ЖУРНАЛ
ЄВРОПЕЙСЬКОЇ ЕКОНОМІКИ
Том 4 (№ 2). Червень 2005
Видання Тернопільської академії народного господарства



*Економічна теорія*

Тімотей ЯГРІЧ,
Себастьян СТРАШЕК

# СПІЛЬНІ НАПРЯМКИ ПОЛІТИКИ СИНХРОНІЗАЦІЇ ФАЗ ЕКОНОМІЧНОГО ЦИКЛУ ПОСТКОМУНІСТИЧНИХ КРАЇН

## Резюме

Розглянуто моделі економічних циклів перехідного періоду за допомогою багатовимірного спектрального аналізу. Досліджено, чи перехідний період в Словенії і Хорватії характеризувався значною активізацією економічної діяльності, що відповідає циклу ділової активності, і чи ці цикли співпадають із циклами у ЄС. На нашу думку, у Словенії цикли економічної діяльності максимально наближені до європейських. У Хорватії ж спостерігається відсутність типової компоненти, характерної для циклу економічної діяльності країн ЄС. Для підтвердження результатів, отриманих у результаті багатовимірного спектрального аналізу, ми також провели тест причинності за Грейнджером. Згідно з обраними критеріями, в основу яких покладено показник відставання, Словенія за фазами економічного циклу відстає від країн ЄС на 1 місяць. Ці дані стосовно Хорватії підтверджує також і тест

© Тімотей Ягріч, Себастьян Страшек, 2005.

Ягріч Тімотей, кафедра кількісного економічного аналізу, факультет економіки і бізнесу, Університет Марібор, Словенія.
Страшек Себастьян, кафедра економічної політики, факультет економіки і бізнесу, Університет Марібор, Словенія.

*Переклад Галини Демченко.*

причинності за Грейнджером. Ми не могли знайти якогось суттєвого зв'язку між економічною діяльністю Хорватії і країн ЄС.

## Ключові слова

Економічний цикл, багатовимірний спектральний аналіз, синхронізація причинності за Грейнджером.

## 1. Вступ

Нещодавні дослідження (Аттіс і Жанг, 1999) відношення механізму курсу обміну (ERM) Європейської монетарної системи (EMS) до міжнародного економічного циклу стосовно синхронізації циклічних рухів виявили, що економічний цикл країн ERM найбільш співпадає з циклом Німеччини. На основі аналізу економічного циклу Словенії і Хорватії ми дотримуємося такого ж припущення і висуваємо наступні гіпотези:

1. Для Словенії і Хорватії ряд має включати циклічну компоненту, що відповідає визначенню економічного циклу за Мітчеллом і Бернсом, і має таку ж частоту, як економічний цикл у Німеччині.

2. Економічний цикл Словенії і Хорватії має синхронізуватися з економічним циклом Німеччини.

Такі висновки підтверджують загальноприйняту точку зору, яка зустрічається в літературі, що економічні цикли у фазі інтеграційних процесів у результаті інтенсивної міжнародної торгівлі, відкритості фінансових ринків і світових потоків капіталу все більше синхронізуються з цільовим інтеграційним блоком. Артіс і Жанг (1999) говорять про високий рівень синхронізації економічних циклів ЄС і Німеччини. А тому ми вирішили обрати Німеччину як країну-орієнтир.

Ми перевірили гіпотези синхронізації циклічності на даних кожного місяця за період 1991–2001 рр. Це дало можливість зазначити, що спектральний аналіз може бути цінним інструментом для вивчення економічних циклів. Дивіться, наприклад, роботи Сарджента (1987), Енгланда, Персона і Свенсона (1992), Рейтера (1995) і Войтека (1997). Він також застосовувався для вивчення існування циклів у моделях RBC Ватсона (1993), Содерлінда (1994), Коглі і Нейсона (1995), Вена (1998). Для визначення критерію згоди моделей RBC Ватсона (1993) цей метод було запропоновано як економетричний. Для вивчення взаємозв'язку між економічними циклами Німеччини, Словенії та Хорватії ми вибрали метод багатовимірного спектрального аналізу. Цей метод використовують для визначення сили впливу довжини хвилі на економічні показники.

## 2. Аналітична структура

Завдання кількісного визначення спільних з економічним циклом рухів є концептуально важким. Бернс і Мітчелл (1946) квантифікували спільні рухи з точки зору випередження та відставання на зламі кризи кожного ряду відносно відповідного циклу і з точки зору показника їх співпадання. Останню роботу було зосереджено на другому моменті спільного розповсюдження відсоткового ряду. Наприклад, Гіманс (1973) підсумував синхронність циклів, визначивши фази частоти, що домінує в економічному циклі. Саме такий підхід, де головну увагу зосереджено на другорядних властивостях ряду, застосований тут.

