

Т.Г. Затонацька, к. ф.-м. н., доц.

А.В. Ставицький, к. е. н., доц..

Моделювання циклічності економічного зростання економіки України

Проблема циклічності розвитку економічної системи надзвичайно важлива в силу значного взаємовпливу між економіками різних країн. Уряди зацікавлені у подоланні значних піків циклів, адже як криза, так і перегрів економіки призводять до небажаних наслідків. Автори зробили спробу провести аналіз розвитку української економіки впродовж 1996-2006 років. На основі економіко-математичних моделей здійснено періодизацію циклічності розвитку, виділені фази циклів у зазначений період.

The problem of cyclic development in the economic system is really actual due to considerable inter-influence between economies of different countries. Governments are interested in overcoming peak cycles because crises as well as economic overheating lead to unfavourable consequences. The authors made an attempt to analyse the development of Ukrainian economy during 1996-2006. On the basis of economic and mathematical models the periodicity of cycle development is realized and cycle phases are determined at a certain period.

Економіка будь-якої держави розвивається нерівномірно, проте при більш ґрунтовних дослідженнях прослідковується певна закономірність. Концепція циклічності суспільного розвитку базується на принципах вивчення зворотних зв'язків і можливостей адаптації в соціальних системах, тобто дозволяє з позицій загальної теорії систем розглядати причини тих або інших змін.

Проте спроби «жорсткої» формалізації цієї ідеї і особливо прагнення на основі певних аналогій знайти загальне в розвитку природних і соціальних об'єктів виявилися не дуже переконливими .

Циклічність як об'єктивна закономірність економічного розвитку за своїм змістом багатоструктурна. Якщо в основу критерію класифікації покласти довготривалість, то вона буде мати: малі цикли (короткострокові коливання ділової активності, які продовжуються 3-4 роки); середні цикли

(строком 7-11 років); великі цикли (періодичність яких становить 40-60 років); вікові циклічні коливання, наприклад вікові цикли лідерства

Типи циклів розрізняються неоднозначністю матеріальної основи розвитку, характером впливу на економічні процеси. Тому в основу класифікації циклів можна покласти саме їх, та ця специфіка відносна: причинно-наслідкові зв'язки, що викликають до життя ті чи інші цикли, функції, які вони виконують, багато в чому переплітаються. Крім того, різні цикли накладаються один на один, що ускладнює їхню диференціацію. Отже, і в цьому випадку штучна уніфікація їх неприпустима [1].

В роботах багатьох вчених прослідковується тісний взаємозв'язок науково-технічного розвитку і проблематика циклічності соціально-економічних процесів. Проте протягом доволі довгого часу переважно приділялася увага відносно коротким циклам ділової активності. Лише після робіт Ван Гильдеріна і Кондратьєва в 1910-х- 1920-х роках ХХ століття учені стали звертатися до тривалих циклів економічного розвитку («довгим хвилям»), в яких найважливішу роль грають інновації [2].

Необхідно відмітити, що вибір статистичного інструментарію робить істотний вплив на отримані результати, тому робити категоричні висновки про наявність або відсутність коливань не завжди коректно. Багато вчених використовують техніку згладжування, щоб нівелювати вплив випадкових чинників. Інші, у протилежність першим, вводять додаткові («хвилеві» функції) у формальний опис процесів, що розглядаються ними, щоб підкреслити циклічність останніх [3]. Але, на сьогодні залишається не вирішеною проблема вибору індикаторів для аналізу циклічних коливань.

Метою роботи є побудова економіко-математичної моделі для ґрунтовного дослідження фаз циклічного розвитку української економіки.

Новизною роботи є визначення, обґрунтування та прогнозування фаз економічного зростання економіки України за допомогою економічних моделей.

Даним науковим напрямом займалися такі відомі вчені, як Кондратьєв Н.Д [4, 5]., Слуцький Є.Є., Шумплер, Меньшиков С.М., Кліменко Л.А., Геєць В.М [6]., Базилевич В.Д.[7] та інші.

Досліджуючи динаміку економічного розвитку будь-якої країни, на перший план виходять складність багатовимірність та суперечливість багатьох явищ економічної системи, тому при проведенні досліджень в цьому напрямі дуже часто застосовується економіко-математичне моделювання, що дозволяє виявити стійкі та нестійкі, істотні та неістотні чинники, взаємозв'язки та тенденції. За допомогою цих моделей можна виявити системоутворюючі, регулярні, повторювальні у динаміці економічних систем чинники, та на основі пізнання цих закономірностей досліджувати економічні процеси та виявити цикли розвитку. Необхідно врахувати той факт, що при побудові адекватних моделей базою успіху є вибір факторів, але за наявності великої кількості факторів модель дуже часто виявляється нестійкою, а при малій кількості – можуть виникати помилки при прийнятті рішень. Тому при моделюванні складних економічних систем використовують складні моделі, які поєднують велику кількість змінних та гарантують їх адекватність.

Російські вчені С. Меньшиков і Л. Кліменко вважають, що аналіз статистичних даних при вирішенні проблеми економічних циклів не може грати першорядну роль, а повинен швидше носити допоміжний характер. Вони визначають, що функціональне виділення трендового компонента, метод «взяття різниць» мають велику кількість недоліків, що пов'язані з припущеннями про поведінку часового ряду.

В той же час, інший вчений Е.Г. Яковенко відзначає важливість методу регресійного аналізу в системі економіко-математичного моделювання циклів. На його думку, крім зазначеного методу, можна користуватися для формалізації параметрів циклів методом ітеративного аналізу або методом розрахунку математичного сподівання, дисперсії і стандартного відхилення (помилки).

