

ОЦІНКИ СПЕКТРАЛЬНОЇ ЩІЛЬНОСТІ КОЛИВАНЬ КОН'ЮНКТУРИ РИНКУ МАШИН ТА УСТАТКУВАННЯ

До питання про хвилеподібні циклічні коливання в динаміці народного господарства економічна думка "прийшла", відправляючись від вивчення економічних криз. Але чим далі йшло вивчення повторюваних криз, тим більше ставало очевидним, що криза являє собою лише одну фазу цілого циклу, який складається з чотирьох основних фаз: кризи, депресії, поживавлення, підйому, і що зрозуміти кризи можливо лише в результаті вивчення усіх фаз циклу. Для американського економіста У. Мітчелля слово "криза" є лише невдалим терміном для позначення однієї з чотирьох фаз економічного циклу [3].

Кон'юнктурне вивчення зв'язків і взаємозв'язків оборотних та необоротних процесів економічної дійсності дозволяє, на наш погляд, більш ясно представити еволюцію розвитку народного господарства в цілому й окремих його елементів при переході з однієї стадії на другу, досліджувати зміни організації ринкового господарства, його якісного розвитку і кількісного росту. Саме з'ясування сутності економічної динаміки дозволяє визначити зміст економічної кон'юнктури.

На думку ряду вчених (А. Афталмїона, Ф. Піскоппеля, С. Перушина й ін.) насамперед необхідно розрізняти кон'юнктуру в широкому й у вузькому змісті. Перша збігається, на їхню думку, із динамікою народного господарства, друга охоплює лише деякі види динамічних процесів [2,3]. На наш погляд, погодитися з цим твердженням не можливо, тому що їхня відповідь на питання про те, чи усі динамічні процеси складають зміст поняття кон'юнктури одночасно говорить: і так, і ні. Ми вважаємо зайвим поняття кон'юнктури в "широкому" змісті.

* Доктор економічних наук, професор кафедри економіки та управління економіко-правового факультету ОНУ ім. І. І. Мечникова.

** Викладач кафедри регіональної економіки та підприємництва ОДЕУ.

З огляду на це, необхідно вказати, що кон'юнктура є конкретний процес циклічного відтворення, аналізований у її безпосередньому ринковому вираженні, у повсякденних коливаннях і змінах, у всіх зв'язках та опосередкуваннях, що знаходить свій прояв у динаміці промислового виробництва і капіталовкладень, у коливаннях цін та облікового відсотку, у зміні внутрішньої і зовнішньої торгівлі й інших економічних показників. Економічний зміст кон'юнктури характеризується тією сукупністю обставин, що виявляється за допомогою ринку і вказує на можливість підйому або спаду господарської активності в окремих виробництвах, на ринках конкретного товару чи економіки в цілому.

Кон'юнктура конкретно ринку машин та устаткування, на відміну від загальногосподарської, відтворює поточні зміни і коливання в сфері виробництва та збуту окремих машинобудівних товарів, продукції і послуг. Однак вона тісно пов'язана з загальногосподарською кон'юнктурою ринкового господарства в цілому, із кон'юктурою головних країн по даному товару та кон'юктурою інших сполучених товарних ринків. Вивчення кон'юнктури означає перехід від загальних закономірностей економічного розвитку ринку до конкретних форм прояву цих закономірностей.

До основних функціональних задач, що стоять перед кон'юнктурним спостереженням, відносяться:

1. Опис та встановлення фактичного стану і зміни кон'юнктури.
2. Пояснення ходу її розвитку і побудова теорії кон'юнктури. При цьому не слід забувати, що реально ми маємо єдиний динамічний процес народногосподарського життя і лише в ході аналізу можемо розкласти його на необоротні тенденції й оборотні коливальні процеси.
3. Постановка та вирішення проблеми прогнозу зміни кон'юнктури.

Вирішення поставлених задач потребує використання відповідних методів збору та узагальнення кон'юнктурної інформації, її аналізу і прогнозування, що представляють послідовні етапи вивчення кон'юнктури. Формування кон'юнктури ринку і її зміни відбуваються під впливом великої кількості різнохарактерних причин, які в практиці кон'юнктурних досліджень називають чинниками. Комплекс чинників, що діють на формування і розвиток кон'юнктури, слід, на наш погляд, розділяти за характером впливу на циклічні

і нециклічні, за тривалістю дії — на постійні і тимчасові (рис. 1). В основу запропонованої нами класифікації чинників, що кон'юнктурують, покладена концепція І. К. Беляєвського, яка відтворює циклічність економічного розвитку і дає можливість роздивитися ключові аспекти загальної проблематики хвилеподібних коливань [5].

Серед чинників, які завдають в даний час найбільш істотного впливу на кон'юнктуру ринку машин та устаткування України, значне місце займають:

- науково-технічний прогрес;
- рівень монополізації досліджуваного ринку;
- конкуренція з боку іноземних виробників;
- політика державного регулювання;
- ступінь відповідності сформованої структури машинобудування потребам розвитку продуктивних сил в економіці в цілому;
- рух ставки облікового відсотка;
- інфляція;
- сезонність.

