



Міжнародна економіка

Джон РІГАС,
Джорджіос ТЕОДОСІО,
Ніколас РІГАС,
Джордж БЛАНА

**ЕМПІРИЧНІ ДОСЛІДЖЕННЯ
ЗАКОНУ ОУКЕНА
ВІДНОСНО ЕКОНОМІКИ ГРЕЦІЇ**

Резюме

Метою цієї статті є дослідження впливу закону Оукена на економіку Греції в період 1960–2007 років. Результати аналізу моделі «першої різниці» свідчать про обернену пропорційність між рівнем безробіття та приростом ВВП. Хоча кількісні показники Закону Оукена та форма цієї пропорційності у випадку Греції цілком відрізняються від показників стосовно інших країн Євросоюзу. Це частково пояснюється невідповідністю між темпами зростання виробництва у Греції та інших країнах ЄС [Франція та Іспанія]. Більше того, перевірки, проведені з використанням фіктивної змінної, свідчать про те, що коефіцієнт Оукена для Греції в період з 1980 до 2007 року відрізняється від коефіцієнта періоду 1960–1980 років. Зрештою, для порядкової змінної $k = 2$, застосовуємо тест причинності Клайва Грейнджера, який показує, що \log ВВП Грейнджера (LNGDP) спричиняє безробіття (UN).

© Джон Рігас, Джорджіос Теодосіо, Ніколас Рігас, Джордж Блана, 2011.

Рігас Джон, магістр з обліку та фінансів Технологічного Освітнього Інституту Ларіси, Греція.
Теодосіо Джорджіос, доцент кафедри бізнес-адміністрування Технологічного Освітнього Інституту Ларіси, Греція.

Рігас Ніколас, професор кафедри бізнес-адміністрування Технологічного Освітнього Інституту Ларіси, Греція.

Бланас Джордж, професор кафедри бізнес-адміністрування Технологічного Освітнього Інституту Ларіси, Греція.

Ключові слова

Закон Оукена, рівень безробіття, статистичність, коінтеграція, причинні зв'язки.

Класифікація за JEL: E24, E29.

1. Вступ

Навіть якщо поступово зменшуються розбіжності між величиною ВВП на душу населення Греції та середньостатистичним значенням ВВП країн Євросоюзу, значний розрив між цими двома величинами все одно спостерігається. Поза сумнівом, що два цих явища, конвергенція доходів та дивергенція середньостатистичного значення ВВП країн Євросоюзу, пов'язані з рівнем безробіття, що існує; безробіття зменшилося за останні десятиліття, і тим самим спровокувало виникнення конвергенції. Насправді, темпи безробіття традиційно були високими і продовжують перевищувати середньостатистичне значення ВВП країн Євросоюзу.

Застосування відповідних стратегій для продовження зменшення рівня безробіття, в той час як збільшується випуск продукції, – це одне з основних завдань відповідних директивних органів на регіональному та національному рівнях (Kolokontes та Chatzitheodoridis, 2008), (Loizou et al, 1997). Важливо з'ясувати, чи існує взаємозв'язок між безробіттям та обсягом виробництва. Цей взаємозв'язок у науці відомий як закон Оукена (Оукен, 1962, 1970), який говорить про те, що існують негативні емпіричні взаємозв'язки між змінами в темпах безробіття та реальним рівнем ВВП.

Закон Оукена названо на честь економіста Артура Оукена, який у 1962 році описав взаємозв'язок між змінами у темпах безробіття та змінами реального ВВП. Економісти здавна цікавляться фундаментальним взаємозв'язком між безробіттям та зростанням об'ємів виробництва. Оукен (1962) переформулював цей взаємозв'язок у статистичний взаємозв'язок, показавши ступінь, стосовно якого відсоток безробіття негативно пов'язується з реальним зростанням обсягів виробництва (ВВП). Він також зазначав, що існують інші фактори, які пов'язують рівень безробіття та реальний обсяг виробництва (Altig та Rupert, 1997). Наприклад, спад темпів виробництва призводить до зростання числа працівників та продуктивності праці і відповідно до збільшення обсягів виробництва. Використавши ВВП Сполучених Штатів Америки, Оукен доводить, що рівень безробіття знижується (зростає) на 1 % порівняно з природним рівнем безробіття, тоді як реальний обсяг виробництва зростає (знижується) приблизно на 3 % упродовж року.

Оукен запропонував два варіанти визначення цього взаємозв'язку: модель першої різниці та модель «втрат». Згідно з першою моделлю, взаємо-

зв'язок між натуральним логарифмом реального об'єму виробництва (y_t) та рівнем безробіття (u_t), визначається як:

$$(y_t - y_{t-1}) = a + b(u_t - u_{t-1}) + e_t \quad (1)$$

де a – це постійна складова витрат, b – коефіцієнт Оукена, а e – залишковий член. Для того щоб вищезазначене рівняння було правильним, потрібно дотримуватися двох правил: по-перше, два часових ряди у виразі повинні бути незмінними, по-друге, якщо два часових ряди не є незмінними, вони повинні коінтегруватися з метою уникнення хибної регресії (Hamilton 1989). Традиційно використовуємо тест Дікі-Фуллера для коінтеграційних тестів та стаціонарності.

Модель «вtrat» визначається таким відношенням:

$$(y_t - y_t^*) = a + b(u_t - u_t^*), \quad (2)$$

де y_t^* – це натуральний логарифм потенційно можливого об'єму виробництва, u_t^* – природний рівень безробіття (NAIRU).