Продовжується пошук більш точних математичних методів виявлення квазіперіодичних довготривалих коливань, який концентрувався на проблемі побудови спеціальних функцій - фільтрів. Фільтром в даному контексті вважається математичне ізоморфне перетворення початкового ряду в новий, елімінуючий коливання певної частоти. Головним недоліком фільтрів, побудованих за допомогою ковзаючих середніх, є можливість появи штучних коливань в результаті їх застосування. Ймовірність виникнення періодичних коливань, зокрема низькочастотних, унаслідок «пропускання через фільтр» стаціонарного динамічного ряду була продемонстрована Є. Слуцьким в 1937 році. На сьогодні цей феномен вже добре досліджений, відомий в літературі як «ефект Слуцького». У літературі останніх років для встановлення наявності низькочастотних коливань пропонуються також спеціальні фільтри, побудовані на основі припущень про характер розподілу і достовірності його спостережень.

Разом з тим, останніми роками серед вчених, що вивчають довгострокові тенденції в економічній динаміці, все більшу підтримку знаходить ідея про необхідність розробки досконаліших методів вивчення коливань, що періодично повторюються. Необхідність використання нових математичних моделей, аналогічних тим що вже набули поширення в дослідженнях динамічних систем у фізиці, біології, екології, психології, лінгвістиці, визнається в багатьох роботах по теорії довгих хвиль.

Достатньо цікавим є системна динаміка національної економіки США, розроблена під керівництвом Дж. Форрестера в Массачусетському технологічному інституті. У ряді наукових досліджень вивчаються інвестиційні, ділові і технологічні цикли, а також цикли зайнятості і господарської кон'юнктури. Розроблений ряд теоретичних схем і моделей економічних циклів, що розрізняються досліджуваними чинниками, періодичністю і амплітудою відповідних коливальних режимів. У теорії вивчені випадки, коли класичні і неокласичні моделі економічного

зростання приводять до циклічних рішень. В рамках цих моделей можуть бути пояснені коливання основних макроекономічних змінних: національного доходу, капіталу, зайнятості.

Загальним недоліком таких моделей є те, що описувані ними коливальні процеси мають строго періодичний характер, що не завжди відповідає реальним економіко-статистичним даним. Складніші циклічні процеси розглядаються в так званих моделях перекриваючих поколінь. У цих моделях в кожен момент часу діють два покоління індивідів: молоде і старе, вибір яких не завжди співпадає. Моделі перекриваючих поколінь дозволяють досліджувати динаміку складних систем в умовах невизначеності.

На даний час дуже актуальними є розроблені наукові підходи прогнозування, які дозволяють виділяти з часових рядів схожі періоди. Тоді для кожної групи періодів знаходиться свій часовий ряд, що задовільно описує його. Утворюються декілька прогнозів на майбутні періоди в залежності від того, в якій ситуації буде знаходитися процес.

Аналогічні моделі доволі популярні у західній сучасній літературі. Першим етапом їх аналізу було виділення з часових рядів періодів, коли можна було спостерігати різні за напрямом тренди [8]. Поступово розпочаті дослідження в останнє десятиріччя дозволили не тільки розробити методи, які визначають час зміни відповідної ситуації [9], але й створити відповідну теорію прогнозування, яка базується на теорії ланцюгів Маркова [10,11]. Оскільки ці теорії базуються на знаходженні максимуму функції правдоподібності, то були удосконалені методи його знаходження. Теоретична база такої методології викладається у стандартних економетричних підручниках [12]. Приклади практичного використання такої методології можна знайти у роботах, які виконуються на замовлення центральних банків багатьох країн. Особливо розповсюдженими вони є у Канаді, де була розроблена модель для аналізу інфляції у країнах великої сімки [13], визначення ситуацій, згідно яких розвиваються інфляційні

процеси у країнах. Крім цього банком розроблені інші моделі на базі Марковських ланцюгів [14-16].

Основним напрямком визначення несподіваних коливань є розбиття загальної сукупності даних на групи, для кожної з яких можна побудувати відповідну модель. Однак ці моделі не вказують, як саме зміняться економічні дані у наступний період часу, і яку саме модель треба використовувати для прогнозування. Таким чином, повна модель має включати ще й механізм переходу від першого часового ряду рівняння до другого і навпаки.

Найпростішою моделлю для дискретних випадкових величин є ланцюги Маркова [17], які є доцільними при описі процесу, що генерують зміну економічної ситуації. Саме ланцюги Маркова можуть змінювати своєчасно модель в залежності від того, в якому стані знаходиться економічний процес, що сприяє прогнозуванню із врахуванням змін економічної кон'єктури. Отже, незаперечною перевагою ланцюгів Маркова є їх гнучкість.

Розглянемо загальну модель. Існує N можливих різних ситуацій протікання процесу. Нехай y_t - вектор розміру $(n \times 1)$ ендогенних змінних, які досліджувалися; x_t - вектор розміру $(k \times 1)$ екзогенних змінних. Також нехай $\mathfrak{Z}_t = (y'_t, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-m}, x'_t, x'_{t-1}, \dots, x'_{t-m})^T$ - вектор, який містить всі спостереження до моменту часу t . Якщо процес знаходиться у ситуації $s_t = j$ в момент t , то умовна щільність y_t є

$$f(y_t | s_t = j, x_t, \mathfrak{Z}_{t-1}; \alpha), \quad (1)$$

де α вектор параметрів, що характеризують умовну щільність. Якщо існує N різних ситуацій, то існуватиме N різних щільностей, що представлені формулою (1) для $j = 1, 2, \dots, N$. Нехай ці щільності містяться у $(N \times 1)$ -мірному векторі η_t . Будемо будувати залежність типу $AR(m)$ (процес авторегресії):

$$y_t = c_{s_t} + \phi_{1s_t} y_{t-1} + \dots + \phi_{ms_t} y_{t-m} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

де ε_t - незалежні нормально розподілені величини з нульовим математичним сподіванням та дисперсією σ^2 .

