. Втрати від завищення прогнозів податкових надходжень асоціюються з меншими втратами, ніж втрати від їх заниження. Оптимістичне зміщення є характерним для урядів з низьким рівнем політичної та фіскальної відповідальності. Такими урядами керують два типи мотивів, які ведуть до популізму у планах і прогнозах. Перший мотив – це політичний опортунізм, оптимістичні прогнози сприймаються виборцями як результат якісної роботи уряду і політичних сил, які він представляє, унаслідок чого підвищуються шанси на утримання влади. При цьому знаковим є той факт, що інформація про оптимістичний прогноз поширюється досить активно, а інформація про відповідність фактичних результатів прогнозам не набуває поширення. При цьому сам уряд не відповідає за точність прогнозів, а, ураховуючи те, що склад уряду в Україні змінюється досить часто, на відміну від політичних сил у парламенті, для яких період ротації регламентований конституцією, оптимістичні прогнози часто доводиться виконувати політичним опонентам. Іншим важливим мотивом є те, що завищення прогнозу доходів бюджету дозволяє обґрунтовувати підвищені видатки бюджету. У цьому

випадку починають діяти лобістські політичні сили, які намагаються перерозподілити на свою користь підвищені бюджетні видатки.

Прогнози Міністерства економічного розвитку і торгівлі України також є зміщеними і неефективним, але їх нераціональність є менш вираженою і досить важко сказати, чи були ці прогнози в середньому завищені чи занижені. У даному разі відіграє роль не політична заангажованість того чи іншого міністерства, а методика

формування прогнозів. Міністерство економічного розвитку і торгівлі України презентує консенсус-прогнози, які розробляються групою експертів з різних середовищ – учені, практикуючі аудитори, чиновники тощо. Унаслідок такого підходу зміщення прогнозів багатьох експертів диверсифікуються і наближаються до нуля. Сама методика виведення інтегрального прогнозу доступна для вивчення та аналізу. Методики прогнозування фіскальних параметрів КМУ, на жаль, немає у вільному доступі, що лише посилює підозри про політичну вмотивованість прогнозів.

### *Література*

1. Feenberg D. R. Testing The Rationality of State Revenue Forecasts / D. R. Feenberg, W. M. Gentry, D. Gilroy, H. S. Rosen // Review of Economics and Statistics. – 1989. – Vol. 71 (2). – P. 300–308.
2. Elliott G. Estimation and Testing of Forecast Rationality under Flexible Loss / G. Elliott, I. Komunjer, A. Timmermann // Review of Economic Studies. – 2005. – Vol. 72 (4). – P. 1107–1125.
3. Bretschneider S. I. Evaluation of Commercial Economic Forecasts for use in Local Government Budgeting / S. I. Bretschneider, L. Schroeder // International Journal of Forecasting. – 1988. – Vol. 4 (1). – P. 33–43.
4. Gentry W. M. Do State Revenue Forecasters Utilize Available Information? / W. M. Gentry // National Tax Journal. – 1989. – Vol. 42 (4). – P. 429–439.
5. Rodgers R. The Effects of Underforecasting on the Accuracy of Revenue Forecasts by State Governments / R. Rodgers, P. Joyce // Public Administration Review. – 1996. – Vol. 56 (1). – P. 48–56.
6. Cassidy G. An Empirical Examination of Bias in Revenue Forecasts by State Government / G. Cassidy, M. S. Kamlet, D. Nagin // International Journal of Forecasting. – 1989. – Vol. 5 (3). – P. 321–331.
7. Mocan H. N. Accuracy and Rationality of State General Fund Revenue Forecasts: Evidence from Panel Data / H. N. Mocan, S. Azad // International Journal of Forecasting. – 1995. – Vol. 11 (3). – P. 417–427.
8. Elliott G. Biases in Macroeconomic Forecasts: Irrationality or Asymmetric Loss? / G. Elliott, I. Komunjer, A. Timmermann // Journal of the European Economic Association. – 2008. – Vol. 6 (1). – P. 122–157.
9. Brown B. W. What Do Economists Know? An Empirical Study

of Experts Expectations / B. W. Brown, S. Maital // *Econometrica*. – 1981. – Vol. 49 (2). – P. 491–504.