У цьому зв'язку слід вказати на надзвичайно широку і таку, що постійно розширюється, номенклатуру машин та устаткування. Ця номенклатура містить у собі величезну кількість видів виробів різного призначення (виробничого, споживчого, проміжного призначення). Причому усередині кожного виду є значна кількість типорозмірів машин та устаткування, що відрізняються один від одного за основними характеристиками — потужністю, вантажопідйомністю, швидкістю і типом виробничих операцій, характером використаної сировини і продукції, яка виробляється, а також за рядом інших показників. Крім того, машини та устаткування одного й того ж призначення навіть близькі за своїми технічними характеристиками, але виготовлені різними підприємствами або фірмами, часто відрізняються конструктивно, за якістю виготовлення, оздобою і т. д. Всі ці чинники в значній мірі впливають на продуктивність і економічність виробів, на їхню надійність та довговічність в роботі, умови експлуатації і ремонту, тощо. Це спричинює зміну обсягів та структури машинобудівного виробництва, виникнення і переважний розвиток ряду нових галузей та видів виробництва у машинобудуванні.

Зміна кон'юнктури ринку машин та устаткування, посилення чи

послаблення впливу на нього коливань загальногосподарської кон'юнктури або поточних змін ситуації на інших товарних ринках відбуваються в процесі розвитку конкретних відтворювальних циклів. Отже, вивчення кон'юнктури потребує аналізу чинників, які модифікують цикл і визначають конкретні особливості розвитку досліджуваного ринку.

Економічні цикли обумовлюють, в свою чергу, періодичність нововведень. Поjawлення "використовує" винаходи і нововведення, які не могли знайти застосування у фазі попереднього підйому. Освоєння цих винаходів потребує відповідних нововведень в різноманітних областях, що впроваджуються на різних фазах хвилі економічної кон'юнктури. Під час першої половини підйому — це технологічні нововведення (можливості росту фірми лежать усередині неї й пов'язані з технологіями, методами виробництва, кваліфікацією персоналу), друга половина підйому вимагає від фірми акцентувати увагу на захопленні і розширенні ринків, що змушує їх впроваджувати продуктивні нововведення. Під час спаду особливу роль відіграють нововведення в області управління — для збереження організації потребуються зміни в її структурі, стилі і методах управління. Напруга, що зростає під час депресії, потребує політичних і соціальних нововведень. Довга хвиля інноваційної активності індуктується довгою хвилею економічної кон'юнктури. У прямиванні останньої зі зміною кон'юнктури змінюється і схильність підприємств до ризикованих вкладень, а отже, і інтенсивність нововведень.

На наш погляд, напрямок і інтенсивність відкриттів та винаходів в області техніки виробництва не випадкові, а є функцією запитів практичної дійсності і попереднього розвитку науки та техніки. Проте вони можуть залишатися недійсними, доки не з'являться необхідні економічні умови для їхнього застосування. Вони не з'являються у великих масштабах ні під час підйому (коли гарні і не ризиковані інвестиції), ні під час спаду (коли рівень ліквідності недостатній). Лише з нормалізацією кредиту настає термін нововведень. Вони і є тим екзогенним шоком, що викликає в моделях криві росту і спаду (з ними пов'язане збільшення автономних інвестицій, які формують хвилеподібні коливання). Творча руйнація, що обумовлюється кластером нововведень, викликає спад у "старих" галузях і, з деяким лагом, нерівномірне розширення "нових".

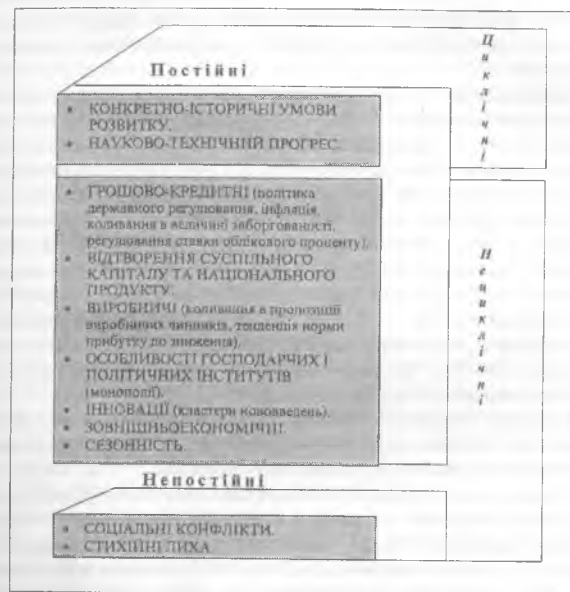


Рис. 1. Класифікація кон'юктуроутворюючих чинників

З цих позицій усі нововведення ми розділяємо на базисні (які формують нові галузі промисловості і нові види професій, відкривають нове поле людської діяльності) й такі, що покращують (технічні удосконалення у вже сформованих галузях), які з'являються в ході практичної реалізації тих нових можливостей, що закладаються базисними нововведеннями. Впровадження базисних нововведень відбувається нерівномірно, велика частина їх концентрується у фазі депресії довгої хвилі. Поширенням базисних нововведень завершується впровадженням так званих "псевдонновведень". У цій фазі економіка знаходиться в стані технологічного пату: традиційні напрямки НТП вичерпуються, відповідні потреби насичуються, інноваційна активність падає, а споживчий попит підтримується за до-

помогою різноманітних незначних змін, які стосуються головним чином зовнішнього вигляду виробів і створюють лише видимість новизни [4].