Якщо наприклад у (2) y_t - скаляр, тобто $n = 1$, екзогенною змінною є лише константа ($\bar{x}_t = 1$), $m = 1$, то невідомі параметри у α складаються з $c_1, c_2, \dots, c_N, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N, \sigma^2$. Для двох можливих ситуацій ($N = 2$) вектор η_t має вигляд:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | s_t = 1, y_{t-1}; \alpha) \\ f(y_t | s_t = 2, y_{t-1}; \alpha) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(\frac{-(y_t - c_1 - \phi_1 y_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right) \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(\frac{-(y_t - c_2 - \phi_2 y_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right) \end{bmatrix}.$$

Не є суттєвим обмеженням те, що у (1) вважається, що умовна імовірність залежить від поточної ситуації та не залежить від попередніх ситуацій, тобто

$$f(y_t | x_t, \mathfrak{S}_{t-1}, s_t = j, \alpha) = f(y_t | x_t, \mathfrak{S}_{t-1}, s_t = j, s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, \alpha).$$

У протилежному випадку доцільно використовувати таку методику. Припустимо, що умовна щільність y_t залежить як від s_t так і від s_{t-1} , де s_t описується подвійним ланцюгом Маркова. Тоді можна утворити нову змінну s_t^* для кожного періоду часу за правилом:

$$s_t^* = 1, \text{ якщо } s_t = 1 \text{ та } s_{t-1} = 1,$$

$$s_t^* = 2, \text{ якщо } s_t = 2 \text{ та } s_{t-1} = 1,$$

$$s_t^* = 3, \text{ якщо } s_t = 1 \text{ та } s_{t-1} = 2,$$

$$s_t^* = 4, \text{ якщо } s_t = 2 \text{ та } s_{t-1} = 2.$$

Матриця перехідних імовірностей має вигляд:

$$P\{s_t^* = j | s_{t-1}^* = i\} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{21} & p_{22} \\ p_{11} & p_{12} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}, \text{ де } p_{ij} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\}.$$

Нарешті, відповідний вектор щільностей:

$$f(y_t | y_{t-1}, s_t^* = 1, \alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{((y_t - \mu_1) - \phi_{11}(y_{t-1} - \mu_1) - \dots - \phi_{m1}(y_{t-m} - \mu_1))^2}{2\sigma^2} \right\},$$

$$f(y_t | y_{t-1}, s_t^* = 2, \alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{((y_t - \mu_2) - \phi_{11}(y_{t-1} - \mu_1) - \dots - \phi_{m1}(y_{t-m} - \mu_1))^2}{2\sigma^2} \right\},$$

$$f(y_t | y_{t-1}, s_t^* = 3, \alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{((y_t - \mu_1) - \phi_{12}(y_{t-1} - \mu_2) - \dots - \phi_{m2}(y_{t-m} - \mu_2))^2}{2\sigma^2} \right\},$$

$$f(y_t | y_{t-1}, s_t^* = 4, \alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{((y_t - \mu_2) - \phi_{12}(y_{t-1} - \mu_2) - \dots - \phi_{m2}(y_{t-m} - \mu_2))^2}{2\sigma^2} \right\}.$$

Далі будемо вважати, що умовна імовірність залежить тільки від поточної ситуації, тобто коли:

$$P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, s_1 = z, x_t, \mathfrak{F}_{t-1}\} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij}. \quad (3)$$

Параметри сукупності у рівностях (1) та (3), які задають часовий ряд (2), складаються з α та різних перехідних імовірностей p_{ij} . Створимо з цих параметрів вектор θ . Важливою метою буде оцінити вектор θ , базуючись на спостереженнях \mathfrak{F}_T . Але спочатку припустимо, що якимось чином вектор θ відомий. Якщо навіть нам відоме значення θ , ми не знаємо в якій ситуації знаходився процес у кожний момент часу. Найкращим виходом є використання імовірнісної оцінки. У випадку нормального розподілу, оцінка s_t залежить лише від y_t . У більш загальному випадку вона залежить від всієї наявної інформації.

Нехай $P\{s_t = j | \mathfrak{F}_t; \theta\}$ позначає оцінку значення s_t , що базується на даних, які отримані до часу t , та на знанні параметра сукупності θ . Нехай ці імовірності $P\{s_t = j | \mathfrak{F}_t; \theta\}$ для $j = 1, 2, \dots, N$ складають вектор $\xi_{t/t}$.

Оптимальна оцінка та прогноз для кожного моменту часу t можуть бути знайдені за допомогою наступного ітеративного процесу:

$$\begin{aligned}\xi_{t|t} &= \frac{(\xi_{t|t-1} \otimes \eta_t)}{I'(\xi_{t|t-1} \otimes \eta_t)}, \\ \xi_{t+1|t} &= P \cdot \xi_{t|t}.\end{aligned}\tag{4}$$

Як і раніше, η_t - вектор умовних щільностей, P - матриця імовірнісного переходу, I - вектор одиниць, символ \otimes означає поелементний добуток. Прийнявши початкове значення $\xi_{1|0}$ та враховуючи знання θ можна за допомогою формул (3.4) підрахувати значення $\xi_{t|t}$, $\xi_{t+1|t}$ для всіх моментів часу. Функція правдоподібності має вигляд

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | x_t, \mathfrak{F}_{t-1}; \theta),$$

де $f(y_t | x_t, \mathfrak{F}_{t-1}; \theta) = 1'(\xi_{t|t-1} \otimes \eta_t)$.