На думку вчених Гарріса та Сілверстоуна (2001), закон Оукена є теоретично та емпірично важливим. З теоретичної точки зору, закон Оукена, який сягає своїми витокami ще кейнсіанства, разом з кривою Філіпса є ключовими елементами при виведенні кривої сукупної пропозиції; з емпіричної точки зору, «коефіцієнт Оукена – це важливий показник у прогнозуванні та розробці економічного курсу» (Harris та Silverstone, 2001; Villaverde, J. та Maza, A., 2007).

Досягнення європейського ринку праці спонукало Джима Лі (2000) дослідити, чи є дієвим закон Оукена в економічному середовищі. Він дійшов висновку, що закон Оукена є дієвим для більшості країн. Вчений заявив, що, крім неоднорідності коефіцієнта серед країн ОЕСР, спостерігається суттєвий порив до структурних змін у взаємозв'язках закону Оукена.

Обсяг емпіричних досліджень закону Оукена істотно збільшився після виходу публікації Prachowny (1993). Упродовж двох останніх років декілька вчених намагалися дослідити динаміку обсягів виробництва та ринку праці, використовуючи регіональний вимір при аналізі взаємозв'язків між обсягом виробництва та рівнем безробіття (Freeman, 2000; Christopoulos, 2004; Adanu, 2005; José Villaverde and Adolfo Maza, 2007).

Мета цієї статті – дати оцінку коефіцієнту Оукена, використовуючи модель першої різниці та тимчасову змінну для того, щоб визначити структурні зміни в аналізованій період. Дуже важливо знати, наскільки інтенсивно рівень безробіття впливає на обсяг виробництва, більш того, досліджується стабільність закону Оукена. Проаналізувавши стабільність закону Оукена, ми спостерігаємо взаємозв'язок між ВВП та рівнем безробіття. Крім того, дослідивши попит та пропозицію на ринку праці, ми маємо можливість визначити, чи є зміни у взаємозв'язках Оукена результатом попиту та пропозиції на ринку праці.

Зрештою, правомірність закону Оукена досліджуємо у порівнянні економік Греції, Франції та Іспанії; крім того, для цих трьох країн проводимо тест причинності Клайва Грейнджера між натуральним логарифмом ВВП (LNGDP_t) та рівнем безробіття (UN_t).

2. Джерела необхідної інформації щодо даного питання

2а. Дані

У статті використано дані щодо рівня безробіття та реального ВВП для трьох країн – Греції, Франції та Іспанії – і визначено коефіцієнт Оукена для кожної з цих країн з використанням методу першої різниці. Форма першої різниці, прийнята науковцем Маньківим (1994), відображає найоптимальніший спосіб досягнення стаціонарності. Модель «втрат», запропонована Гордоном (1984) та Хсінгом (1991), наприклад, передбачає можливість аналізувати «поведінку» часових рядів в економічному циклі. Буде доречним опрацювати два цих підходи.

Другий підхід не стосується головної мети цього дослідження, тому його буде опрацьовано в майбутньому.

ЄВРОСТАТ є джерелом необхідної інформації. Часові ряди є річними, і їхній діапазон – 48 років (1960–2007). Оукен використовує внутрішній валовий продукт у своїй праці. Хоча ним керувалося чимало науковців і до Оукена (Harris та Silverstone, 2001 та Moosa, 1997), а також і багатьма іншими елементами, що стосуються обсягів виробництва, включаючи аграрний сектор (Prachowny, 1993) та валовий державний продукт (Freeman, 2000 та José Villaverde та Adolfo Maza, 2007), Walsh (1999) встановив, що коефіцієнт Оукена є дуже чутливим до вибору інформації щодо реального продукту.

На графіку 1a та 1b показано натуральний логарифм ВВП та рівень безробіття, на графіках 2a та 2b – першу різницю натурального логарифму ВВП ($\Delta \text{LN}GDP_t = \text{LN}GDP_t - \text{LN}GDP_{t-1}$) та рівень безробіття ($\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$) у випадку Греції в період 1960–2007 років. Зворотна пропорційність між першою різницею та реальним ВВП та першою різницею і рівнем безробіття є очевидною на цих діаграмах. Перша різниця для двох змінних є відмінною в аналізованих періодах. Одночасні коливання у значеннях для цих двох змінних було представлено в 1973 році під час нафтової кризи у Греції, а також зі вступом Греції до Європейського Економічного Співтовариства в 1980 році. Це приводить нас до думки про існування структурних змін у коефіцієнті Оукена 1973 та 1980 років з використанням фіктивної змінної.

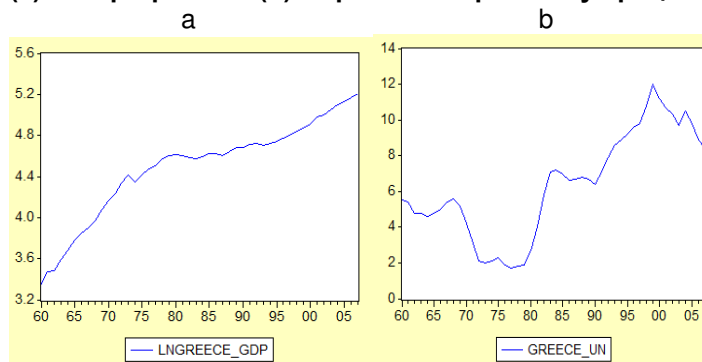
2б. Методологія дослідження

Оукен (1970) запропонував два варіанти трактування закону: модель першої різниці та модель «втрат» (Attfield та Silverstone 1997). Відповідно до моделі першої різниці, визначається взаємозв'язок між натуральним логарифмом реального обсягу виробництва (y_t) та рівнем безробіття (u_t). Для того щоб вищезазначена характеристика була правильною, потрібно, щоб вико-

нувалася хоча б одна з двох умов: часові ряди у виразі повинні бути стаціонарними; якщо ж вони нестационарні, то повинні коінтегруватися, щоб уникнути явища сумнівної регресії. Традиційний підхід до визначення стаціонарності та коінтеграції пропонує тест Дікі-Фуллера.