Для застосування багатовимірного спектрального аналізу бажано мати щонайменше 200 спостережень й економічні показники мають бути постійними. Якщо $\{y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ – сталі величини, то випадковий *n*–вимірний вектор має середній вектор $E(y_t) = \mu$ і дисперсійно-коваріаційну матрицю, виражену формулою

$$\Gamma(\tau) \equiv E[(y_t - \mu)(y_{t-\tau} - \mu)] \tag{1}$$

Якщо послідовність дисперсійно-коваріаційних матриць $\{\Gamma_\tau\}_{\tau=-\infty}^{\infty}$ абсолютно збігається і $z$ є комплексною величиною, матриця автоковаріацій визначає функцію $y_t$ наступним чином:

$$F_y(z) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \Gamma(\tau) z^\tau, \tag{2}$$

де $F_Y(z)$ – матриця комплексних чисел, розмірності $n \times n$.

Якщо ми виразимо в числах дисперсійно-коваріаційну матрицю при значенні $z = e^{-i\omega\tau}$, поділеному на $2\pi$, то отримаємо багатовимірний спектр – спектральну щільність взаємокореляційної функції

$$S_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \Gamma(\tau) e^{-i\omega\tau}, \tag{3}$$

де $S_y(\omega)$ – $(n \times n)$ матриці. Діагональні елементи її визначають спектральну щільність потужності окремих процесів, вони є дійсними та невід'ємними величинами для всіх *w*. Величини, які перебувають поза діагоналлю, визначають взаємний спектр. Взаємний спектр – це, загалом, комплексна величина у кожній частоті. Якщо візьмемо випадок, коли *y* = [*y*1 *x1*], де $\{y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ і $\{x_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ – два взаємопов'язані постійні випадкові процеси з постійною спектральною щільністю потужності, то багатовимірний спектр буде

$$S_y = \begin{bmatrix} S_{yy}(\omega) & S_{yx}(\omega) \\ S_{xy}(\omega) & S_{xx}(\omega) \end{bmatrix} = \frac{1}{2\pi} \begin{bmatrix} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{yy}(\tau) e^{-i\omega\tau} & \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{yx}(\tau) e^{-i\omega\tau} \\ \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(\tau) e^{-i\omega\tau} & \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{xx}(\tau) e^{-i\omega\tau} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Як зазначалося раніше, взаємний спектр – величина комплексна. Для визначення цієї величини використаємо полярний розподіл. Отже, взаємний спектр можна подати як дві реальні величини: спільний спектр і квадратуру спектру:

$$S_{yx}(\omega) = co_{xy}(\omega) + i\, qu_{yx}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{yx}(\tau) \cos(\omega\tau) + i \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{yx}(\tau) \sin(\omega\tau). \quad (5)$$

Спільний спектр між $y_t$ і $x_t$ при частоті $\omega$ виражається коваріацією між $y_t$ і $x_t$, що характерно для циклів з частотою $\omega$. Квадратура спектра між $y_t$ і $x_t$ пропорційна частині коваріації між $y_t$ і $x_t$ завдяки частотності $\omega$ циклів. Цикли з частотою $\omega$ можуть бути важливими як для $x_t$, так і для $y_t$ окремо, що виражено великими величинами для $S_x(\omega)$ і $S_y(\omega)$, але вони не можуть породжувати значної одночасної коваріації між змінними, тому що за певних даних два ряди перебувають у різних фазах циклу. Наприклад, змінна $x_t$ може пізніше, ніж $y_t$, відреагувати на економічний спад. Квадратура спектра потребує даних щодо підтвердження таких позафазових циклів.

Економічні цикли характеризуються високим рівнем співвідношення між декількома макроекономічними змінними впродовж усіх фаз циклу. Аналіз багатовимірних часових рядів у частоті, що домінує, можна використовувати для аналізу даного явища за допомогою зв'язку (*Coh*) і фази (*Ph*):

$$Coh(\omega) = \frac{\left|S_{yx}(\omega)\right|^2}{S_{yy}(\omega) S_{xx}(\omega)}, \qquad 0 \le Coh(\omega) \le 1$$
$$Ph(\omega) = \operatorname{atan}\left(\frac{qu(\omega)}{co(\omega)}\right), \qquad lead / lag = \frac{Ph(\omega)}{\omega} \quad (6)$$

Зв'язок між двома або більше часовими рядами можна використовувати для вимірювання рівня, до якого впродовж економічного циклу прямують множинні часові ряди. У фазі при частоті $\omega$ $y$ випереджає $x$. Існує близька спорідненість між концепцією фази двох часових рядів і вивченням показників випередження, співпадання та відставання економічного циклу. Більше того, концепція фази тісно пов'язана з концепцією причинності за Вайнер-Грейнджером (Грейнджер, 1980; Грейнджер, 1988).