Нерівномірність інноваційної активності ми пояснюємо особливостями функціонування ринкової економіки. Орієнтуючись на поточний прибуток, підприємці керуються економічною кон'юктурою, втрачаючи з виду довгострокові альтернативи технічного розвитку. До впровадження радикальних нововведень вони приступають тільки під тиском різкого падіння ефективності капітальних вкладень у традиційних напрямках. У фазі депресії впровадження базисних нововведень стає єдиною можливістю прибуткового інвестування. Але робиться це, коли вже не вдається запобігти великим економічним втратам — недалекозорість господарських і політичних керівників, які орієнтуються на короткострокові інтереси та поточну кон'юктуру "дорого" обходяться країні, виробникам і споживачам відповідної продукції.

Аналізуючи взаємодію технологічних зсувів і нововведень із системою економічних відношень як у ринковій, так і в централізовано керованій економіці, американський дослідник Г. Досі вказує, і з цим важко не погодитися, на властиве обом інституціональним структурам знищення потенційно ефективних нововведень і відхилення від найкращої технологічної траєкторії, а також на наявність серйозного розриву між можливостями технологічних зсувів і спроможністю сучасної інституціональної структури економіки до їхнього сприйняття й освоєння. "Лише з досягненням домінуючим укладом меж росту і падінням прибутковості складових його виробництв починається масовий перерозподіл ресурсів у технологічні ланцюги нового укладу. Цей процес супроводжується масовим знецінюванням капіталу, задіяного у виробництвах застарілого технологічного укладу, їхнім скороченням, погіршенням економічної кон'юнктури, поглибленням зовнішньоторгівельних протиріч, загостренням соціальної і політичної напруги"[4].

Подолання депресії та перехід до стадії підйому нової довгої хвилі можливі, на наш погляд, лише після зміни й адаптації соціальних інститутів до потенціалу нових технологій. Саме після створення відповідної соціально-інституціональної структури стає можливим довгостроковий ріст. Проте в умовах, коли домінуюче економічне оточення не готове до сприйняття нової технологічної парадиг-

ми, існуючі соціально-економічні інститути націлені на захист сформованої технологічної структури й об'єктивно перешкоджають широкому поширенню нових технологічних принципів. Прагнення усталеної інституціональної та соціальної структури захистити раніше зроблені витрати і продовжити існування сформованих технологічних систем схильне до подальшого погіршення економічного положення і зростання соціальної напруги.

Процес перерозподілу ресурсів відповідно до напрямків нового етапу техніко-економічного розвитку приймає в умовах сучасної економіки характер затяжної структурної кризи і супроводжується глибокою депресією, у силу властивого корпораціям і приватним особам прагнення захистити зроблені вкладення, їхньої орієнтації на максимізацію поточного прибутку. Принципи такого техніко-економічного розвитку лежать у сфері господарських відношень. Існуючий господарський механізм в даний час забезпечує лише відтворення всіх сформованих технологічних систем. У ньому відсутні елементи, спрямовані на оперативний перерозподіл ресурсів в міру виникнення нових технологічних можливостей. У силу цього значна частина ресурсів стає задіяною у відтворенні застарілих технологічних систем, а розвиток нових технологій обмежується можливостями внутрішніх накопичень.

Основним методом, до якого дотепер зверталися в емпіричних дослідженнях закономірностей кон'юктурних коливань, є виділення трендів. Для цього використовуються різноманітні функції, що описують зміни економічних показників у часі. За допомогою звичайних статистичних процедур (методу найменших квадратів та ін.) підбираються параметри відповідної трендової функції, в якості якої використовують експоненціальні, лінійні, поліноміальні, логістичні та інші залежності, обумовлені фактичною динамікою показника, що вимірюється. Відхилення від трендів опрацьовуються за допомогою спеціальних функцій-фільтрів, після застосування яких динаміка багатьох економічних показників демонструє тимчасові коливання.

Більш прийнятним методом дослідження кон'юктурних коливань, на наш погляд, є перехід від показників, що спостерігаються, до перших різниць, які піддаються статистичному опрацюванню і різноманітним перетворенням (зведенню в квадрат, логарифмуванню за допомогою ковзних середніх і т. п.). Наявність квазіперіодичних відхилень від тренду, що більш-менш відрізняються один від

одного за формою та амплітудою, розглядається як доказ існування хвиль кон'юнктури. При цьому пошук, що продовжується, більш точних математичних методів виявлення квазіперіодичних тимчасових коливань сконцентрувався на проблемі побудови спеціальних функцій-фільтрів. Фільтром у даному контексті називається математичне ізоморфне перетворення вихідного ряду в новий, що елімінує коливання певної частоти [1].

Поширеним фільтром служить процедура вирівнювання динамічного ряду за допомогою ковзних середніх відповідної довжини. Зокрема, пропонується використовувати для виділення низькочастотних коливань спеціальні полосні фільтри, що дозволяють пропускати і затримувати коливання певної частоти [3,4,5]. Проте цей метод, на наш погляд, має ряд істотних хиб, основною з яких є можливість появи штучних коливань. Як показує практика досліджень тимчасових рядів, фільтр, адекватний задачі виділення хвилі, повинен елімінувати усі коливання з частотою меншою, ніж частота відповідної хвилі, і при цьому не змінювати її образу. Для встановлення наявності низькочастотних коливань пропонується також спеціальні фільтри, побудовані на основі припущень про характер розподілу відхилень від тренду, з наступними процедурами кон'юнктурно-статистичного дослідження залежностей, що конструюються на основі цих відхилень з метою перевірки гіпотез про природу кон'юнктурних хвиль [1].