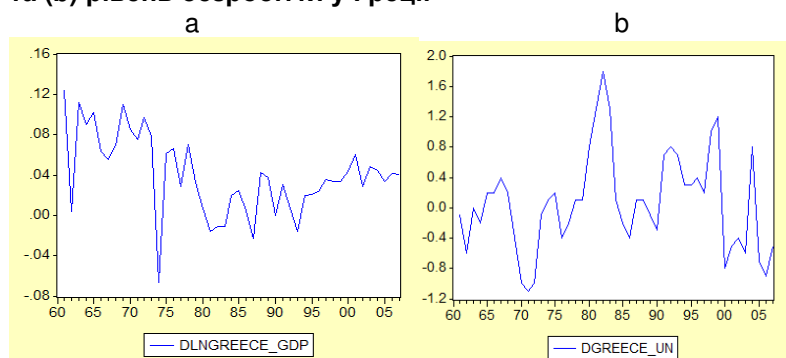
Графік 1

(а) Логарифм ВВП (b) та рівень безробіття у Греції



Графік 2

(а) Перша різниця натурального логарифму ВВП та (b) рівень безробіття у Греції



Для нестационарності ми досліджуємо існування кореневої одиниці у двох запропонованих змінних. Для кожної змінної ми припускаємо, що недостатню стаціонарність зумовлено результатом існування кореневої одиниці у своїй авторегресивній формі. Розширений тест Дікі-Фуллера використовувався для виявлення кореневої одиниці в кожній змінній системі. Три математичні форми моделей, що були використані для кожної змінної, подано нижче:

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + e_t \quad (5)$$

де $i = 1, 2, 3, \dots, p$ – кількість часових лагів, δ_0 , δ_1 , δ_2 та β_i , $i = 1, 2, 3, \dots, p$ – параметри, а t – це часовий тренд.

Припущення щодо трьох вищезгаданих моделей такі:

$H_0: \delta_2 = 0$ (ряд X_t включає в себе кореневу одиницю і, відповідно, є не-стаціонарним).

$H_a: \delta_2 < 0$ (H_0 не дійсний).

Припущення перевірялися за допомогою тестової статистики, використувалося критичне значення Маккінона (1991) з таблиці 1 Дікі-Фуллера. Тест Дікі-Фуллера показує, що асимптота розподілу t -статистики у перевірці статистичної значимості є залежною від кількості часових лагів залежною змінної. Що впливає на величину t -розподілу? Присутність або відсутність таких визначальних факторів, як часовий тренд та вільний член.

Кількість часових лагів повинна не допускати існування автокорелятивних похибок. Для визначення потрібної кількості часових лагів p ми використовуємо тест Бреуша-Годфрі, чи статистичний критерій множника Лагранжа. Більше того, у випадку моделі, а саме для визначення кількості часових лагів ми використовуємо критерії Акаїке та Шварца.

Було встановлено, що дві змінні ($y_t = \text{LNGDP}_t$ та $u_t = \text{UN}_t$) є стаціонарними в першій різниці, а також було проаналізовано, чи вони є коінтеграційними. Для визначення коінтеграції використовують два основні методи: метод Енгла-Грейнджера (1987) та метод Сорена Йохансена (1988). Перший метод належить до методів одного рівняння і будується на основі методу найменших квадратів (OLS), другий метод має стосунок до системи рівнянь, яка будується на основі методу максимальної правдоподібності. У першій категорії ми маємо приклад коінтеграції із двома змінними, у другій – більш ніж з двома. У другій категорії дослідження беруть собі за основу методологію моделі вектора авторегресії (VAR). Тому ми можемо визначити максимальну кількість коінтеграційних взаємозв'язків, які може мати досліджувана змінна. Це неможливо для першої категорії першого рівняння. Найчастіше використовується метод Сорена Йохансена (1988).

Моделі вектора авторегресії будують систему рівнянь, де всі змінні є внутрішньо зумовленими і де кожна змінна визначається як функція попереднього значення всіх змінних системи. Кількість попередніх значень (лагів) визначає сама система. Порядковий критерій VAR моделі створений з використанням критерія відношення правдоподібності (LR) та критерія Акаїке, Шварца, Ханна і Квіна (HQ).

$$\text{LNGDP}_t = a_{10} + a_{11} \text{UN}_{t-1} + a_{12} \text{UN}_{t-2} + b_{11} \text{LNGDP}_{t-1} + b_{12} \text{LNGDP}_{t-2} + u_{1t} \quad (6)$$

$$UN_t = a_{20} + a_{21}UN_{t-1} + a_{22}UN_{t-2} + b_{21}LNGDP_{t-1} + b_{22}LNGDP_{t-2} + u_{2t} \quad (7)$$

Зрештою, після визначення вектора моделі авторегресії (VAR моделі), ми можемо розглянути тест причинних зв'язків Клайва Грейнджера, який базується на дедуктивному доказі того, що майбутнє не може зумовлювати існування теперішнього чи минулого. На практиці тест існування причинних зв'язків пов'язується з VAR моделлю. А саме, щоб змінна X спричинила Y , коефіцієнти часових лагів X у рівнянні Y повинні значно відрізнитися від нуля, тоді як коефіцієнти часових лагів Y у рівнянні X не повинні істотно відрізнитися від нуля. Тест проводять, використовуючи F -розподіл Вальда для визначення значущості всіх коефіцієнтів часових лагів у відповідних змінних.