Для вибору початкового значення $\xi_{1|0}$ існує декілька можливостей. Найпростішим є прийняти $\xi_{1|0} = \rho$, де ρ - фіксований $(N \times 1)$ -мірний вектор невід'ємних констант, сума яких дорівнює 1, наприклад, $\rho = N^{-1}I$. З іншого боку, ρ може бути оцінене за допомогою знаходження максимуму функції правдоподібності по θ за умов $I' \rho = 1$ та $\rho_j \geq 0$ для $j = 1, 2, \dots, N$.

Оптимальним прогнозом на k періодів наперед є:

$$E(\xi_{t+k|t} | \mathfrak{F}_t) = P^k \cdot E(\xi_t | \mathfrak{F}_t) \quad \text{або} \quad \xi_{t+k|t} = P^k \xi_{t|t},$$

де $\xi_{t|t}$ підраховується з (4).

Згладжені оцінки імовірностей можуть бути підраховані, наприклад, за алгоритмом Кіма [18], який у векторній формі має вигляд

$$\xi_{T|t} = \xi_{t|t} \otimes \left\{ P' \cdot \left(\xi_{t+1|T} (\div) \xi_{t+1|t} \right) \right\},$$

де (\div) означає поелементне ділення. Такі згладжені імовірності знаходяться ітеративно, для $t = T-1, T-2, \dots, 1$. Ітерації починаються з $\xi_{T|T}$, яке отримується з (4) для $t = T$. Слід зазначити, що алгоритм Кіма працює лише для ланцюгів Маркова, для яких виконується (3).

Після цього можна прямо прогнозувати y_{t+1} . Наприклад, для $AR(m)$ процесу $y_{t+1} = c_{s_{t+1}} + \phi_{1s_{t+1}} y_t + \dots + \phi_{ms_{t+1}} y_{t-m} + \varepsilon_{t+1}$ такий прогноз подається у вигляді

$$E(y_{t+1} | s_{t+1} = j, \mathfrak{F}_t; \theta) = c_j + \phi_{1j} y_t + \dots + \phi_{mj} y_{t-m}.$$

Існує N умовних прогнозів з N можливими значеннями s_{t+1} . Неважко показати, що

$$E(y_{t+1} | x_{t+1}, \mathfrak{F}_t; \theta) = \sum_{j=1}^N P\{s_{t+1} = j | \mathfrak{F}_t; \theta\} E(y_{t+1} | s_{t+1}, \mathfrak{F}_t; \theta).$$

Таким чином, прогноз для j -ї ситуації множитья на імовірність того, що процес буде у j -й ситуації, та отримані N доданків сумуються. В загальному випадку прогноз є нелінійною функцією від спостережень. Використання лінійних моделей для відповідних ситуацій можливо за умови, якщо відомо майже напевно, що два спостереження згенеровані різними ситуаціями.

У ітераціях (4) параметр θ вважався відомим, але насправді це не так: для його оцінки використовується метод максимальної правдоподібності. Після проведення ітерацій для $t = 1, 2, \dots, T$ будується функція правдоподібності. Оптимальним значенням θ буде те, при якому досягається її максимум.

Якщо перехідні імовірності відповідають умовам

$$p_{ij} \geq 0, (p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN}) = 1 \quad \text{для всіх } i \text{ та } j,$$

та початкова імовірність ξ_{10} дорівнює фіксованому значенню ρ , яке не залежить від інших параметрів, то максимум функції правдоподібності досягається при перехідних імовірностях:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{\sum_{t=2}^T P\{s_t = j, s_{t-1} = i | \mathfrak{F}_T; \hat{\theta}\}}{\sum_{t=2}^T P\{s_{t-1} = i | \mathfrak{F}_T; \hat{\theta}\}}, \quad (5)$$

де $\boldsymbol{\theta}$ - повний вектор, отриманий в результаті максимізації функції правдоподібності. Таким чином, оцінені імовірності є відношенням числа періодів часу, коли ситуація i , здавалося, слідувала за ситуацією j , та загальним числом періодів, коли процес був у ситуації i . Число періодів оцінюється на основі згладжених імовірностей.

Для знаходження вектору α застосовується рівняння:

$$\sum_{t=1}^T \left(\frac{\partial \ln \eta_t}{\partial \alpha'} \right)' \boldsymbol{\epsilon}_{T|t} = 0.$$

Тут $\left(\frac{\partial \ln \eta_t}{\partial \alpha'} \right)$ є $(N \times k)$ матрицею похідних логарифмів щільностей, де k

- число параметрів у векторі α . Наприклад, розглянемо модель у формі $y_t = z_t' \beta_{s_t} + \varepsilon_t$, де $\varepsilon_t \in N(0, \sigma^2)$, z_t - вектор змінних, в який можуть бути включені значення y з деяким лагом. Вектор коефіцієнтів регресії дорівнює β_1 , коли процес знаходиться у ситуації 1, β_2 , коли процес знаходиться у ситуації 2, тощо. Тоді для вектору $\alpha = (\beta_1', \beta_2', \dots, \beta_N', \sigma^2)'$ неважко отримати:

$$\boldsymbol{\mathcal{E}}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N (y_t - z_t' \boldsymbol{\beta}_j)^2 P\{s_t = j \mid \mathfrak{F}_T; \boldsymbol{\theta}\}, \quad (6)$$

$$\boldsymbol{\beta}_j = \left[\sum_{t=1}^T [\tilde{z}_t(j) [\tilde{z}_t(j)]'] \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T [\tilde{z}_t(j) [\tilde{y}_t(j)]'] \right], \quad (7)$$