10. Capistrán-Carmona C. Bias in Federal Reserve Inflation Forecasts: Is the Federal Reserve Irrational or Just Cautious? / C. Capistrán-Carmona // *Journal of Monetary Economics*. – 2008. – Vol. 55 (8). – P. 1415–1427.

11. Romer C. D. Federal Reserve Information and the Behavior of Interest rates / C. D. Romer, D. H. Romer // *American Economic Review*. – 2000. – Vol. 90 (3). – P. 429–457.

12. Hansen L. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators / L. Hansen // *Econometrica*. – 1982. – Vol. 50 (4). – P. 1029–1054.

13. Про схвалення прогнозу показників зведеного бюджету України за основними видами доходів, видатків і фінансування на 2006–2013 рр. постанови Кабінету Міністрів України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://zakon4.rada.gov.ua>

14. Україна: перспективи розвитку (консенсус-прогноз) за період 2003–2014 рр. [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.me.gov.ua/Documents/List?lang=uk-UA&tag=Konsensus-prognoz>

15. Звітність про виконання бюджетів Державної казначейської служби України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.treasury.gov.ua/main/uk/doccatalog/list?currDir=146477>

13. About approval of the forecast performance of the consolidated budget of Ukraine the main types of revenues, expenditures and funding for 2006-2013: Cabinet of Ministers of Ukraine [Pro skhvalennia prohnazu pokaznykiv zvedenoho biudzetu Ukrainy za osnovnymy vydamy dokhodiv, vydatkiv i finansuvannia na 2006–2013 rr.: Postanovy Cabinetu Ministriv Ukrainy], available at : <http://zakon4.rada.gov.ua>

14. Ukraine: Prospects for Development (Consensus Forecast) for the period 2003–2014 biennium [Ukraina: perspektyvy rozvytku (konsensus-prohnoz) za period 2003–2014 rr.], available at : <http://www.me.gov.ua/Documents/List?lang=uk-UA&tag=Konsensus-prognoz>

15. Reporting on the implementation of the budgets of the State Treasury Service of Ukraine [Zvitnist pro vykonannia biudzetiv

Derzhavnoi kaznacheiskoi sluzhby Ukrainy], available at : <http://www.treasury.gov.ua/main/uk/doccatalog/list?currDir=146477>

*Рецензент: Швабій К. І., д.е.н., професор, в.о. директора навчально-наукового інституту економіки, оподаткування та митної справи Національного університету ДПС України*

22.06.2015

УДК 65.012.34

*Іванова Марина*

## **ПАРАДИГМА ЯК МОДЕЛЬ ДОСЛІДЖЕННЯ РОЗВИТКУ ЛОГІСТИКИ**

Дана стаття досліджує становлення й розвиток парадигм логістики, використовуючи історичний метод, що базується на генезі явищ та об'єктів. Відсутність уніфікації термінології призвело до значних протиріччя при застосуванні базових дефініцій логістики. При цьому було виявлено наявність чотирьох основних парадигм: аналітичної (класичної), інформаційно-технологічної, постачально-збутової (маркетингової) та інтегральної. Цим етапам розвитку парадигм відповідають чотири рівні інтеграції: низький, локальний, середній і високий. Для пояснення особливостей управління ланцюгами поставок (SCM) науковцями були введені інтегруючі парадигми логістики: функціональна, ресурсна (для логістики) та інноваційна (для управління ланцюгом постачань). Автором доведено, що формування сучасної логістичної парадигми повинно базуватися на «дисциплінарній матриці». Дослідивши погляди значної кількості науковців, визначено, що управління ланцюгами постачань необхідно вважати сучасною парадигмою логістики, оскільки ця система знань і цінностей у найближчому майбутньому буде визначати пріоритети у виборі цілей та засобів їх досягнення.

**Ключові слова:** логістика, парадигма, інтеграція, управління ланцюгами поставок, «дисциплінарна матриця».