Спільним для них є те, що взаємний спектр не дає змоги виявити закономірних зв'язків. Це тому, що в першоознаках немає достатньо інформації, щоб отримати криву правильної поведінки. Для вирішення цієї

проблеми не допоможе і використання довших рядів. Відповідь тут одна – застосування процедур згладжування і фільтрації. Як правило, фільтрацію застосовують тоді, коли з'являються ознаки затратного ресурсу. Її використовують з метою відокремлення і відтворення. Сигнал відокремлення потрібно застосовувати тоді, коли він спотворений шумом. А знак відтворення – коли сигнал спотворюється дією інших чинників. Приклад вирішення цієї проблеми можна бачити в Лукаса (1972), де раціональні фактори вирішують проблему відокремлення і відтворення сигналу, що дає змогу оптимально відреагувати на зміну цін там, де її не очікують, і де такі зміни приводять до зміни загального рівня цін на реальний попит на окремому ринку.

Хоча діаграма спектральної щільності є асимптотично незміщеною оцінкою спектру, вона не постійна. Про методи згладжування функцій спектральної щільності, які дістали назву спектральних вікон, в літературі з'явилося багато розробок. Проте для вирівнювання циклічного піку не варто застосовувати лише метод згладжування.

Для аналізу економічних змінних величин потрібно мати короткі і, особливо, нестійкі часові ряди. Щоби перевірити, чи спектр окремих змінних є стабільним (для взаємного спектру ми використовували оцінювання за Велшем, яке належить до непараметричних методів), ми ввели методи підпростору, відомі під назвою надвисокої здатності. Ці методи слугують для оцінки компоненти частоти сигналу спостереження, що базується на аналізі власних чисел або розкладі власних чисел матриці співвідношення. Дані методи найкраще підходять для коротких сигналів, вони є ефективними для виявлення синусоїд, прихованих у шумі, особливо коли сигнал на коефіцієнт шуму низький. У нашому випадку ми обрали метод класифікації сигналу (MUSIC), який загалом використовують для його цифрової обробки. Для додаткового підтвердження результатів, отриманих оцінкою зв'язку та фази, ми також вдалися до тесту причинності за Грейнджером.

## 3. Дані

Помісячні дані промислової продукції отримані з Банку Словенії (2001), Європейського Центрального Банку (2001), Дойче Бундесбанк (2001) та Інституту Економіки Загреба (2001) за період з січня 1991 р. по вересень 2001 р.

*Таблиця 1.*

**Результати дослідження незмінних даних промислового виробництва**

| Коефіцієнт: | ($\rho$–1) | $\Lambda$ | $\alpha$ | *ADF* |
|---|---|---|---|---|
| SLOSA | –0,102138<br>(–1,705967) | –0,486705<br>(–5,624749) | 9,945391<br>(1,726474) | –1,705967 |
| SLOSAHP | –0,680244<br>(–5,744431) | –0,205232<br>(–2,227017) | –0,122836<br>(–0,405501) | –5,744431 |
| CROSA | –0,125676<br>(–2,080821) | –0,398333<br>(–4,379440) | 13,54788<br>(2,090006) | –2,080821 |
| CROSAHP | –0,622601<br>(–5,256318) | –0,157049<br>(–1,612279) | –0,001295<br>(–0,003852) | –5,256318 |
| GERSA | 0,014685<br>(0,420257) | –0,521215<br>(–5,881761) | –1,263067<br>(–0,378521) | 0,420257 |
| GERHP | –0,375271<br>(–4,174619) | –0,364768<br>(–4,138464) | –0,061358<br>(–0,415437) | –4,174619 |

Критичні величини МакКіннона ($N$ = 106):

–3,4928 при 1% позначеного рівня;
–2,8887 при 5% позначеного рівня;
–2,5811 при 10% позначеного рівня.

Примітка:

В кожній галузі спочатку маємо величину коефіцієнта, а потім *t*-статистику.

SLOSA Промислове виробництво (Словенія) – дані, незалежно від сезону.
SLOSAHP Промислове виробництво (Словенія) – дані, незалежно від сезону та з вилученим трендом HP.
CROSA Промислове виробництво (Хорватія) – дані, незалежно від сезону.
CROSAHP Промислове виробництво (Хорватія) – дані, незалежно від сезону та з вилученим трендом HP.
GERSA Промислове виробництво (Німеччина) – дані, незалежно від сезону.
GERSAHP Промислове виробництво (Німеччина) – дані, незалежно від сезону та з вилученим трендом HP.