Займаючись проблемами хвиль в економіці, ми зіткнулися з рядом труднощів у їхньому виявленні й аналізі. Так, виділення різноперіодичних коливань, як правило, пов'язане з необхідністю елімінування ефекту тимчасових процесів економічного росту, а в деяких випадках і потужних гармонік з достатньо коротким періодом коливань. Інша трудність виникає, коли в динаміці рядів, уже звільнених від тренду середнього, вплив тієї або іншої хвилі має менше значення, ніж більш швидкі періодичні зміни. Різноперіодні коливання в таких випадках виявляються за допомогою елімінування більш коротких циклів. Робиться це різними методами, але дотепер найбільш поширеними є алгоритми згладжування. При всіх гідностях цієї процедури вона має серйозні хиби: досліднику повинен бути заздалегідь відомий період коливань, що "вичищаються" із вихідної статистики ("бази даних").

Багатьох утруднень, пов'язаних із видаленням тренду середньо-

го, згладжуванням, а також виявленням у досліджуваних процесах тимчасового запізнювання, вдається уникнути, використовуючи техніку спектрального аналізу, що і є, на наш погляд, найбільш прийнятним методом дослідження кон'юнктурних коливань. Спектральний аналіз дає частотний розклад процесу і тим самим дозволяє виявити та відокремити систематичні коливання, властиві процесу, від випадкових стрибків, оцінити їхній період і ступінь впливу на динаміку досліджуваного процесу.

В реальних економічних процесах знаходять висвітлення, як закономірності, так і випадковості. У динамічних рядах це проявляється у вигляді різких коливань із постійно мінливим періодом та амплітудою, що накладаються на основну тенденцію розвитку. Графіки таких рядів нагадують графіки суми синусоїд, що мають різноманітні періоди й амплітуди. Помічена подібність призвела до думки про можливість формальним методом виділити періодичності в динаміці процесу.

Без сумніву, реальний економічний процес не є сума суворо періодичних складових, але, якщо розглядати його сплески в середньому за період, то у випадковостях часто виявляється закономірність, близька до суворої періодичності. Спади і підйоми, "нанизані" на основну тенденцію, виявляються сумою складових гармонік, періодичних у середньому по деякому інтервалу частот із постійними в середньому амплітудами і фазами. Для вивчення закономірностей, прихованих у стохастичі економетричних процесів, використовується теорія тимчасових рядів, на основі якої весь тимчасовий ряд розглядається як одна реалізація, обрана випадковим чином зі статистичного ансамблю вибірових функцій. Такий ряд упорядкованих випадкових величин прийнято називати випадковим процесом [3].

В загальному випадку такий процес описується спільною щільністю ймовірності для $X(t_1), \dots, X(t_n)$, де $t_1, \dots, t_n$ — довільні моменти часу. На практиці часто буває достатнім знати математичне очікування (μ), дисперсію (σ^2) і функцію автоковаріації (γ), тобто

$$\mu = \int_{-\infty}^{\infty} X \times f(x) dx, \quad (1)$$

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (X - \mu)^2 \times f(x) dx, \quad (2)$$

$$\gamma(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} (X_{t_1} - \mu)(X_{t_2} - \mu) \times f(X) dx. \quad (3)$$

приведені характеристики дають оцінки параметрів у кожний момент часу за вибіркоким простором $(-\infty \leq X(t^*) \leq \infty)$. Складність роботи з економічними процесами полягає в тому, що дослідник розпоряджується тільки одним спостереженням у кожному з цих моментів.

У такій ситуації очевидна проблема: яким чином по одній реалізації оцінити статистичні характеристики випадкового процесу?

Для деякої підмножини випадкових процесів, як-то: процесів, які досягли деякої статистичної рівноваги, — стаціонарних процесів — розроблена математично суворі теорія, що дозволяє одержувати кон'юнктурно-статистичні характеристики по єдино доступній нам реалізації. Тому для стаціонарних тимчасових рядів у теоретичних і практичних дослідженнях слід, на наш погляд, застосовувати ще одну кон'юнктурно-статистичну характеристику — функцію спектральної щільності. Вона переносить вивчення процесу з тимчасової області в частотну, у багатьох випадках являючись більш корисною, для опису процесу, ніж автоковаріаційна функція, яку складно інтерпретувати через сильну залежність сусідніх оцінок [3,4].

Функція спектральної щільності $S(f)$ (ФСЩ) і функція автоковаріації $\gamma(\tau)$, що несуть у собі інформацію про періодичні залежності процесу, пов'язані взаємним перетворенням Фур'є. Для дійсного стаціонарного дискретного процесу цей зв'язок виражається формулою:

$$S(f_i) = 1/2\pi \left[\gamma_0 + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} \gamma(\tau) \times \cos 2\pi \times f_i \times \tau \right], \quad (4)$$

де $S(f_i)$ — оцінка ФСЩ; $\gamma(\tau)$ — автоковаріація з лагом τ ; N — довжина ряду; f_i — частота коливань.