де $\tilde{y}_t(j) = y_t \sqrt{P\{s_t = j \mid \mathfrak{F}_T; \boldsymbol{\theta}\}}$,

$$\tilde{z}_t(j) = z_t \sqrt{P\{s_t = j \mid \mathfrak{F}_T; \boldsymbol{\theta}\}}.$$

Тепер знову треба застосовувати ітеративний алгоритм. Для початкового ρ і заданого $\theta^{(0)}$ підраховуються (5), (7), (6) для отримання оцінки $\theta^{(1)}$. Після цього можна отримати оцінки $\theta^{(2)}$, $\theta^{(3)}$ тощо.

Останньою проблемою залишається вибір числа ситуацій, в яких може знаходитися процес. З теоретичної точки зору, за умови правильного вибору кількості ситуацій, відношення функцій правдоподібностей має χ^2 -

розподіл. Але на практиці кількість ситуацій визначається в залежності від суті економічного процесу.

Для практичного застосування моделі обрано приріст валового внутрішнього продукту України за 1996-2006 роки.

Аналіз економічного зростання за допомогою 2 фаз

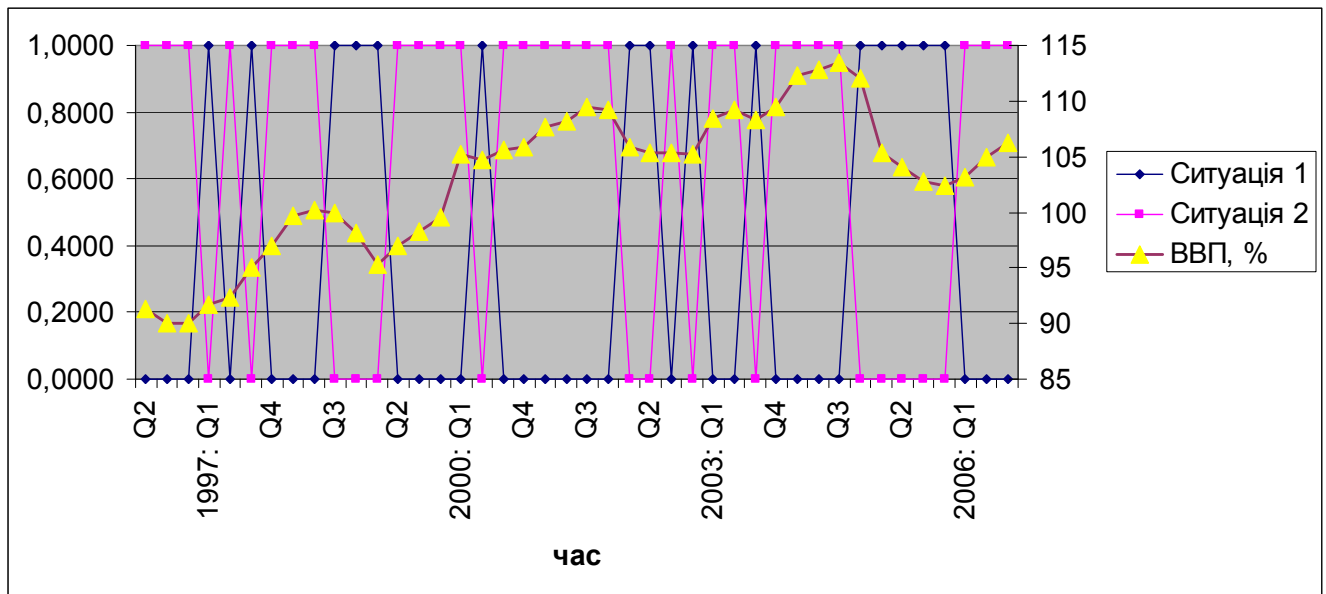


Рис. 1. Аналіз економічного зростання за допомогою 2 фаз.

Якщо припустити, що розглядаються лише двофазна економіка, то за результатами аналізу (рис.1) можна зробити висновок, цикли поживлення (ситуація 2) та загальмування (ситуація 1) періодично змінюють один інший. При цьому аналіз динаміки зростання ВВП можна розбити на декілька фаз.

Період 1 (1996 - середина 1998 року). На цьому періоді відбувалося реальне зниження ВВП країни. В цілому з середини 1996 року до другого кварталу 1998 року відбувався процес деякого поживлення в тому розумінні, що підвищувався рівень зростання ВВП до відповідного періоду попереднього року. Лише перший та третій квартали 1997 року були віднесені до ситуації певного гальмування. Але загалом, першу фазу можна вважати фазою поживлення економіки.

Період 2 (середина 1998 - початок 1999 року). На цьому періоді панівною стає ситуація гальмування економічного зростання. Звичайно, свою значу роль на цьому періоді відіграла світова фінансова криза. Проте девальвація національної валюти, обмеження імпорту призвело до стрімкого зростання на наступному періоді.