Надійність цього тесту залежить від порядку VAR моделі, а також від стаціонарності змінних, які беруть участь у рівняннях (6) і (7). Згідно з дослідженнями Geweke (1983), достовірність тесту причинності Клайва Грейнджера послаблюється, якщо змінні, які беруть участь у цьому тесті, є нестаціонарними. Пізніше Грейнджер удосконалив тест, беручи до уваги поняття коінтеграції. Як висновок, для застосування тесту причинності Клайва Грейнджера, ми повинні знати порядок відповідних VAR моделей. Порядок тестування VAR моделей відбувається за допомогою вже відомих нам критерія ймовірності (LR) та критерія Акаїке, Шварца, Ханна та Квіна (HQ).

3. Результати та обговорення

Згідно з дослідженнями Грейнджера та Ньюболда (1974), коли величина множинного коефіцієнта кореляції R^2 є високою, а величина статистики Дарбіна–Уотсона, зокрема, коли $R^2 > DW$, то є ймовірність, що регресія буде фіктивною. У цьому випадку доцільніше дослідити взаємозв'язки між першою різницею. Тести стаціонарності змінних величин створювалися за допомогою діаграм і методик кореневих одиниць. Графіки 1a та 1b виявили наступне:

1. Часові ряди натурального логарифму ВВП ($LNGDP_t$) за період 1960–2007 рр. демонструють повільну зростаючу тенденцію. Але також можливо, що вони є стаціонарними, тому що виражають логарифм ВВП.

2. Часові ряди рівня безробіття за період 1960–2007 рр. відображають інтенсивну тенденцію до спаду на початку 1970-х років, тенденцію до зростання для наступних двох десятиріччів і нарешті інтенсивні коливання між так званою спадною дивергенцією.

Використання логарифму ВВП замість ВВП для визначення коефіцієнта Оукена обґрунтовується таким чином: звичний процес, який відбувається з метою модифікування тенденції до зростання стаціонарності змінних величин, видозмінює відсоток цих змінних величин (Katos, 2004):

$$X_t = (X_t - X_{t-1}) / X_{t-1} \approx LN(X_t / X_{t-1}) \quad (8)$$

Часто інформація стосовно змінних виражається в логарифмі, для того щоб можна було враховувати множинний вплив змінних величин (Dritsaki,

2004). Також логарифмічні перетворення можуть утворювати стаціонарні часові ряди (Box та Jenkins, 1976). Відповідно до вищезазначеного:

$$\Delta \text{LNGDP}_t = \text{LNGDP}_t - \text{LNGDP}_{t-1} = \text{LN} \left(\text{GDP}_t / \text{GDP}_{t-1} \right) \approx (\text{GDP}_t - \text{GDP}_{t-1}) / \text{GDP}_t \quad (9)$$

де LNGDP_t = натуральний логарифм ВВП, а t = час.

Для того щоб визначити наявність кореневих одиниць, ми використовуємо такі критерії для відбору часових лагів: множинний коефіцієнт кореляції R^2 , якщо бути точним, то ступінь свободи ($adg - R^2$), критерій Акаїке (AIC) та Шварца (SBC), критерій максимізації логарифма правдоподібності та критерій Ханна та Квіна (HQ). Для перевірки автокореляції залишків u_t , використовуємо тест Бреуша–Годфрі чи, як альтернативу, множник Лагранжа (LM). Ми вибираємо специфіку моделі, яка визначається за допомогою більшості критеріїв. У таблиці, поданій нижче, демонструємо лише критерій Акаїке (AIC) та Шварца (SBC).

У таблиці 1 пропонуємо критичні значення для часових лагів $\rho = 0$ і для трьох форм рівняння 3, 4 і 5, для статистичної значимості 1 %, 5 %, і 10 % відповідно. Потрібно зазначити, що у випадку, коли кількість часових лагів вища, ніж $\rho = 0$, критичне значення у таблиці 1 різняться мінімально.

Таблиця 1

**Критичне значення Маккінена з таблиці Дікі-Фуллера
для тесту кореневих одиниць**

Форми рівняння	Статистична значимість		
	1 %	5 %	10 %
З константою, без тенденції	-2,62	-1,95	-1,61
Без константи, без тенденції	-3,58	-2,93	-2,60
З константою, з тенденцією	-4,15	-3,50	-3,18

У таблицях 2 і 3 згадано досліджувані рівняння 3, 4 та 5 для змінних моделі, а саме LNGDP_{UN} , а для часових лагів $\rho = 0$, $\rho = 1$ та $\rho = 2$. Тест Дікі-Фуллера досліджує існування кореневих одиниць для змінних LNGDP та UN на рівні цих змінних. Таблиця 2 демонструє результати існування кореневих одиниць на рівнях і в першій різниці логарифму ВВП (LNGDP_t) та означає, що:

- Логарифм ВВП є стаціонарним на початковому рівні з вказівкою на: константу без тренда та часового лагу.
- Логарифм ВВП у значеннях першої різниці є стаціонарним для всіх форм функцій Дікі-Фуллера з нульовим часовим лагом.
- Для всіх форм вибраних функцій і кількості часових лагів не спостерігається автокореляція для залишків, відповідно до критерію Бреуша-Готфрі та множника Лагранжа (LM).