В загальному випадку будь-який кінцевий дискретний процес можливо представити розкладенням у ряд Фур'є у вигляді суми синусів і косинусів, що збігається в кожній точці зі значенням вихідного ряду:

$$X(t) = A_0 + \sum_{i=1}^{n-1} A_i \times (\cos \omega_i \times t - \varphi) + A_n \times \cos \omega_n \times t, \quad (5)$$

де $\omega_i = 2\pi \times f_i$; f_i — основна частота, обумовлена довжиною ряду $f = 1/N$. Використовуючи теорему Парсеваля, можна показати, що дисперсія ряду уявима у вигляді суми квадратів амплітуд:

$$1/N \times \sum_{i=1}^N (X_i - A_0)^2 = \frac{1}{2} \times \sum_{i=1}^{n-1} A_i^2 + A_n^2, \quad (6)$$

що представляє собою гармоніки, на які розкладений ряд $X(t)$.

Реальні економічні процеси дуже рідко містять суворі періодичні складові. Як правило, вони представляють суміш регулярних і нерегулярних підйомів та спадів, що відображають як чисто випадкові одиничні імпульси, так і внутрішню властиві закономірності, які проявляються з певною ймовірністю і систематичністю. Причому систематичність, якщо вона є присутньою, має характер коливань, близьких до періодичних.

Пошук методів, що призводять до зниження середньоквадратичного відхилення оцінок спектральної щільності, призвів нас до ідеї включення вагових множників $q(k)$, що називаються спектральними вікнами. В даний час існує достатньо багато різноманітних видів вікон, що згладжують значення функції спектральної щільності й оцінок, які забезпечують її спроможність. Кожне вікно має свої гідності та хиби, і вибір використовуваного вікна залежить від особливостей та цілей розв'язуваної задачі. У наших розрахунках ми використовували вікно Тьюки-Хеннінга [3]:

$$q(k) = \begin{cases} 1/2 \times (1 + \cos(\pi k/\tau)), \\ 0, k \neq 1, \dots, \tau; \end{cases} \quad (7)$$

і вікно Парзена [1]:

$$q(k) = \begin{cases} 1 - (6k^2/\tau^2) \times (1 - k/\tau), 0 \leq k \leq \tau/2; \\ 2 - (1 - k/\tau^2) \times \tau/2 \leq k \leq \tau. \end{cases} \quad (8)$$

Оцінки спектральної щільності, отримані з ваговими множниками, на наш погляд, більш "докладні". Побудована за їх допомогою ФСЩ виглядає більш зазубленою, хоча може мати піки в сусідніх частотах, що не завжди відображає наявність у досліджуваному процесі близьких за періодом гармонійних складових. Крім того, можливо одержати негативні оцінки спектру, що вкрай незручно і потребує додаткового опрацювання ряду. З метою підвищення

надійності оцінок, виходячи з того, що з ростом лагу τ значення $\gamma(\tau)$ розраховуються на усе зменшуваний кількості даних, необхідно використовувати усічену функцію автоковаріації.

Кінцева формула ФСЦ, таким чином, прийме вигляд:

$$S(f_i) = 2 \left[1 + 2 \sum_{k=1}^{L-i} q(k) \times r(k) \times \cos(\pi_i \times k) / 2L \right], \quad (9)$$

де $i = 0, \dots, 2L$; $r(k) = \gamma(k)/\gamma(0)$ — значення функції автоковаріації; $f_i = \omega_i / 2\pi$; $\pi_i / 2L$ задає розбивку частотного інтервалу; $q(k)$ — спектральне вікно.

У ході дослідження ми прийшли до висновку про можливість використання вищеописаного інструментарію при аналізі показників ринку машин та устаткування, що дають узагальнюючу характеристику економічного росту і стану його кон'юнктури. До них ми віднесли: індекс цін виробників, індекс обсягів виробництва відповідних видів продукції, приріст розміру продуктивності праці, рівень безробіття і динаміку фонду оплати праці в галузі.

Проведений аналіз індексу цін регіональних виробників (ІЦВ) машин та устаткування за період з 1988 року по 2000 рік вказує на чітку хвилюподібність його динаміки (рис. 2). У ньому відображаються тимчасові тенденції економічного розвитку: ціни падають у знижувальних короткочасних фазах і ростуть у підвищувальних. Крім цього, ми побачили, що після видалення з ряду ефекту інфляції, найменшого значення (мінімуму) рівень цін на ринку машин та устаткування досягає в 1989 році, а найбільшого — в другій половині 1995 року.

В підтвердження отриманих ще Н. Д. Кондратьєвим висновків про відсутність тренду в більшості ціннісних показників, ми спостерігаємо майже повну відсутність тренду середнього приблизно до середини 1995 року. Слід також відзначити, що рівень показника в критичних точках кожної хвилі збільшується відповідно від хвилі до хвилі, тобто ми спостерігаємо деякий тренд у дисперсії. Хоча в перших двох хвилях він незначний ми не можемо вважати досліджуваний процес стаціонарним. Скорочення періоду підвищення рівня досліджуваного показника (процес стає більш різким), яке спостерігається, наскільки значне, що навіть на основі графічного аналізу ми можемо зробити висновок, що починаючи з кінця минулого десятиліття, рівень цін виробників машин та устаткування стійко зростає.