Майже кожен часовий ряд показує вплив пори року на його рух. Використання місячного ряду може призвести до абсолютно неправильних висновків щодо подальшого розвитку досліджуваного явища. І тому для відокремлення сезонних компонентів від інших потрібно застосовувати особливі процедури. Звичайно, бажано і необхідно домогтися тут, щоби ряди не втрачали своїх характеристик. Загальновідомим прикладом методу ковзних середніх є Метод II – з 1968 р. версія XII. Головним недоліком даного методу, що є також і недоліком усіх інших традиційних методів, полягає в тому, що не береться до уваги той факт, що сезонний компонент має стохастичний характер і що він пов'язаний з іншими компонентами. Отже, краще використовувати сезонні моделі ARIMA (Bundesbank, 1999). Незважаючи на те, що було розроблено декілька програм зазначених методів, в емпіричній

частині нашого дослідження ми користувалися програмою XII ARIMA (Статистика Канади, 1999).

Постійність часових рядів є звичайним явищем, особливо в період стабільності. Непостійні часові ряди можуть бути «типової спектральної форми» за Грейнджером (1966), і тоді неможливо виявити частоту економічного циклу. Диференціація часових рядів може усунути непостійність, але і тут є свої недоліки (Чаремза і Демен, 1992). Крім того, диференціація також впливає на довготермінові зв'язки між економічними змінними.

Перевірку постійності було проведено двома стадіями. Спочатку ми перевірили початкові ряди. На другій стадії ми змінили напрям. Перевірка несезонних даних показала, що ряди не є постійними, якщо до моделі не входить напрям. Коли ж напрям присутній, ряд стає незмінним. Ось чому потрібно було заново моделювати спостережувані ряди при подальшій перевірці. Оскільки застосування різних форм диференціації може призвести до негативного впливу на результати подальшої перевірки, ми вирішили виключити довготерміновий лінійний напрямок, застосувавши фільтрацію за Годрік-Прескотом ($\lambda = 14400$ – запропонована величина для показника за місяць).

Обговорення в Канові (1998) та Бернсайді (1998) виявили, що різні методи вилучення тренду виділяють різні рівні зміни частот даних, і що багато умовних факторів дуже чутливі до методів вилучення тренду. Оскільки ми застосовуємо однакову для всіх рядів техніку, на нашу думку, цей метод дає хороші результати.

## 4. Результати і заключні зауваження

Головне, що випливає з останніх наукових досліджень (Бергман, Бордо, Йонунг, 1998), – це те, що рівень співвідношення випуску продукції у розвинутих країнах з часом збільшується. Більшість суттєвих співвідношень належить до післябреттонвудського періоду. Спільні циклічні рухи реального ВВП в країнах з часом передбачають зростання міжнародних зв'язків. Деякі автори відзначають, що моделі кореляції з часом зазнають змін. Ангелоні і Дедола (1998) стверджують, що коефіцієнт співвідношення ВВП Німеччини до ВВП інших європейських країн був набагато більшим у 1993–1997 рр., ніж у 1986–1992 рр. Кларк і Шін (2000), Імбс (1998), Кругман (1993) та багато інших говорять, що тим вищий буде рівень кореляції економічних циклів, чим подібнішими будуть виробничі структури. Певні індустріальні шоки спричиняють більше однакових рухів у регіонах з однаковими виробничими структурами, ніж у тих, де такі структури є різними. Промислові структури країн із перехідною економікою все більше пристосовуються до структур розвинутих країн. Показовими в цьому процесі синхронізації є Словенія та Хорватія. Фактично всі економіки переживають періодичні ко-

ливання економічної діяльності, яка триває від декількох чвертей року до декількох років. Існує явна тенденція, коли економічні цикли розвинутих країн рухаються разом. У нашому досліджені ми намагалися виявити, чи відповідають цим тенденціям Словенія і Хорватія. Ми використали помісячні показники промислового виробництва (1999 = 100), припускаючи, що вибраний ряд представлятиме економічну діяльність. Такий вибір дав нам змогу отримати для емпіричного тестування достатню кількість спостережень. Оскільки часовий ряд має бути незмінним і не включати тренду, з початкового часового ряду довготерміновий тренд було вилучено.