Ми підсумовуємо, що логарифм ВВП є стаціонарним на початкових рівнях і в першій різниці. $\Delta \text{LNGDP} \sim I(0)$ – умова, яку потрібно виконати, щоб визначити коефіцієнт Оукена.

Таблиця 2

**Тест Дікі-Фуллера для визначення кореневих одиниць
у рівнях та першій різниці логарифму ВВП**

		Log ВВП					
Форми рівнянь	Статистика	Рівні			Перша різниця		
		Лаги			Лаги		
		$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$	$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$
Без константи, без тренду	DF/ADF	6,1765	2,9578	1,7934	-3,4120	-1,6762	-1,6402
	LM	6,7938	0,14844	0,5257E-3	2,9952	0,56914	0,49602
	[prob]	0,009	0,700	0,982	0,084	0,451	0,481
	Akaike	82,3980*#	86,1527*	86,4135*	82,0817*#	85,7533*	88,0149
	Schwartz	81,4729*#	84,3241*	83,7036*	82,0674*#	83,9466	85,3387
3 константи, без тренду	DF/ADF	-4,0264	-2,4484	-2,7343	-5,0038	-2,7470	-2,2017
	LM	1,4831	1,8957	0,88961	0,0014	0,6367	0,27800
	[prob]	0,223	0,169	0,346	0,970	0,801	0,598
	Akaike	91,1780	89,0923	89,88155	87,0905	87,0468	88,2157
	Schwartz	89,3278	86,3493	86,2022#	85,2618	84,3368	84,6473
3 константи, з трендом	DF/ADF	-3,1649	-2,3503	-3,4490	-5,3212	-3,1637	-2,1153
	LM	1,4565	1,1906	0,0181	0,6476	0,8137	0,13836
	[prob]	0,227	0,275	0,893	0,421	0,367	0,710
	Akaike	91,9453	89,3364#	92,1029	87,4944	87,2448	87,3688*
	Schwartz	89,1700	85,6791#	87,5863	84,7514	83,6315*	82,9084*

Примітка:

* визначає найкращу форму функції (тест вертикальної площини)

визначає найоптимальнішу кількість часових лагів (тест горизонтальної площини)

Курсив визначає найоптимальнішу стаціонарну характеристику. Дужки означають статистичну значимість.

У таблиці 3 показано результати існування кореневих одиниць на рівнях та в першій різниці темпів безробіття:

- Рівень безробіття на початковому рівні є нестационарним.
- Рівень безробіття у значенні першої різниці є стаціонарним для перших двох форм функцій Дікі-Фуллера (DF) з нулем; один і два часових лаги.
- Найоптимальнішолю формою функції (найоптимальніша характеристика) для значень першої різниці рівня безробіття є та, що з константою і без тренду і з двома часовими лагами (синій курсив). Крім того, не виникає проблем з автокореляцією, відповідно до статистики множника Лагранжа (LM).

З наведеного вище випливає, що рівень безробіття є стаціонарним у першій різниці. $\Delta UN \sim I(0)$ – умова, яку потрібно виконати, щоб визначити коефіцієнт Оукена.

Взаємозв'язок Оукена, у визначенні якого ми зацікавлені, представлений у першій різниці змінних $LNGDP_t$ та UN_t і виражається лінійним взаємозв'язком.

Таблиця 3

Тест Дікі–Фуллера для визначення кореневих одиниць
у рівнях та першій різниці рівня безробіття

Форми рівнянь	Статистика	Рівні			Перша різниця		
		Лаги			Лаги		
		$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$	$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$
Без константи, без тренду	<i>DF/ADF</i>	0,3240	-0,3675	-0,0606	-3,3976	-3,4502	-3,1138
	<i>LM</i>	15,9499	0,7719	0,0569	0,8510	0,4594	0,28126
	[prob]	0,0000	0,380	0,812	0,356	0,830	0,867
	Akaike	-47,52253#	-38,4785*	-38,2798	-37,5490	-37,2818	-37,6270#
	Schwartz	-48,4476#	-40371	-40,9898	-38,4633	-39,0885	-40,3032#
3 константою, без тренду	<i>DF/ADF</i>	-0,6076	-1,4565	-1,2731	-3,3718	-3,4606	-3,1133
	<i>LM</i>	16,8491	0,31430	0,1695	0,8854	0,0143	0,0166
	[prob]	0,0000	0,575	0,681	0,347	0,905	0,898
	Akaike	-48,172#	-38,4024	-38,636*	-38,5099	-38,1359	-38,5102#
	Schwartz	-50,0227#	-41,1453	-41,876	-40,3385	-40,8459	-42,0785#
3 константою, з трендом	<i>DF/ADF</i>	-1,5716	-2,4731	-2,0241	-3,3158	-3,3598	-3,0392
	<i>LM</i>	17,6395	0,12126	0,8320	0,9119	0,0169	0,010624
	[prob]	0,0000	0,645	0,362	0,340	0,897	0,918
	Akaike	-47,9653#	-36,3829	-37,9345	-39,509*#	-39,1285*	-39,5014*
	Schwartz	-50,740*#	-41,0402*	-42,4511*	-42,2528*	-42,7418*	-43,961*#

Примітка:

* визначає найкращу форму функції (тест вертикальної площини)

визначає найоптимальнішу кількість часових лагів (тест горизонтальної площини)

Курсив визначає найоптимальнішу стаціонарну характеристику. Дужки означають статистичну значимість.