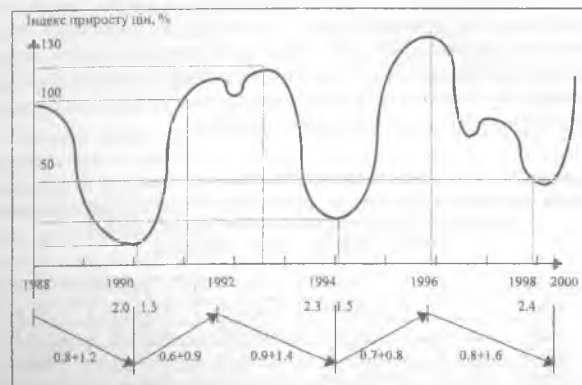


Рис. 2. Динаміка індексу приросту цін виробників машин та устаткування в Україні (1991=100%). Інфляційний період елімінування з 1992 року з використанням коефіцієнту Маршала

Спектральний аналіз ряду підтверджує наше припущення про нестационарність процесу: уся потужність ФСЦ зосереджена в окрузі нульової частоти. Нестационарність ряду пов'язана, насамперед з різким ростом індексу цін і скороченням періоду їхнього підвищення в заключних фазах хвилі, що спостерігаються. В усіх випадках ФСЦ має послідовність сплесків, які свідчать про складну структуру динаміки процесу.

Порівняння абсолютних значень ФСЦ у відповідній частоті виявлення циклічних складових дозволяє визначити вплив компонентних гармонік на динаміку процесу і виділити найбільш значимі (табл. 1). Значення ФСЦ у нульовій точці достатньо велике. Частково це пояснюється трендом у дисперсії, хоча він не настільки значний, щоб викликати таку реакцію ФСЦ. Тому в даному випадку це пояснюється ще й переливом потужності піка ФСЦ із достатньо близької до нуля частоти. Це, в свою чергу, свідчить про те, що ми одержали грубу оцінку періоду внаслідок занадто великих частотних інтервалів в окрузі нуля, що не дозволяють у достатній мірі оцінити гармоніку, яку спостерігаємо на графіку індексу цін регіональ-

них виробників машин та устаткування (рис. 2). Таким чином, проведений нами спектральний аналіз індексу цін на машини та устаткування на інтервалі 1988-2000 років підтверджує існування коротких хвиль у їхній динаміці. З порівняння розмірів сплесків ФСЦ ми одержали, що її дисперсія грає визначну роль у динаміці ряду, проте оцінка періоду довжини хвилі занадто груба.

Таблиця 1

Періоди по убаванню та оцінка спектральних потужностей (в дужках) індексу цін виробників машин та устаткування України (ПЦВ), його приростів (Δ ПЦВ) та 6-річних ковзних середніх (ПЦВ_с) (1988 — 2000 рр. — вікно Парзена)

Показники	L	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄
ПЦВ	10	5,8(2,9)	6,0(0,53)	4,5(0,6)	3,5(1,8)
ПЦВ	8	5,8(3,3)	6,0(0,68)	4,5(0,7)	3,5(1,7)
Δ ПЦВ	10	3,5(2,8)	5,8(2,9)	4,6(3,6)	3,5(2,2)
Δ ПЦВ	8	3,6(3,09)	6,01(3,2)	4,5(4,1)	3,5(2,0)
ПЦВ _с	10	8(2,8)	6,05(0,28)	4,5(0,37)	3,5(1,05)
ПЦВ _с	8	7(2,3)	6,04(0,3)	4,5(0,4)	3,5(1,07)

Спектральна функція, побудована для приростів індексу цін на машини та устаткування, взятих за період 1988-2000 років, підтвердила існування усіх виявлених для вихідного ряду періодичних складових, крім низькочастотної компоненти. Безумовно, що перехід до приростів не дозволяє виділяти довгі хвилі, тому що в динаміці ряду на перший план висуваються зміни в сусідніх точках і ФСЦ реагує насамперед на них. У ряді приростів індексу цін виробників машин та устаткування сама потужна гармоніка має період 3. 5 року, за нею слідують 4. 6, 5. 8 року.

За результатами спектрального аналізу ми бачимо, що в динаміці ряду нарівні з діловими циклами присутня довга хвиля, але її внесок у дисперсію процесу непомірно менший, і ФСЦ самого ряду індексу цін виробників машин та устаткування не відображає її. З цього слідує, що індекс цін виробників машин та устаткування в Одеському регіоні протягом усього досліджуваного періоду не має тренду середнього.

Отриманий висновок призвів нас до думки про доцільність перетворити лише останні ділянки кожної фази ряду, що забезпечують нестационарність усього процесу. Для видалення тренду серед-

нього була використана ідея виключення інфляційного ефекту. Індекс інфляції був поділений на коефіцієнт Маршала [3]. Це перетворення дозволило, на наш погляд, виключити спотворюючий вплив інфляційного росту цін, що обумовлений ростом грошової маси.

Поданий графік (рис. 2) перетвореного ряду індексу цін регіональних виробників (ПЦВ) машин та устаткування, спектральні оцінки якого за період з 1988 року по 2000 рік відображено в табл. 2. Вони свідчать про те, що вплив низькочастотних коливань на розвиток досліджуваного процесу посилюється. Це пояснюється досить значним відносним ростом індексу цін наприкінці кожної фази хвиль кон'юнктури, що спостерігаються.

