

МЕТОДИ ДОСЛІДЖЕННЯ ПОРІВНЯЛЬНОГО ВПЛИВУ СИСТЕМНИХ ЧИННИКІВ ФІНАНСОВИХ КРИЗ

Наукові праці МАУП, 2013, вип. 2(37), с. 65–70

Аналіз макроекономічних систем і процесів здійснюється із застосуванням економетричних методів та комп'ютерного моделювання.

Як свідчить світовий досвід, рівень стабільності і стан фінансової системи може достатньо повно визначатись сімома характеристиками: темпами зміни поточного рахунку платіжного балансу; темпами інфляції; темпами зміни офіційних резервних активів; темпами зміни облікової ставки; темпами зміни валютного курсу; темпами зміни депозитів; темпами зміни валового зовнішнього боргу. Тому ґрунтуючись на теорії економічних ризиків, негативні наслідки фінансових криз можливо оцінити за припущення, що втрати являють собою зниження ВВП, порівняно з очікуваними величинами [1]. Саме величина таких втрат може характеризувати ступінь ризику фінансової кризи. Основними видами втрат є такі: матеріальні, фінансові, трудові, втрати часу, спеціальні види втрат.

Усі відомі сучасні методи управління економічними процесами та явищами на макроекономічному рівні ґрунтуються на широкому використанні економетричних методів та ПК. Це пов'язано з тим, що на цьому етапі розвитку економічна наука ставить такі завдання, які не вдається розв'язати за допомогою традиційних економічних методів.

Коли країна використовує ринкові методи управління економічними системами, які ґрунтуються на економічних законах, то незважаючи на періодичні коливання темпів розвитку економіки держави, навіть за наявності фінансових криз, вона залишається збалансованою щодо системних детермінант.

Щоб оцінити рівень збалансованості економічної системи, можна застосувати математичні методи, важливою частиною яких є економетричні методи та моделі. Вони кількісно описують закономірності, що склалися між системними характеристиками економіки та результативними показниками.

Таким чином, економіко-математичне моделювання реальних соціально-економічних процесів і явищ, як правило, спрямовується на досягнення трьох типів кінцевих прикладних результатів:

- оцінки рівня збалансованості показників фінансової та економічної системи;
- отримання прогнозу ФМП, що характеризують стан та розвиток економіки країни;
- визначення різних можливих сценаріїв соціально-економічного розвитку економічної системи, які є основою макроекономічної політики [2].

Для отримання достовірних результатів за цими трьома типами, необхідно побудувати економіко-математичну модель, враховуючи такі особливості її побудови: 1) потрібно мати достатньо велику сукупність спостережень, що дасть можливість кількісно оцінити взаємозв'язок на основі експериментальних даних; 2) необхідно забезпечити однорідність сукупності спостережень; 3) необхідно забезпечити точність вихідних даних досліджуваної сукупності спостережень.

До основних проблем економіко-математичного моделювання належать: ідентифікація змінних моделі та висунення гіпотези про її специфікацію; специфікація економіко-математичної моделі; верифікація моделі; прогноз економічних показників на основі моделі.

Основою економіко-математичного моделювання є формування сукупності спостережень для побудови економіко-математичних моделей. Цю сукупність спостережень можна подати у вигляді упорядкованих матриць даних з параметрами n, m, T , де n — кількість одиниць сукупності $\{i = \overline{1, n}\}$, m — кількість системних характеристик (ознак), які описують кожне спостереження $\{j = \overline{1, m}\}$, T — проміжок часу, за який вивчається вплив системних характеристик на результативну ознаку $\{z = \overline{1, T}\}$.

Як відомо, існують три способи формування вибірки: часовий, просторовий і просторово-часовий [3]. У нашому випадку використовується часова вибірка сукупності спостережень, оскільки дослідження проводяться на макrorівні (економіка України та інших країн світу). Вона описується матрицею $m \cdot T$, тобто по суті складається з багатовимірних часових рядів протягом часу T .