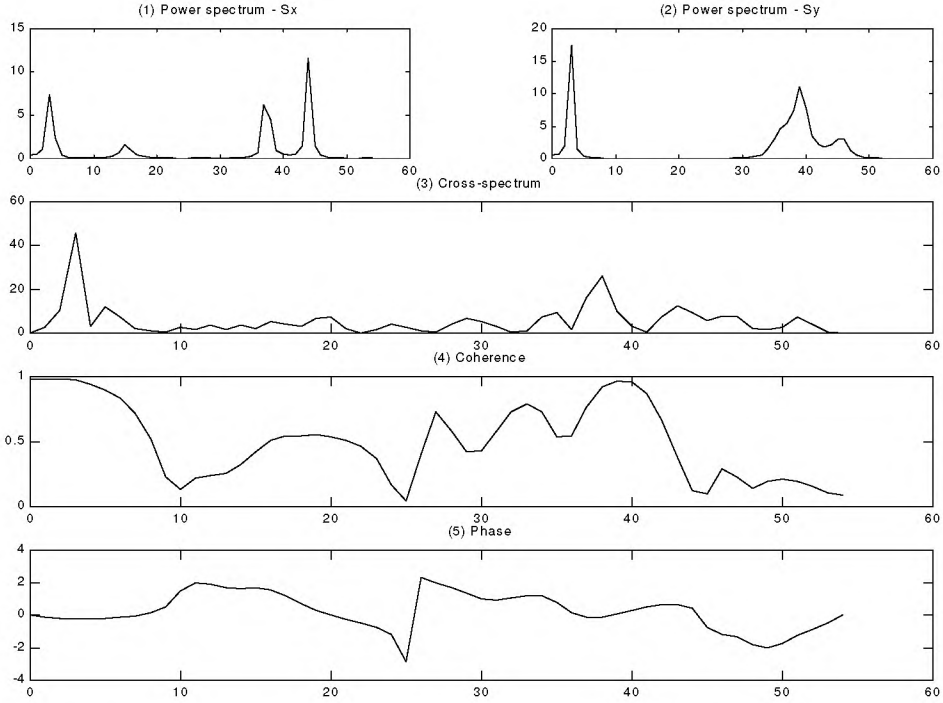
Результати даних перевірки Словенії подано на рис. 1. Перший графік являє собою діаграму спектральної щільності показників промислового виробництва Словенії (1999 = 100). Пік спектру припадає на частоту 36 місяців. Крім того, спектр промислового виробництва має ще дві вершини на вищих частотах, котрі можна охарактеризувати як сильний стохастичний компонент вибраного часового ряду. Другий графік – діаграма спектральної щільності промислового виробництва Німеччини. І знову ми бачимо один спектральний пік тієї ж частоти, але він проявляється (divergence) сильніше. Як і у випадку зі Словенією, можна бачити ще один спектральний пік на вершині частоти, що є типовим для стохастичного компоненту. Таким чином, підтверджується перша гіпотеза стосовно Словенії: частота циклічного компонента відповідає довжині типового економічного циклу за Мітчеллом і Бернсом та є характерною для обидвох країн.

За допомогою спектрального аналізу ми змогли визначити тривалість економічного циклу в Словенії за період з 1991 до 2001 рр. На основі результатів проведених аналізів можемо зробити висновки, що перші роки перехідного періоду були для Словенії типовою депресією перебудови. І це не дивно, оскільки економіка країни зазнала занепаду через значну втрату ринків – розвал системи ринків країн РЕВ, війну в затоці та крах югославського міжнародного ринку. Все це істотно вплинуло на економічну діяльність і фінансовий стан економіки. Різко впало виробництво: на 9,3% в 1991 р. і на 6% – в 1992 р.

Згідно з нашими дослідженнями, червень 1993 р. став дном спаду і початком нового циклу (ми використали трансформацію інверсії реального дискретного компонента Фур'є). Це підтвердив і Менсінгер (1995), який також вирахував, що в середині 1993 р. Словенія досягла дна депресії. Відродження, яке почалося після цього, можна пояснити збільшенням загального попиту, коли помірне зростання зарубіжного попиту співпало з різким підвищенням внутрішнього. Пік настав у січні 1995 р. Цю зміну можна пояснити «голландською хворобою» і борговою кризою словенської економіки. Відділ статистики Республіки Словенії у 1994 р. провів опитування стосовно бізнес-трендів і на основі отриманих даних також передбачив пік. У статистичному звіті йшлося про те, що попит на експорт постійно погіршувався, з жовтня 1994 р. показник дифузії постійно зростав (у жовтні він становив 34%, а в грудні – 43%).

*Рисунок 1.*

**Результати спектрального аналізу (Словенія–Німеччина)**




Примітки: 1. Power spectrum – спектральна щільність потужності.
2. Power spectrum – спектральна щільність потужності.
3. Cross-spectrum – взаємний спектр.
4. Coherence – зв'язок.
5. Phase – фаза.
На осі *x* – величини частот.

Кінець першого циклу настав у січні 1996 р. У другій половині року економічний розвиток поліпшився, переважно завдяки економічному відродженню Європи і кращій експортній конкурентоспроможності. На думку дослідників Інституту макроекономічного аналізу і розвитку (1997), експортна конкурентоспроможність (у вимірі одиниць затрат на робочу силу у валютному кошику) в 1996 р. зросла на 7,3%, тоді як на ринку в 1995 р. вона впала на 11,9%. Підвищення конкурентоспроможності відбулося внаслідок зростання продуктивності, зниження податкового тягару на заробітну плату і реальне зниження вартості долара.