Таблиця 2

Періоди по убаванню та оцінка спектральних цільностей (в дужках) продуктивності праці (ПП), індексу обсягів виробництва машин та устаткування (ІОВ) та фонду оплати праці у галузі (ФОП), отримані для різних переутворень ряду (1988 — 2000 рр. — вікно Парзена)

Показники	L	Тренд	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄
ПП — $\hat{f}(t)$	10	(8,7)	8,4(0,21)	6,07(0,66)	4,0(2,58)	3,7(0,2)
ПП — $\hat{f}(t, t^2)$	10	(8,3)	8,2(0,41)	6,1(0,7)	4,0(2,13)	3,7(0,32)
ПП _{t+1} — ПП _t	7	(5,6)	—	6,5(3,1)	4,5(2,9)	3,0(5,9)
Ін ПП — $\hat{f}(t)$	8	(6,7)	—	6,6(0,4)	4,7(2,9)	3,6(0,15)
ІОВ _{t+1} — ІОВ _t	5	(4,8)	—	6,5(0,5)	5,0(3,1)	3,8(3,75)
Ін ІОВ — $\hat{f}(t)$	7	(6,8)	8,6(0,9)	6,7(4,8)	5,5(4,2)	3,5(0,26)
ФОП — $\hat{f}(t, t^2)$	5	(3,7)	—	6,8(0,28)	4,6(0,15)	—
Ін ФОП — $\hat{f}(t)$	6	(4,2)	8,3(3,2)	7,0(5,8)	4,2(0,8)	3,6(0,09)

Вибір 5-річної середньої для згладжування ряду був зроблений на основі отриманого в усіх варіантах розрахунків стійкого сплеску в частоті з T=6. 0. Крім зазначених циклів, нами були виділені цикли 4. 5 року і швидкої гармоніки 3. 5 року. На частоту з T=3. 5 року вказували також А. Кичин і Й. Шумпетер, представляючи її як 40-місячний цикл, пов'язуючи його з чергуванням врожайного і неврожайного років, що, в свою чергу, знаходить відображення на ринку машин та устаткування [5].

Аналізуючи динаміку індексу цін виробників машин та устаткування, в якій очевидні хвилі, що спостерігаються, ми використовували спектральну техніку. При цьому нами переслідувалися дві цілі. Перша — одержати достатньо повне уявлення про динаміку ряду

і закономірності його формування, і друга — за допомогою ФСЦ дати оцінку тенденцій, що формують досліджуваний економічний процес, який віддалено нагадує періодичну складову, період якої навіть не укладається в довжину ряду три рази. Отриманий нами досвід говорить про те, що сплеск ФСЦ в низьких частотах не варто ігнорувати. Він є відгуком ФСЦ на тривалу тенденцію, близьку до періодичної. Ці оцінки корисні для елімінування (із рядів тривалих тенденцій) з метою уточнення періодів більш коротких циклів кон'юнктури. Оцінки в інших частотах частіше усього зручно уточнювати, переходячи до приростів.

Крім зазначеного показника нами була досліджена динаміка ряду рівня продуктивності праці (ПП), індексу обсягів виробництва відповідних видів продукції (ІОВ) і фонду оплати праці (ФОТ) у даній сфері за період з 1988 року по 2000 рік.

На відміну від індексу відпускних цін регіональних виробників (ІЦВ) машин та устаткування, усі три вищевказані показники на усьому аналізованому тимчасовому інтервалі мають нелінійний знижувальний тренд середнього. Тому для одержання достовірних оцінок ФСЦ (у низьких частотах) необхідно виключити тренд середнього або хоча б зменшити більш тривалі закономірності.

З цією метою нами була проведена серія розрахунків із поступовим збільшенням ступеня поліному, що апроксимує тренд, і спектральним аналізом залишків. Підвищення ступеня поліному завжди пов'язано з небезпекою перевертання циклічної динаміки. На практиці всі етапи необхідно супроводжувати побудовою відповідних графіків, що дозволяє контролювати деформацію ряду при переході від аналізу ряду до аналізу його відхилень від тренду. Апроксимація трендів поліномом другого і третього порядку та видалення їх із рядів несуттєво зменшили нестаціонарність, хоча і дозволили в деяких випадках одержати спектральні оцінки по всьому діапазоні частот. Наприклад, у відхиленнях від рядів продуктивності праці поліноміального тренду другого і третього ступеня були отримані піки ФСЦ у частотах із $T=6,5; 4,8; 3,7$. При цьому найбільш сильний сплеск спостерігався в частоті $T=4,8$ років.

Елімінування лінійно-логіфімічного тренду з ряду продуктивності праці виявилось менш вдалим. Відхилення прологіфімованого ряду від середньої тенденції, отриману за допомогою регресії

на час, виявилися ще більш нестаціонарними, ніж у попередніх розрахунках.

Динаміка ряду продуктивності праці в галузі, що виготовляє машини та устаткування, не описується узагальненою схемою прямоування економічних показників. Тому нам представляється неправильним оцінювання тренду в усіх економічних процесах у вигляді логістичної кривої, як це припускається, особливо в рядах продуктивності праці.

Найбільш точні оцінки для цього ряду ми одержали, перейшовши до приростів. У їхній динаміці була виявлена 7-річна складова, яка у ряду продуктивності праці "схована" за загальною тенденцією зниження і, можливо, більш довгою хвилею. Вплив цієї закономірності незначний. Сама потужна з гармонік спостерігається в динаміці приростів ряду продуктивності праці (ПП) — п'ятирічна, а потім і 3-5-річна (рис. 3). Трендів середнього і дисперсії ряд приростів ПП не має. Дійсно, графіки показників, особливо його приростів, мають достатньо часті різкі підйоми і спади. Щоб полегшити дослідження в низьких частотах, ми згладжували ряд 3-5-річної ковзної середньої. Проте остаточної відповіді про тривалість тенденцій у динаміці ряду ПП у галузі по виробництву машин та устаткування, в силу його відносної стислості, отримано не було.