Як показує світовий досвід, показники функціонування фінансово-банківської системи та грошового обігу найчутливіші до змін, що відбуваються в економіці. Ця сфера діяльності перша відгукується на зміни та сигналізує про необхідність ужити заходів щодо запобігання кризовій ситуації. Припускаємо, що гострота фінансової кризи істотно впливає на динаміку ВВП, на яку, у свою чергу, мають значний вплив обрані фінансові показники. Зважаючи на обмеженість та можливу неточність даних, у моделі передбачаємо стохастичну складову, яка акумулює вплив усіх випадкових чинників на динаміку ВВП у державі, у тому числі і політичний фактор. Сукупність показників, що характеризують вплив системних детермінант фінансових криз, включає: темпи зміни поточного рахунку платіжного балансу; темпи інфляції; темпи зміни офіційних резервних активів (на кінець року); темпи зміни облі-

кової ставки; темпи зміни валютного курсу (у середньому за рік); темпи зміни депозитів; темпи зміни валового зовнішнього боргу (на кінець року).

При формуванні сукупності спостережень для побудови економіко-математичної моделі дуже важливо, щоб усі спостереження були статистично однорідними. Існує багато різних підходів до аналізу та оцінювання ступеня однорідності сукупності спостережень. Попри те що дослідники мають неоднакові погляди на цю проблему, вони одностайні у тому, що економічні сукупності, як правило, неоднорідні.

Поняття однорідності сукупності спостережень необхідно розглядати з точки зору якісної та кількісної однорідності. Якісна однорідність — це однотипність одиниць спостереження, їх однакова якісна структура та призначення. Кількісна однорідність — це однакові методи кількісного вимірювання кожної характеристики у часі, за умови, що проміжок часу, за який вони виміряні, є однаковий. Обидва поняття однорідності розглядаються як діалектично пов'язані; кількісна однорідність не може бути досягнута, якщо порушена якісна однорідність. Якісна та кількісна однорідність системних характеристик забезпечує порівнянність даних у просторі та часі [2].

Це означає, що дані вибіркової сукупності спостережень повинні мати: а) однаковий ступінь агрегування; б) однорідну структуру сукупності; в) однакові методи розрахунку показників у часі; г) однакову періодичність обліку окремих показників; д) порівнянні ціни та однакові інші зовнішні умови визначення показників.

Сукупність спостережень, яка описується матрицею розміром: $12 \cdot 8$, є однорідною з точки зору економіки України. Якщо немає впевненості в однорідності інформації, математична статистика та економетрика пропонують певні критерії для перевірки ступеня однорідності кількох груп спостережень. Найбільш загальним є критерій Бартлетта:

$$\chi^2 - \frac{1}{B}$$

$$\text{де } A = k \cdot n \cdot \ln \sigma_{\text{сум}}^2 = n \sum_{i=1}^k \ln \sigma_i^2; B = 1 + \frac{k+1}{2nk},$$

де n — загальна кількість спостережень; k — кількість груп даних; σ_i^2 — дисперсія i -ої групи даних; $\sigma_{\text{сум}}^2$ — загальна дисперсія усієї сукупності спостережень.

Якщо $\chi^2_{\alpha, k-1} \leq \chi^2$ за вибраного рівня значущості α і $k - 1$ ступеней свободи, то можна стверджувати, що різні групи даних можна об'єднати в одну сукупність спостережень і таку сукупність вважати однорідною.

Необхідно також звернути увагу на точність вихідних даних, що формують вибірку сукупність спостережень. Повнота та достовірність даних, на базі яких будується економіко-математична модель, забезпечує достовірні результати. Точність та достовірність є однією з найважливіших особливостей економіко-математичного моделювання, на яку звертають увагу багато видатних економістів.