Прискорення рівня зростання світової економіки загалом та економіки Європейського Союзу зокрема спонукало економіку Словенії в 1997 р. до ще більшого розвитку. Головним фактором збільшення експорту в 1997 р. за умов неполіпшеної конкурентоспроможності стала економічна діяльність економічних партнерів, що зросла. Того ж року між соціальними партнерами було досягнуто консенсусу щодо заробітної плати. Таким чином, було прийнято механізм політики доходів, який успішно працював за умови, що продуктивність праці відставала від зростання заробітної плати.

Спад економічного зростання та ринку експорту найважливіших торгових партнерів в останньому кварталі 1997 р. і впродовж 1998 р. затримав збільшення словенського експорту і також перешкодив розвитку економіки. Надзвичайно високий показник експортного коефіцієнта (0,6) пояснює високий ступінь чутливості словенської макроекономічної діяльності до змін збільшення експорту. Проте, уповільнення циклу в 1998 р. не було несподіванкою, оскільки на Європу поширилися заразні впливи Азійської кризи.

Діаграма щільності взаємокореляції (третій графік рис. 1) підтверджує гіпотезу взаємозв'язку між циклічними компонентами промислового виробництва Словенії і Німеччини. Пік спектру, знову ж таки, настає за частоти в 36 місяців. Пік статистично визначений, оскільки підтверджується максимальною величиною зв'язку за вибраної частоти (статистично визначеними величинами зв'язку є всі величини, більші за 0,5) (четвертий графік рис. 1).

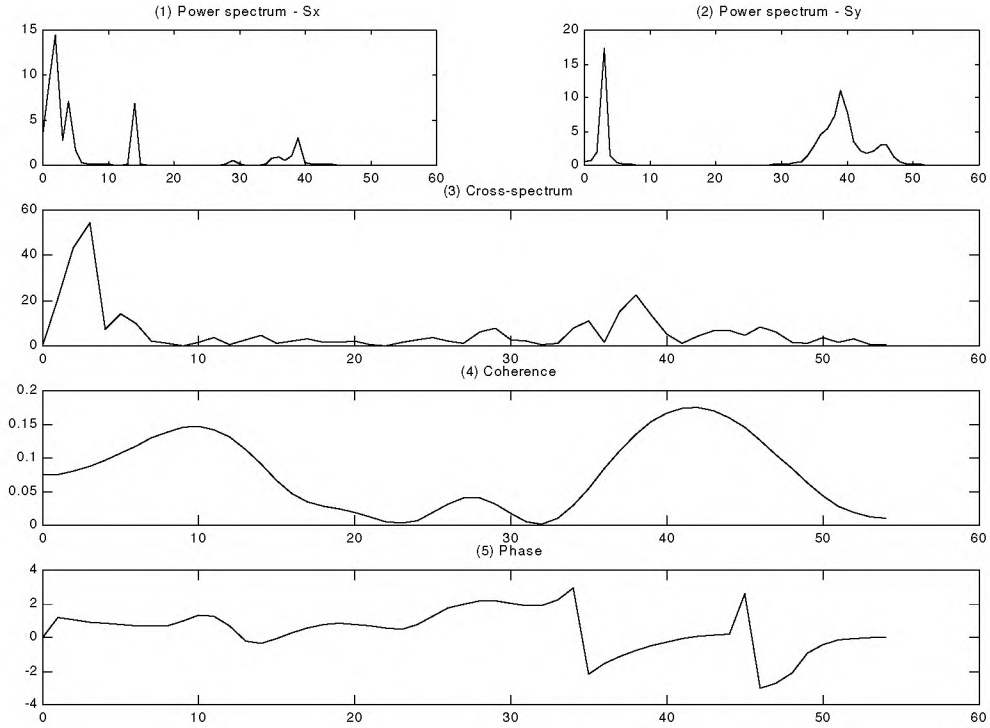
На п'ятому графіку зображено відставання в часі між коливаннями циклічних компонентів Словенії і Німеччини. За визначеної частоти в 36 місяців різниця між циклічним компонентом Словенії та середнім часовим відставанням становить 1,2 місяці. Відставання в часі між компонентами циклу є несуттєвим, а отже, наші результати – міцна підтримка другої гіпотези.

Результати даних Хорватії показано на рис. 2. Діаграма спектральної щільності показників промислового виробництва Хорватії (1999 = 100) показує, що при частоті 54 і 27 місяців матимуть місце дві важливі спектральні вершини. Спектр промислового виробництва за вищих частот має також додаткові вершини (піки), які пояснюються потужними сезонними та стохастичними компонентами вибраного часового ряду. Ці результати підтверджують припущення, що на економічний цикл Хорватії істотний вплив має туристична діяльність. На другому графіку зображено діаграму спектральної щільності промислового виробництва Німеччини. Тут можна виділити один спектральний пік з частотою в 36 місяців. Отже, першу гіпотезу стосовно Хорватії можна підтвердити лише частково, тобто, існують два потужні циклічні компоненти, які відповідають довжині типового економічного циклу за Мітчеллом і Бернсом, але довжина його не така, як у випадку Німеччини.