Період 3 (середина 1999 - кінець 2001 року). На цьому періоді відбулося значне пожвавлення економіки, вихід її на позитивні темпи зростання. Якщо не брати сезонне падіння у 2 кварталі 2000 року, то цикл пожвавлення спостерігався 11 кварталів поспіль, що є рекордом у новітній економічній історії України.

ВВП, який у найбільш узагальнюючому вигляді характеризує економічну ситуацію у країні помітно зріс у реальному вимірі. Зросли також показники у основних галузях економіки. Збільшилося виробництво промислової та сільськогосподарської продукції.

Інфляція споживчих цін була нижче прогнозованої. Гривня залишалася майже увесь час стабільною, у результаті чого зросла довіра до неї з боку юридичних осіб та населення, що дало можливість збільшити валютні резерви НБУ. Зростали також реальні доходи громадян та реальна заробітна платня. Водночас, спостерігалось зменшення заборгованості бюджетів та суб'єктів підприємницької діяльності по нарахованій, але не сплаченій своєчасно заробітній платні [19].

Період 4 (2002 рік). Тенденції зростання у попередній фазі з багатьох причин не вдалося втримати. Почалося гальмування зростання економіки, проте воно продовжувалося відносно недовго – 4 квартали.

Період 5 (2003 - 3 квартал 2004 року). На цьому періоді відбулося чергове пожвавлення економіки, що тривало 7 кварталів. Проте відбувся і певний перегрів економіки, що призвело до зниження темпів у 4 кварталі 2004 року. Саме з нього слід відраховувати черговий цикл падіння.

Період 6 (кінець 2004 - 2005 рік). На цьому періоді внаслідок значних політичних змін розпочалися суттєві економічні перетворення. Фактично,

була змінена структура ВВП країни, нанесений значний удар по тіньовій економіці. Результатом цього став перерозподіл бюджетних коштів, проте офіційне зниження темпів зростання.

Фаза 7 (2006 рік – донині). У цьому періоді розпочався черговий цикл зростання. Враховуючи тенденції нашої економіки, можна стверджувати, що він має тривати щонайменше 7 кварталів, тобто принаймні до кінця 2008 року. Для детальнішого аналізу цього періоду слід розглянути числові характеристики моделі.

Перш за все розглянемо перехідну матрицю:

$$\begin{vmatrix} 0.56 & 0.44 \\ 0.24 & 0.76 \end{vmatrix}$$

Як видно, імовірність того, що процес залишиться у другій ситуації, перебуваючи в ній, становить 76%. Найбільш імовірний сценарій розвитку передбачає зростання ВВП від 6 до 8% протягом 2007 року (імовірність втілення близько 33%).

Аналіз економічного зростання за допомогою 3 фаз

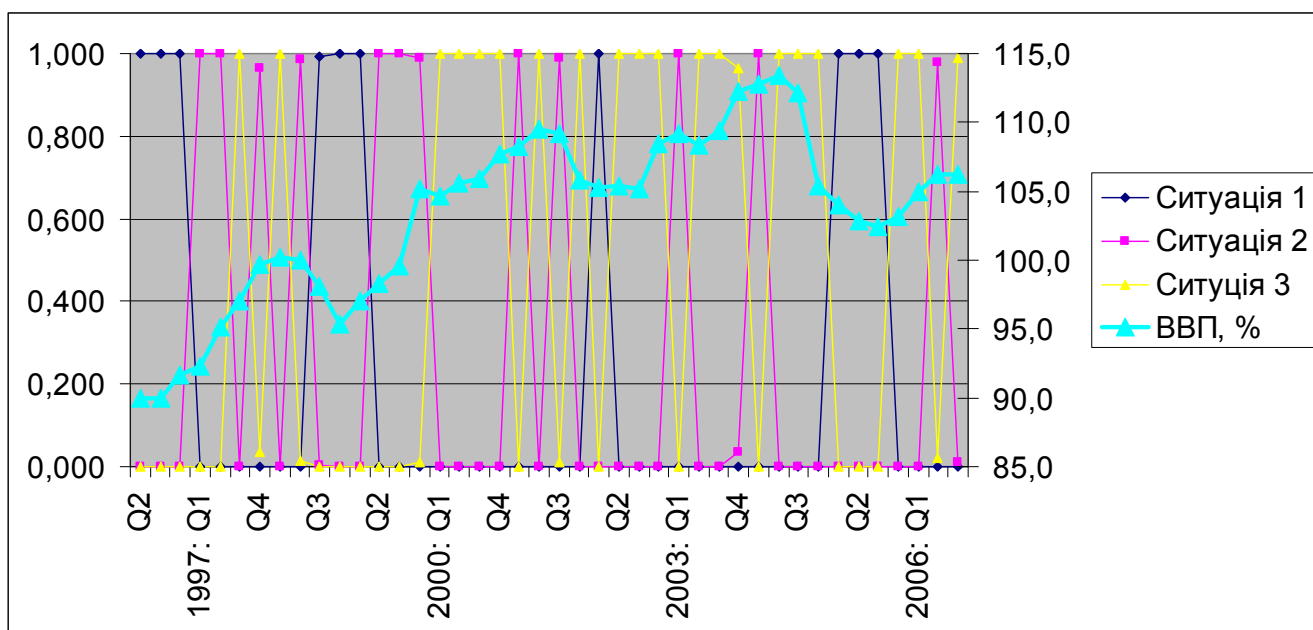


Рис. 2. Аналіз економічного зростання за допомогою 3 фаз.

Для трьохфазної економіки аналіз стає складнішим. У цьому випадку розрізняються фази гальмування (ситуація 1), зростання (ситуація 2), значного зростання (ситуація 3). Тоді періодизація зростання буде відбуватися наступним чином.