Розрахункова економіко-математична модель на основі сформованої сукупності спостережень має вигляд:

$$F^j = a_0^j + a_1^j X_1 + a_2^j X_2 + a_3^j X_3 + a_4^j X_4 + a_5^j X_5 + a_6^j X_6 + a_7^j X_7,$$

де F^j — темпи зміни ВВП; $a_j^j (j = \overline{0, 7})$ — оцінки параметрів моделі на основі сформульованої сукупності спостережень, а залишки запишуться $\varepsilon = F - \hat{F}$.

Щоб серед окреслених системних характеристик фінансово-банківської сфери виокремити найважливіші, економіка пропонує виконати нормалізацію усіх змінних сукупності спостережень та побудувати економіко-математичну модель на основі нормалізованої інформації. Оцінки параметрів такої моделі можна порівнювати між собою. Чим більше числове значення оцінки параметру (за модулем), тим сильніше впливає відповідна характеристика на темпи зміни ВВП. А це означає, що для кожної країни можна виокремити ту частину системних характеристик із семи запропонованих, які тісно пов'язані із темпами зміни ВВП.

Запишемо співвідношення, на основі яких нормалізуються змінні моделі:

$$y_i^* = \frac{y_i - \bar{y}}{\sigma_y}; x_j^* = \frac{x_j - \bar{x}_j}{\sigma_{x_j}},$$

де y_i^* — значення нормалізованої залежної змінної; x_j^* — значення j -тої нормалізованої пояснювальної змінної; \bar{y} — середнє значення залежної змінної; \bar{x}_j — середнє значення j -тої пояснювальної змінної; σ_y, σ_{x_j} — середньоквадратичні відхилення для залежної та пояснювальної змінних.

З наведених співвідношень видно, що нормалізація змінних означає: від кожного із значень змінних віднімаються їх середні, потім ці відхилення діляться на відповідні середньоквадратичні відхилення. Такі перетворення приводять до однакових одиниць вимірювання змінних моделей (у стандартних відхиленнях).

У світовій економічній практиці ця функція використовується саме для перетворення початкової інформації, щоб звужити перелік пояснювальних змінних, виокремивши лише ті, які найтісніше пов'язані із залежною змінною.

Для здійснення такої процедури будується економіко-математична модель на основі нормалізованих змінних, що запишеться так:

$$F^j = \beta_0^j + \beta_1^j X_1^* + \beta_2^j X_2^* + \beta_3^j X_3^* + \beta_4^j X_4^* + \beta_5^j X_5^* + \beta_6^j X_6^* + \beta_7^j X_7^*,$$

де F^j — вектор нормалізованих темпів зміни ВВП; $X_j^* (j = \overline{1, 7})$ — вектор нормалізованих значень пояснювальних змінних (системних детермінант фінансово-банківської сфери); β_j^j — оцінки параметрів моделі.

Оцінки параметрів β_j^j та оцінки параметрів a_j^j тісно пов'язані між собою і цей зв'язок має такий вираз:

$$\beta_j^j = \beta_j^j \cdot \frac{\sigma_{x_j}}{\sigma_y}; \beta_0^j = \bar{y} - \sum_{j=1}^7 \beta_j^j \bar{x}_j, (j = \overline{1, 7})$$

Початковий вибір лінійної специфікації економіко-математичної моделі темпів зміни ВВП не означає, що цей вибір може бути кінцевим. Якщо наведені чинники макроекономічного управління мають незадовільний рівень, то це означає, що вид моделі та її складові не відповідають реальним процесам і можна говорити про помилки специфікації.

Розглянемо найчастіші помилки специфікації, які можуть бути трьох видів: 1) проігноровані суттєві системні характеристики фінансового сектору України та інших країн світу; 2) введені у модель системні характеристики, які для цієї країни не є важливими; 3) використані необґрунтовані форми залежності.

Адекватність побудованої економіко-математичної моделі можна встановити, проаналізувавши залишки моделі (стохастичну складову). Вони обчислюються як різниця між фактичними темпами зміни ВВП та розрахованими за моделлю.