Різниці ΔLNGDP_t та ΔUN_t є стаціонарними змінними; тому змінні ΔLNGDP_t та ΔUN_t інтегруються в нульовий ряд $I(0)$, як результат, не виникає запитання про коінтеграцію (Katos, A., 2004; Dritsakis, N., 2004). Відповідно, не виникає запитання про сумнівну регресію для змінних ΔNGDP та ΔUN , і ми можемо використовувати методи регресії для визначення вищезгаданого взаємозв'язку. Визначаємо довгостроковий взаємозв'язок, використовуючи метод найменших квадратів (*OLS*), і отримуємо таке рівняння регресії:

$$\Delta \text{LNGDP}_t = 4,118 - 2,536 \text{DUN}_t \quad (10)$$

[7,811] [-3,135]
(0,000) (0,003)
 $R^2 = 0,179$ $DW = 1,174$ $LM = 0,3728$ (0,542)

За результатами регресії (10) ми можемо спостерігати, що коефіцієнт ΔUN_t є статистично значущим на 1 % рівні, а коефіцієнт кореляції R^2 є доволі низьким, приблизно 0,179. Статистика Дарбіна–Уотсона $DW = 1,714 > R^2 = 0,179$ є значно більшою, ніж коефіцієнт кореляції R^2 , $1,5 < DW < 2,5$ а $LM = 0,3728$

(0,542). Це означає, що регресія не є випадковою і що всі залишки не є корелятивними. Як результат, коефіцієнт Оукена дорівнює $-2,536$ для економіки Греції.

Як зазначалося вище, перша різниця логарифму ВВП (ΔLNGDP) та логарифму рівня безробіття (ΔUN) демонструє відхилення в аналізованій період. Найбільші відхилення значень першої різниці для двох змінних показано в 1973 році під час нафтової кризи та вступу Греції до Європейського Економічного Співтовариства в 1980 році. Це спричинило структурні зміни та використання фіктивних змінних у коефіцієнті Оукена в 1973 та 1980 роках.

Вважаємо якісною змінну «до 1973 року», «після 1973 року і перед 1980 роком» та «після 1980 року», яка має три рівні. Ми демонструємо дві фіктивні змінні, які визначаються таким чином:

$$D73_t = \begin{cases} 1, & \text{коли } t < 1973 \\ 0, & \text{коли } t \geq 1973 \end{cases} \quad (11)$$

i

$$D80_t = \begin{cases} 1, & \text{коли } t \geq 1980 \\ 0, & \text{коли } t < 1980 \end{cases} \quad (12)$$

З вищенаведених результатів ми визначаємо таку модель:

$$\Delta \text{LNGDP}_t = a + b \Delta \text{UN}_t + c (D73_t * \Delta \text{UN}_t) + d (D80_t * \Delta \text{UN}_t) + e_t \quad (13)$$

де c = коефіцієнт розрізнення у зв'язку з нафтовою кризою 1973 року; d = коефіцієнт розрізнення у зв'язку зі вступом Греції до Європейського Економічного Співтовариства в 1980 році.

Ми визначаємо вищезазначену функцію, використовуючи послідовний метод регресії, щоб розрізнити тільки значущі змінні, й отримуємо:

$$\begin{array}{l} \Delta \text{LNGDP}_t = 4,118 - 2,536 \Delta \text{UN}_t \\ t \quad [7,811] \quad [-3,135] \\ \quad \quad (0,000) \quad (0,003) \\ R^2 = 0,179 \quad DW = 1,174 \end{array} \quad (14)$$

Такий результат демонструвала функція (10). Це означає, що коефіцієнти c і d функції (14) не є значущими. Тому нафтова криза 1973 року і вступ Греції до Європейського Економічного Співтовариства в 1980 році (якщо досліджуються спільно) не повинні спричиняти значні структурні зміни в коефіцієнті Оукена. Ми використовуємо таке дослідження:

$$\Delta \text{LNGDP}_t = a_1 + b_1 \Delta \text{UN}_t + c_1 D73_t + d_1 (D73_t * \Delta \text{UN}_t) + e_t \quad (15)$$

$$\Delta \text{LNGDP}_t = a_2 + b_2 \Delta \text{UN}_t + c_2 D80_t + d_2 (D80_t * \Delta \text{UN}_t) + u_t \quad (16)$$

щоб визначити, чи окремо один від одного ці явища провокують структурні зміни коефіцієнта Оукена, отримуємо такі регресії:

$$\begin{array}{l} \Delta \text{LNGDP}_t = 2,832 - 1,840 \Delta \text{UN}_t + 5,453 D73_t + 2,062 (D73_t * \Delta \text{UN}_t) \\ t \quad [5,525] \quad [-2,420] \quad [4,986] \quad [1,129] \\ \quad \quad (0,000) \quad (0,020) \quad (0,000) \quad (0,265) \\ R^2 = 0,483 \quad DW = 2,445 \end{array} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = & 6,313 - 1,604\Delta UN_t - 3,774D80_t - 0,09(D80_t * \Delta UN_t) \\ t & [7,914] \quad [-0,961] \quad [-3,702] \quad [-0,016] \\ & (0,000) \quad (0,342) \quad (0,001) \quad (0,988) \end{aligned} \quad (18)$$

$$R^2 = 0,383 \quad DW = 2,133$$

Функція (17) показує, що коефіцієнт розрізнення відрізка $c_1 = 5,453$ є позитивним та значущим. Це означає, що ми отримуємо верхнє паралельне зміщення для періоду до 1973 року. Кутовий коефіцієнт розрізнення $d_1 = 2,062$ не є значущим, ми не отримуємо оборотну функцію; іншими словами, ми не отримуємо варіювань функції кута нахилу для періоду до 1973 року. Це означає, що константа (відрізок), що виражає річне зростання ВВП, відповідно до всіх факторів, крім фактора безробіття, визначається як $a_1 + c_1 = 2,832 + 5,453 = 8,285$ для періоду до 1973 року, а також $a_1 = 2,832$ для 1973 року і подальших років. І навпаки, вплив зміни в рівні безробіття на зміни у ВВП залишається сталим ($b_1 = -1,840$) в цей період.