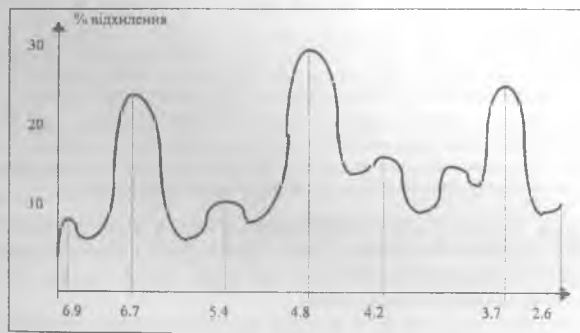


Рис. 3. ФСЦ ряду приростів продуктивності праці в галузі по виробництву машин та устаткування України, взятому за період з 1988 по 2000 р. р. (параметри розрахунків: $L=7$, 0, вікно Парзена)

При аналізі динаміки індексу обсягів виробництва машин та устаткування України підвищення ступеня поліному, що апроксимує тренд, дозволило нам виділити складові з періодами 3, 8 і 5, 5 року. Перехід до ряду приростів виявив лише слабкий сплеск ФСЦ у частоті з $T=6, 5$. Нелінійний характер розвитку процесу позначається навіть на змінах перших різниць. Елімінація лінійного тренду у вигляді поліному із прологарифмованого ряду індексу обсягів виробництва відповідних видів продукції, крім вже отриманих оцінок, виявило 8-річну залежність (табл. 2). Так само як і при аналізі ряду ПП, це перетворення в ще меншій мірі, ніж всі описані вище, збавляє нас від тренду середнього. На графіку досліджуваних відхилень (рис. 4) після 1990 року спостерігається достатньо сильний тренд середнього до зниження.

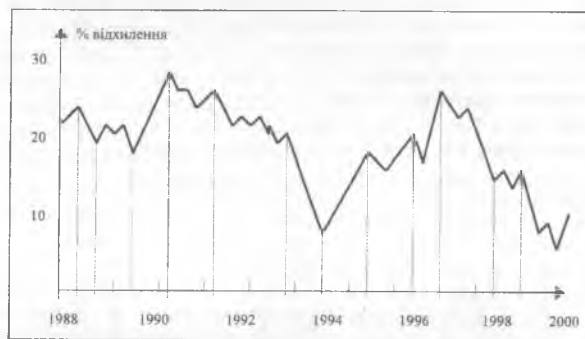


Рис. 4. Відхилення фактичної динаміки ФОП на ринку виробників машин та устаткування України від лінійно-логарифмічного тренду

Таким чином, ми встановили важливу роль у динаміці індексу обсягів виробництва машин та устаткування 4,8- 5,6-річних періодичностей, джерелом яких ми вважаємо флуктуації в товарних і матеріальних запасах, а також майні.

Циклічна структура ФОТ в галузі, що виготовляють машини та устаткування, багато в чому збігається зі структурою розглянутих показників, приходячи реакцією на періодичність вищевказаних складових. Вилучивши із ряду поліноміальний другого порядку

тренд, при $L=10$ і різноманітних вікнах, ми одержали слабку оцінку ФСЦ у частоті з $T=7, 0$ років. Величина оцінки ФСЦ у нульовій частоті свідчить про те, що позбутися від тренду середнього нам не вдалося, але вирішення задачі стало можливим після елімінації лінійно-логарифмічного тренду (табл. 2). В результаті зроблених розрахунків отриманий ряд не містить тренду середнього, і в ньому не проглядаються тривалі тенденції (рис. 4). Спектральний аналіз даного показника показав, що динаміку відхилень значною мірою визначає 7-річна циклічна складова, і на її фоні в структурі процесу виділяються 3, 6 і 4, 2-річні періодичності.

Отже, оцінки спектральної щільності, в основі яких лежить спосіб виключення тренду, є достатньо прийнятними методами дослідження кон'юктурних коливань. При цьому багатьох утруднень, пов'язаних із видаленням тренду середнього, а також виявленням у досліджуваних процесах тимчасового запізнення вдається уникнути, використовуючи техніку спектрального аналізу. Він дозволяє виявити та відокремити систематичні коливання, властиві процесу, від випадкових стрибків і оцінити ступінь їхнього впливу на динаміку досліджуваного процесу. Це дає можливість оцінити складову гармоніку, періодичну лише в середньому, по частотному інтервалу.

Література

1. Аукундинок С. П. О теориях неравномерности технического прогресса // Экономика и математические методы. — М., 1986. — Т. 2. — Вып. 5. — С. 190.
2. Вопросы конъюнктуры. Приложение к журналу "Экономический бюллетень Конъюнктурного института" / Под ред. Н. Д. Кондратьева. — М.: Финансовое издательство НКФ СРСР, 1925. — С. 176.
3. Длинные волны. Научно-технический прогресс и социально-экономическое развитие / Под ред. Клименко Л. Г. — Новосибирск: Наука. Сибирское отделение, 1991. — С. 233.
4. Доси Г. Технические перемены, институциональные преобразования и экономическая динамика // Регулярные научно-технические процессы и условия долговременного развития. — Новосибирск: Наука, 1985. — С. 340.
5. Статистика рынка товаров и услуг / Под ред. И. К. Беляевского. — М.: Финансы та статистика, 1995. — С. 429.