Для перевірки не випадкового характеру залишків скористаємось критерієм Дарбіна-Уотсона (DW), або циклічного коефіцієнта кореляції:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T u_t^2},$$

де u_t — значення залишків у періоді t ; u_{t-1} — значення залишків у періоді $t - 1$.

Критерій DW може набувати значень на проміжку $DW \in [0, 4]$. Якщо залишки є випадковими величинами, нормально розподіленими, то значення критерію DW знаходяться поблизу 2. За додатної автокореляції $DW < 2$, а за від'ємної $DW > 2$. Критерій Дарбіна-Уотсона є двосторонній, тому фактичне значення його порівнюється з нижньою та верхньою межами критичного значення цього критерію при кількості спостережень $T = 12$ і кількості пояснювальних змінних m та заданому рівні значущості α : $-DW_{1кр}$ — нижня межа критерію; $-DW_{2кр}$ — верхня межа критерію. Якщо $DW_{факт} < DW_{1кр}$, існує автокореляція залишків; $DW_{факт} > DW_{2кр}$, автокореляція відсутня [4].

Якщо $DW_{1кр} < DW_{факт} < DW_{2кр}$, тобто $DW_{факт}$ знаходиться на проміжку між нижньою та верхньою критичними межами, то існує невизначеність щодо автокореляції. У такому випадку економіко-математична теорія пропонує не відхиляти гіпотезу щодо наявності автокореляції залишків, оскільки

метод Ейткена, який застосовується для оцінки параметрів моделі з автокорельованими залишками, не дає гірших оцінок, ніж метод найменших квадратів. Але і можна розрахувати односторонній критерій циклічної автокореляції залишків за таким співвідношенням:

$$r^0 = \frac{\sum_{t=2}^T u_t u_{t-1}}{\sum_{t=1}^T u_t^2}.$$

Фактично обчислене значення циклічного коефіцієнта автокореляції порівнюється з табличним для вибраного рівня значущості α та проміжку часу T , за який досліджується інформація. Коли $r^0_{факт} \geq r^0_{табл}$, то існує автокореляція, у протилежному випадку вона відсутня. Оскільки на практиці $r^0 \approx \rho$, де ρ — рівень взаємозв'язку двох суміжних значень вектора залишків $u_t = \rho u_{t-1}$, то рівень циклічного коефіцієнта автокореляції може використовуватись як остаточна характеристика наявності чи відсутності автокореляції залишків.

Обидва критерії — Дарбіна-Уотсона та циклічного коефіцієнта автокореляції — використовуються при перевірці правильності специфікації економіко-математичної моделі для кожної з країн світу.

Методи оцінювання параметрів економіко-математичної моделі методом найменших квадратів вимагають, щоб між системними характеристиками фінансового сектору економіки не існувала тісна залежність, яка називається мультиколінеарністю пояснювальних змінних. Наявність тісної залежності між системними характеристиками фінансового сектору економіки призводить до зміщення оцінок параметрів моделі, а це означає, що використання отриманих оцінок не дозволяє зробити коректні висновки про результати впливу системних характеристик на темпи зміни ВВП.

Алгоритм дослідження мультиколінеарності включає три етапи.

Перший етап передбачає побудову матриці лінійних коефіцієнтів кореляції Пірсона:

$$r = \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & r_{14} & \dots & r_{1m} \\ r_{21} & 1 & r_{23} & r_{24} & \dots & r_{2m} \\ r_{31} & r_{32} & 1 & r_{34} & \dots & r_{3m} \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & 1 & \dots & r_{4m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{m1} & r_{m2} & r_{m3} & r_{m4} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

де r_{kj} — парний коефіцієнт кореляції між k -тою та j -тою системною характеристикою; ($k = \overline{1, 7}$); ($j = \overline{1, 7}$), а r_{kj} розраховується так:

$$r_{kj} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_{tk} - \bar{x}_k)(x_{tj} - \bar{x}_j)}{\sigma_{xk} \cdot \sigma_{xj} (T-1)}$$

де x_{tk} — значення k -тої характеристики у періоді t ($t = \overline{1, 12}$); x_{tj} — значення j -тої характеристики у періоді t ; \bar{x}_k, \bar{x}_j — середні значення характеристик; σ_{xk}, σ_{xj} середньоквадратичні значення k -тої та j -тої характеристик фінансової сфери.