Період 1 (1996 рік). Відбувається падіння економіки приблизно на рівні 10%. Проте пожвавлення 4-го кварталу 1996 року призвело до виходу на новий період.

Період 2 (1997 – середина 1998 року). На цьому періоді відбувається процес пожвавлення економіки та суттєвого пожвавлення (3 квартал 1997 та 1 квартал 1998 років).

Період 3 (середина 1998 року – початок 1999 року). Цей період характеризується значним падінням та фінансовою кризою.

Період 4 (2 квартал 1999 року – кінець 1999 року). На цьому періоді внаслідок знецінення національної валюти почалося таке економічне зростання, яке дозволило вийти на рівень відтворювальності економіки.

Період 5 (2000 рік). Цей період характеризується стрімким зростанням економіки, закладкою базису для подальших економічних перетворень.

Зі зростанням ВВП у 2000-2001 рр. дуже стрімко зростає і індекс споживчих цін, як слідство, зростання доходів не покращувало життєвого рівня населення. З 2002 року ситуація почала змінюватися: індекс споживчих цін зростає повільніше ніж ВВП і доходи населення. Ця тенденція зберігалася і далі у 2003-2005 рр.

Період 6 (2001 рік-початок 2002 року). На цьому періоді темпи можливості для зростання ще існують, проте вони вже не підтримуються. Рік проходить під емблемою зміни значного зростання до простого зростання, досягаючи взагалі гальмування у 1 кварталі 2002 року.

Період 7 (2 квартал 2002 року – кінець 2004 року). На цьому періоді відбувається зростання та значне економіки впродовж 10 кварталів.

Період 8 (кінець 2004 – 3 квартал 2005 року). Після значного поживавлення очікувано приходить фаза гальмування, змінюється структура ВВП.

Період 9 (кінець 2005 - донині). Починається процес зростання економіки.

Як видно з аналізу, внаслідок використання трьохфазної економіки було винайдено 9 періодів розвитку, на відміну від 7 періодів при двохфазній моделі. Проте основні дати періодів співпадають, розширення їх числа відбулося за рахунок подрібнення періодизації, більш детального аналізу кожного з періодів.

Перехідна матриця

$$\begin{vmatrix} 0.59 & 0.27 & 0.14 \\ 0.43 & 0.50 & 0.07 \\ 0.40 & 0.40 & 0.20 \end{vmatrix}$$

свідчить, що знаходячись у ситуації 3, процес найбільш імовірно може перейти до 1 або 2 ситуації (імовірність близько 40%). Якщо процес перейде до ситуації 2, то дуже імовірно на нас чекатиме значне зростання, якщо ж перехід буде здійснений до ситуації 1, то на нас чекатиме приблизно 4 квартали гальмування економіки.

У песимістичному сценарії розвитку, можна очікувати зростання ВВП на рівні -0,5 – +2,2%, у оптимістичному – на рівні 6,6-9%.

Аналіз економічного зростання за допомогою 4 фаз

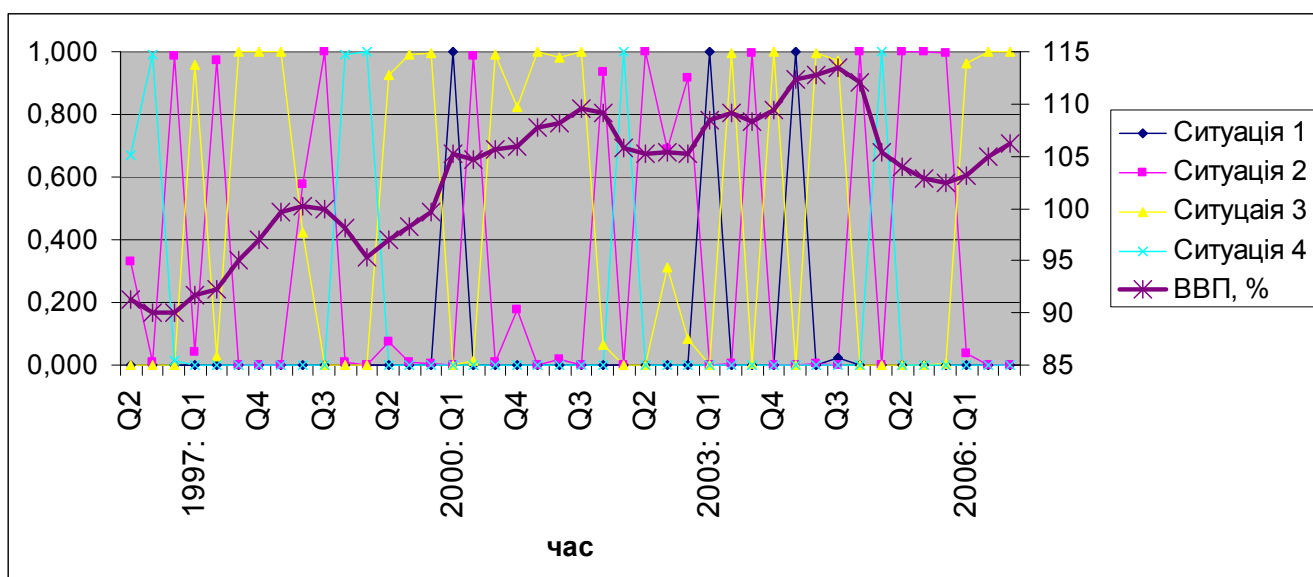


Рис. 3. Аналіз економічного зростання за допомогою 4 фаз.