Через те, що рівняння (18) не приводить нас до висновків, які мають стосунки до визначення коефіцієнта Оукена, ми визначаємо функцію (16), використовуючи метод послідовної регресії, щоб представити лише значущі змінні, які входять до функції, поданої нижче:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = & 6,308 - 1,672\Delta UN_t - 3,771D80_t \\ t & [8,552] \quad [-2,174] \quad [-3,810] \\ & (0,000) \quad (0,000) \quad (0,035) \end{aligned} \quad (19)$$

$$R^2 = 0,383 \quad DW = 2,134$$

З рівняння (19) випливає, що коефіцієнт розрізнення $c_2 = -3,771$ є негативним та значущим. Це означає, що ми отримуємо низхідне паралельне зміщення для періоду після 1980 року. І навпаки, кутовий коефіцієнт розрізнення $d_2 = 2,062$ не є значущим, це означає, що ми не отримуємо оборотної функції. Немає варіантів у функції кутового коефіцієнта для періоду після 1980 років. Іншими словами, це означає, що константа, яка виражає річне зростання ВВП, відповідно до всіх факторів, крім рівня безробіття, визначається як $a_1 = 6,308$ для періоду до 1980 року та $a_2 + c_2 = 6,308 - 3,771 = 2,537$ для 1980 року і подальших років. Вплив безробіття на зміну ВВП залишається незмінним ($b_2 = -1,627$) у цей період.

Розглянемо незалежні змінні ΔUN_t , $D73_t$, $(D73_t * \Delta UN_t)$, $D80_t$ та $(D80_t * \Delta UN_t)$, представлені в рівняннях (15) і (16) із застосуванням поступової регресії:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = & 2,826 + 5,396D73_t - 1,752(D80_t * \Delta UN_t) \\ t & [5,515] \quad [5,480] \quad [-2,285] \\ & (0,000) \quad (0,000) \quad (0,027) \end{aligned} \quad (20)$$

$$R^2 = 0,474 \quad DW = 2,427$$

Це пояснюється таким чином: середній річний зріст ВВП до 1973 року: $a + c_1 = 2,826 + 5,396 = 8,222$. У період з 1973 до 1980 року: $a = 2,826$, а з 1980 року середній річний зріст ВВП визначається співвідношенням Оукена, яке виражається в рівнянні:

$$\Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = 2,537 - 1,752 \Delta UN_t \quad (21)$$

що перегукується з рівнянням (19), а для періоду після 1980 років виражається як:

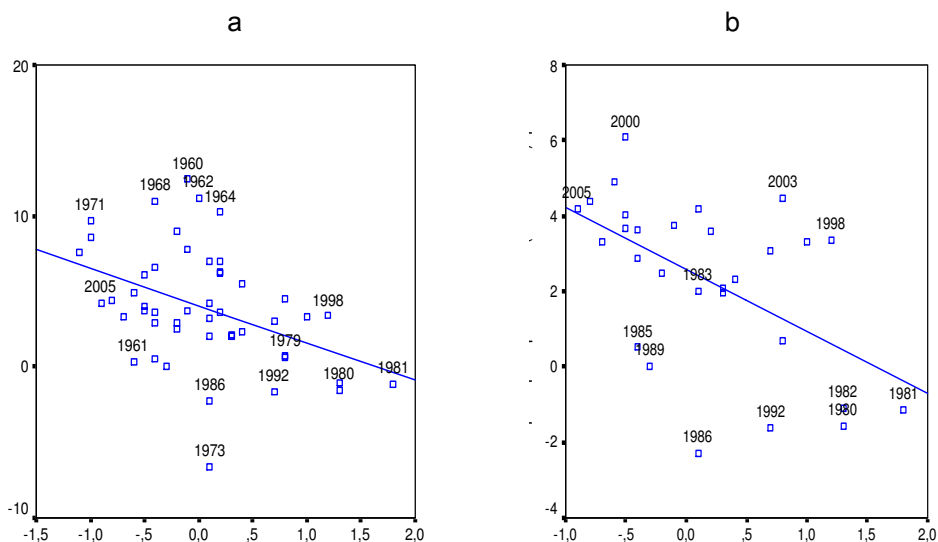
$$\Delta \text{LN}GDP_t = 2,826 - 1,627 \Delta UN_t \quad (22)$$

Співвідношення (21) та (22) краще представляють економіку Греції, якщо ми візьмемо до уваги те, що в середньому ВВП Греції зріс на 4 % за останнє десятиліття, а рівень безробіття змінився в середньому у протилежному напрямку до $-0,7\%$.

Давайте проведемо порівняльний аналіз співвідношення закону Оукена для трьох середземноморських країн Греції, Іспанії та Франції в період 1960–2007 років. Довготривалі відношення рівноваги (відношення, що впливають із закону Оукена) для Греції подано в колонці таблиці 4 під назвою «без часового лагу» (між змінними $\Delta \text{LN}GDP_t$ та ΔUN_t). Згідно з результатами статті Rigas, N. et al. (2008), довготривалі відношення рівноваги для Франції та Іспанії подано в колонці таблиці 4 під назвою «з часовим лагом» (між змінними $\Delta \text{LN}GDP_t$ та ΔUN_t). Для Греції результати впливу регресії $\Delta \text{LN}GDP_t$ на змінну ΔUN_t , а для Франції та Іспанії – результати впливу регресії $\Delta \text{LN}GDP_t$ на змінні ΔUN_t та $\Delta \text{LN}GDP_{t-1}$. Використання часового лагу при підрахунку коефіцієнта Оукена для розвинених країн описали науковці Вебер (1995) та Leopold Soegner і Alfred Stiasny (2000) у своєму дослідженні «Міждержавні дослідження Закону Оукена».