Лінійний коефіцієнт кореляції Пірсона знаходиться на інтервалі $-1 \leq r_{kj} \leq 1$. Від'ємне значення свідчить про обернений зв'язок між показниками, а додатне — про прямий. Чим ближче цей коефіцієнт до одиниці, тим тісніший зв'язок. Але на коефіцієнт r_{kj} впливають неявні зв'язки інших змінних у моделі, тому покладатися на ці коефіцієнти при визначенні мультиколінеарності не можна.

На другому етапі визначається детермінант матриці r : $\det r \in [0, 1]$. Детермінант матриці r є точковою мірою мультиколінеарності. Чим ближче його значення до нуля, тим більше впевненості, що мультиколінеарність існує, і чим ближче значення коефіцієнта до одиниці, тим більше впевненості, що мультиколінеарність відсутня.

Оскільки границі $\det r$ розмиті щодо визначення мультиколінеарності, то перейде-

мо до третього етапу, на якому визначається критерій χ^2 за формулою:

$$\chi^2 = - \left[T - 1 - \frac{1}{6}(2m+5) \right] \ln(\det r)$$

У цій формулі $T = 12, m = 7$. Якщо кількість системних характеристик (m) у економіко-математичній моделі звужена, то, відповідно, береться та кількість системних характеристик фінансового сектору, яка остаточно обґрунтована з точки зору достовірності її впливу на темпи зміни ВВП. Фактично розраховане значення критерію χ^2 порівнюється з табличним при вибраному рівні значущості α та ступенях свободи $\nu = \frac{1}{2}m(m-1)$. Якщо $\chi^2_{\text{факт}} > \chi^2_{(\alpha)\text{табл}}$, то серед масиву системних характеристик фінансового сектору існує мультиколінеарність, у протилежному випадку — вона відсутня.

Наведені економіко-математичні моделі, що характеризують залежність між темпами зміни ВВП та системними характеристиками фінансової сфери, є загалом статистично достовірними і можуть бути використаними для порівняльного дослідження впливу системних чинників фінансових криз.



Література

1. Івченко І. Ю. Економічні ризики: Навч. посіб. — К.: Центр навч. літ-ри, 2004. — 304 с.
2. Джонстон Дж. Эконометрические методы. — М.: Статистика, 1980. — 445 с.
3. Костина Н. І. Фінанси: система моделей і прогнозів / Н. І. Костина, А. Алексеев, О. Д. Василик. — К.: Четверта хвиля, 1998. — 304 с.
4. Наконечний С. І. Економетрія: Підруч. / С. І. Наконечний, Т. О. Терещенко, Т. П. Романюк. — 3-тє вид., доп. та перероб. — К.: КНЕУ, 2004. — 520 с.

Наведені економіко-математичні моделі, що характеризують залежність між темпами зміни ВВП та системними характеристиками фінансової сфери, є загалом статистично достовірними і можуть бути використаними для порівняльного дослідження впливу системних чинників фінансових криз.

Приведены экономико-математические модели, характеризующие зависимость между темпами изменения ВВП и системными характеристиками

ками финансовой сферы, в целом статистически достоверны и могут быть использованы для сравнительного исследования влияния системных факторов финансовых кризисов.

The mathematical model is presented that characterize the relationship between the rate of change of GDP and system performance of the financial sector as a whole is statistically significant and can be used for comparative study of the influence of systemic factors of financial crises.

Надійшла 6 березня 2013 р.