Діаграма взаємокореляційної щільності (третій графік рис. 2) показує, що не існує сильної залежності між економічними циклами Хорватії і Німеччини. Пік спектру припадає на частоту 36 місяців, але це не статистичний показник, що підтверджується незначною величиною зв'язку (менше, ніж 0,5) за певної частоти (четвертий графік рис. 2).

*Рисунок 2.*

**Результати спектрального аналізу (Хорватія–Німеччина)**




На п'ятому графіку зображено відставання в часі між коливаннями циклічних компонентів Хорватії і Німеччини. Оскільки не спостерігається суттєвої частоти, не варто визначати взаємозв'язок – випередження/відставання. Результати лише показують, що Хорватія у своїй економічній діяльності відстає від Німеччини на всіх частотах економічного циклу. Бленчард і Ватсон (1986) привернули увагу до значних шоків, які, поруч з меншими, впливають на макроекономічну нестабільність. Ймовірно, великий шок настає під час нерівномірних інтервалів. Прикладом такого випадку може бути війна. Такі події, їх прямі та непрямі впливи додатково збільшують диверсифікацію та нерівномірність економічного циклу.

Початкові умови перехідного періоду в Хорватії значно відрізнялися від умов в інших колишніх соціалістичних країнах. На відміну від Словенії, найбільш несприятливим фактором для економічного зростання Хорватії стала війна. Економічні події Хорватії на початку 1990-х мали всі ознаки депресії перехідного періоду: спад виробництва, що випереджав сподівання щодо

стабілізації, скорочення зайнятості і, відповідно, зниження життєвого рівня, висока інфляція. Накопичені фіскальні проблеми, поспішна лібералізація торгівлі і цін, величезне скорочення торгівлі з колишніми югославськими республіками – все це призвело в 1993 р. до найвищої серед країн з перехідною економікою інфляції (1149,7%) та до сукупного спаду виробництва (37%) за період 1989–1993 рр. Економічне відродження розпочалося в 1994 р., рік після відродження Словенії. Економічні збитки, яких зазнала Хорватія від війни, пригнічували економічну діяльність, так що ВВП та рівень промислового виробництва в 1995 р. становив 71,4%, а в 1990 р., відповідно, 61,1% (WIIW, 1996). Саме цим пояснюється незвично довге дно економічного циклу.

На ступінь синхронізації економічних циклів у країнах впливає декілька факторів. По-перше, економічні цикли малих країн із відкритою економікою, які мають тісні торговельні зв'язки з економічно потужними країнами, ймовірно, будуть з ними синхронізуватися, утворюючи при цьому більші, закритіші економіки. Випадок Словенії підтверджує це судження. Високий ступінь синхронізації з німецьким циклом можна віднести за рахунок зростання відкритості словенської економіки за період незалежності та збільшення частки ЄС у зовнішній торгівлі цієї країни (табл. 2). Ми припускаємо, що хорватський цикл синхронізувався в меншій мірі, оскільки на початку 1990-х у країні розгорнулися військові дії, які до кінця 1990-х рр. мали великий вплив на економіку.

По-друге, ступінь, з яким співвідносяться рухи внутрішнього попиту в країнах, залежить від того, чи всі економіки перебувають під тим самим (однаковим) тиском, і чи ступінь, до якого рівняються всі країни, відповідає тій самій політиці (OECP, 1995). З одного боку, процес наближення до ЄС поглиблює економічну інтеграцію між Словенією і Хорватією, а з іншого – представляє членів ЄС. Потреба в запровадженні спільної політики зросте без сумніву, а отже, під впливом цього фактора відбудеться синхронізація економічного циклу.

*Таблиця 2.*

**Регіональний склад зовнішньої торгівлі Словенії та Хорватії (2000)**

| Регіон | Експорт (у % до загального експорту) | | Імпорт (у % до загального імпорту) | |
|---|---|---|---|---|
| | Словенія | Хорватія | Словенія | Хорватія |
| ЄС (15) | 66,11 | 54,51 | 67,74 | 55,59 |
| Німеччина | 30,73 | 14,25 | 19,88 | 16,37 |
| Італія | 13,76 | 22,31 | 16,60 | 17,01 |
| Франція | 5,74 | 2,47 | 10,84 | 5,03 |
| Австрія | 7,28 | 6,61 | 7,93 | 6,67 |
| CEFTA | 7,27 | 13,80 | 8,37 | 14,77 |

Джерело: Банк Словенії (2001), Інститут Економіки, Загреб, (2001).