Аналіз чотирьохфазної економіки вимагає дуже детального вивчення взаємозв'язків між ситуаціями. Умовно ситуації можна назвати наступним чином: шок першого кварталу (ситуація 1), гальмування економіки (ситуація 2), поживлення (ситуація 3), значний шоківий спад (ситуація 4). При цьому слід зазначити, що ситуація 1 спостерігалася лише у перших кварталах 2000, 2003 та 2004 років. Вона характеризувалася значним приростом у ВВП по відношенню до попереднього року. Ситуація 4 була характерна для початку 1996 року, під час фінансової кризи середини 1998 року, перших кварталів 2002 року та 2005 років. У інших аспектах чотирьохфазна модель подібна до двохфазної моделі.

З аналізу перехідної матриці

$$\begin{vmatrix} 0.00 & 0.34 & 0.66 & 0.00 \\ 0.07 & 0.29 & 0.40 & 0.24 \\ 0.11 & 0.29 & 0.60 & 0.00 \\ 0.00 & 0.54 & 0.17 & 0.29 \end{vmatrix}$$

видно, що ситуація шоку першого кварталу призводить у двох випадках з 3 до подальшого зростання, а у одному випадку – до гальмування. Значний

шоковий спад як правило переходить до ситуації гальмування (імовірність 54%). Найбільш імовірною залишається ситуація зростання. В цьому випадку слід очікувати зростання економіки у 2007 році на рівні 6,1–8,1%.

Висновки

Аналіз причин виникнення економічних криз, які наводяться економістами різних напрямків, дає підставу виділити як найбільш теоретично обґрунтовану концепцію класичної економічної теорії, згідно з якою головною причиною циклічного розвитку економіки вважаються порушення найважливіших макроекономічних пропорцій внаслідок існування антагоністичних суперечностей, оснований на приватній власності на засоби виробництва.

За допомогою проведеного аналізу було підтверджено гіпотезу про можливість здійснення періодизації сучасного економічного зростання в Україні. Доведено, що періодизація економічного зростання в Україні може бути здійснена за допомогою 2, 3, 4 фазної моделі.

Для 2-х фазної моделі було виділено 7 періодів, які характеризують фази економічного зростання, найбільш довге зростання зафіксоване впродовж 11 періодів. Фаза падіння спостерігалася, як правило впродовж 1 року.

За 3-х фазною моделлю виділені фази зростання, інтенсивного зростання та гальмування економіки.

У 4-х фазній моделі були виділені фази шоку на початку року, гальмування економіки, пожвавлення та значного шокового спаду. За певних ознак 4-х фазна модель виявилася подібною до 2-х фазної моделі.

Підсумовуючи вище наведене, можна стверджувати, що є сенс у подальших дослідженнях щодо виділення фаз економічного розвитку країни для різних макроекономічних параметрів. Перспективним виглядає можливість подібного аналізу при вивченні рівня інвестицій та фаз економічного зростання.

Литература

1. Економічна теорія. Політекономія. Підручник/ За ред. В.Д. Базилевича. – Київ: Знання – Прес, 2001. – С. 298 – 324, 384 – 354.
2. *
3. *
4. Кондратьев Н.Д. Проблемы экономической динамики. – М., 2000.
5. Кондратьев Н.Д. Большие циклы конъюнктуры и теория предвидения. Избранные труды. Москва: ЗАО "Издательство "Экономика", 2002, 767 с.
6. Геєць В.М. Нестабільність та економічне зростання. Київ: Інститут економічного прогнозування, "Форґ", 2000, 344 с.
7. Базилевич В.Д., Базилевич К.С., Баластрик Л.О. Макроекономіка. Підручник. Київ: Знання, 2004, 851 с.
8. Stock J.H., Watson M.W. Variable Trends in Economic Time Series // Journal of Economic Perspectives. – 1988. – Vol. 2, No. 3. – P.147-174.
9. Hamilton J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle // Econometrica. – 1989. – №57. – P. 357-384.
10. Hamilton J. D. Estimation, Inference, and Forecasting of Time Series Subject to Changes in Regime // Rao C.R., Maddala G.S. Handbook of Statistics. Volume 10. – 1992.
11. Gable J., van Norden S., Vigfusson R. Analytical Derivatives for Markov Switching Models // Bank of Canada, Ottawa, 1995.
12. Hamilton J. Time Series Analysis. – Princeton, 1994.
13. Ricketts N., Rose D. Inflation, Learning and monetary Policy Regimes in the G-7 Countries. // Bank of Canada, Ottawa, 1995.
14. van Norden S., Vigfusson R. Regime-Switching Models: A Guide to the Bank of Canada Gauss Procedures // Bank of Canada. – Working Paper 96-3. – Ottawa, 1996. – 31 p.
15. Vigfusson R. Switching Between Chartists and Fundamentalists: A Markov Regime-Switching Approach // Bank of Canada. – Working Paper 96-1. – Ottawa, 1996, 31 p.
16. Schaller H., van Norden S. Fads or Bubbles? // Bank of Canada. – Working Paper 97-2. – Ottawa, 1997. – 56 p.
17. Черняк О.І., Ставицький А.В. Динамічна економетрика. – К.: КВІЦ, 2000. – 120 с.
18. Kim C.-J. Dynamic Linear Models with Markov-Switching // Journal of Econometrics. – 1994. – №60. – P. 1–22.
19. Мельничук В. Економічний ріст і макроекономічні диспропорції: Аналіз української дійсності // Зеркало недели. – № 35 (410). – 2006.

Modelling of Cycling Economic Growth in Ukraine