По-третє, перехід до режиму обмінного курсу, за якого рух валют стосовно одна одної суттєво сприяє десинхронізації. Отже, фактором синхронізації є твердий курс, або єдина валюта. Система обмінного курсу і рух валюти в Словенії та Хорватії на наступні роки буде регулюватися ЄС та ЄМС, тож з цієї точки зору також очікується синхронізація з циклами Німеччини та ЄС. Такі тенденції збігаються з сучасними тенденціями Європи, коли членство в ERM допомагає відділенню економічного циклу наблизитися до країни-орієнтира системи.

Висновки, зроблені в цій статті, базуються на результатах емпіричних досліджень. Як уже згадувалося, ми використали в даному прикладі багатовимірний спектральний аналіз. Цей інструмент найкраще спрацьовує для аналізу довгих відрізків за даних високої частоти в умовах стабільності режимів. У нашому випадку дані охоплюють лише період з 1990 р. Оскільки в 1990 р. колишня Югославія від'єдналася, цей рік не можна було включити в приклад. З іншого боку, результати виглядають занадто стабільними. Ми перевірили єдиний спектр кожного часового ряду двома методами: непараметричний метод Вела та метод багатофакторної сигнальної класифікації (MUSIC), що належать до параметричних методів. Всі вони дали той самий результат (на прохання авторів було представлено результати).

Щоб и додатково підтвердити результати багатовимірного спектрального аналізу, ми також застосували тест причинності за Грейнджером. Результати представлено в табл. 3. Згідно з критерієм вибіркового відставання, як показано в табл. 3, економічна діяльність Словенії відстає від економічної діяльності Німеччини на 1 місяць. Крім цього, було виявлено інші суттєві відставання, однак статистичний показник $F$ є значно нижчим. Тест причинності за Грейнджером також підтверджує результати Хорватії. Нам не вдалося знайти суттєвого зв'язку між економічною діяльністю Хорватії та Німеччини.

Застосований метод часової інваріантності також слугує серйозним припущенням. Дані взяті з країн з перехідною економікою, в яких змінюються структури. Коли у нас буде більше даних, було б корисно провести дослідження за Сарджентом і Коглі (2001) з використанням байесовських методів для визначення вектора авторегресій зі зміщеними параметрами та заданого зміщення в щільності спектра дисперсійно-коваріаційних оцінок. Застосування цих методів дасть нам змогу проаналізувати, як за період спостереження змінився зв'язок у вибраних країнах.

*Таблиця 3.*

**Тест причинності за Грейнджером за 1991–2001 рр.**

| Нульова гіпотеза: | Відставання | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| SLO причинності не спостерігається GER | 1,38727 (0,24190) | 1,18045 (0,31190) | 0,67938 (0,56703) | 0,54216 (0,70519) | 0,43592 (0,82222) | 0,61354 (0,71878) |
| GER причинності не спостерігається SLO | 8,32234 (0,00488) | 2,11344 (0,12685) | 1,33921 (0,26700) | 2,17244 (0,07917) | 2,73332 (0,02484) | 2,55124 (0,02630) |
| CRO причинності не спостерігається GER | 0,01715 (0,89611) | 0,61365 (0,54365) | 0,85827 (0,46603) | 1,56926 (0,19015) | 1,40618 (0,23099) | 1,22004 (0,30527) |
| GER причинності не спостерігається CRO | 1,98100 (0,16265) | 1,36546 (0,26056) | 1,54365 (0,20905) | 1,53074 (0,20080) | 1,78101 (0,12616) | 1,50703 (0,18707) |
| | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| SLO причинності не спостерігається GER | 0,80490 (0,58587) | 1,14268 (0,34614) | 0,92287 (0,51107) | 0,97720 (0,47179) | 0,87371 (0,56988) | 0,77864 (0,66963) |
| GER причинності не спостерігається SLO | 4,60091 (0,00026) | 3,84072 (0,00084) | 4,15609 (0,00027) | 3,34080 (0,00148) | 2,70915 (0,00646) | 2,20308 (0,02301) |
| CRO причинності не спостерігається GER | 1,01854 (0,42547) | 0,87960 (0,53797) | 0,69059 (0,71492) | 0,59668 (0,81085) | 0,50827 (0,89061) | 0,41309 (0,95267) |
| GER причинності не спостерігається CRO | 1,78001 (0,10404) | 1,66300 (0,12274) | 1,60219 (0,13221) | 1,13168 (0,35309) | 1,22044 (0,29297) | 1,11893 (0,36278) |

Примітка: У кожній галузі спочатку подана *F*-статистична величина, а потім – рівень позначення (символа, знаку).

SLO Промислове виробництво – Словенія.
CRO Промислове виробництво – Хорватія.
GER Промислове виробництво – Німеччина.

Стаття надійшла до редакції 16 лютого 2005 р.