Графік 3

Співвідношення закону Оукена в період 1960–2007 (а)
та 1980–2007 років (б)



У таблиці 4 ми спостерігаємо, що коливання рівня безробіття та приріст ВВП у Греції (що виражаються визначеним коефіцієнтом Оукена ($b = -2,536$ чи $b = -1,752$ починаючи з 1980 року і надалі)) та форма їх взаємозв'язків відрізняються від рівня безробіття та приросту ВВП Франції та Іспанії. У цих країнах приріст ВВП є залежним від $\Delta LNGDP_{t-1}$. Це означає, що моделі розвитку, спрямовані на подолання безробіття, є однаковими для Іспанії та Франції й різними для Греції. Крім того, це також може означати, що дві країни – Франція та Іспанія – мають приблизно однакові структурні проблеми на ринку праці.

Деякі важливі питання, які варто вирішити, стосуються того, чи залежні між собою змінні $LNGDP_t$ та UN_t .

У наукових дослідженнях, де можливе здійснення контрольного експерименту, можна визначити причинність. В економіці визначення причинності є практично неможливим через відсутність потрібної інформації. З цієї причини дотривалий час ми розглядаємо конкретну причинність, для того щоб мати змогу застосувати класичні економетричні методи для оцінки моделі.

Якщо ми маємо дві змінні X та Y , і, відповідно до економічної теорії, змінна X визначає поведінку змінної Y , питання в тому, де міститься вищезазначений взаємозв'язок. Метод, який ми використовуємо, щоб відповісти на це запитання, – це метод регресії змінної Y на змінну X з використанням наявної інформації та дослідження статистичної значимості коефіцієнта X .

Таблиця 4

**Результати оцінки довготривалого відношення рівноваги
(та визначення коефіцієнта Оукена)
для трьох країн (Греції, Франції та Іспанії)
з часовим лагом і без нього ($\Delta LNGDP_{t-1}$)**

Країна	Без часового лагу				З одним часовим лагом ($\Delta LNGDP_{t-1}$)				
	a	b	R^2	DW	a	b	b_1	R^2	DW
Греція	4,118	-2,536	0,179	1,714	3,201	-1,977	0,178	0,217	1,940
#	[7,811]	[-3,135]			[4,097]	[-2,289]	[1,236]		
	(0,000)	(0,003)			(0,000)	(0,027)	(0,223)		
Франція	3,220	-1,291	0,170	1,714	1,301	-0,768	0,589	0,496	2,076
#	[12,952]	[-3,036]			[3,229]	[-2,221]	[5,327]		
	(0,000)	(0,004)			(0,002)	(0,032)	(0,000)		
Іспанія	4,073	-0,962	0,246	0,491	1,526	-0,569	0,592	0,667	2,088
#	[12,346]	[-3,827]			[3,834]	[-3,470]	[7,019]		
	(0,000)	(0,000)			(0,000)	(0,001)	(0,000)		

* a : константа,

** b : коефіцієнт Оукена,

*** b_1 : коефіцієнт першого часового лагу ($\Delta LNGDP_{t-1}$),

позначається найоптимальніше рівняння, яке базується на:

a) значущості коефіцієнта регресії;

b) чинності хоча б двох критеріїв Акаїке і Шварца, Log – ймовірність та R^2 критерії;

c) неіснуванні першокласної автокореляції ($dU < DW < 1 - du$).

Існування високого рівня кореляції між двома величинами створюють доказ того, що існують причинні взаємозв'язки між досліджуваними змінними. Також виникають хибні корелятивні зв'язки в динамічних моделях.

Труднощі у визначенні причинності між економічними показниками спричинили появу і розвиток такого економічного поняття, як «причинна залежність Грейнджера», запропонована науковцем Грейнджером. Загалом, згідно з Грейнджером, змінна X зумовлює існування змінної Y , якщо вся необхідна недавня інформація про значення цих змінних дає можливість для кращого прогнозування значення змінної Y .

Ми попередньо спостерігали, що $LNGDP_t$ та UN_t – це інтегровані змінні першого порядку $I(1)$. Тому для того, щоб застосувати тест причинності Грейнджера, ми повинні відшукати порядок відповідних VAR моделей. Порядок VAR моделей досліджується з використанням відомого критерію ймовірності (LR) та критерію Акаїке і Шварца, Ханна та Квіна. Деякі критерії пропонують порядок VAR моделей для трьох країн при $k = 1$, а інших – при $k = 2$; ми застосовуємо тест причинності Грейнджера для VAR моделі, коли $k = 1$ і $k = 2$ для кожної країни.

Беручи до уваги розміщення VAR моделей і припустивши, що часовий ряд демонструє тренд, а рівняння коінтеграції мають лише постійні змінні, ми можемо обчислити кількість векторів коінтеграції. Коінтеграційний тест, опираючись на дослідження Йохансена, показує (як і тест Енгла-Грейнджера), що дві змінні $LNGDP_t$ та UN_t коінтегруються, а для всіх трьох країн існує лише один вектор коінтеграції.

У таблиці 5 ми аналізуємо тест причинності для змінних $LNGDP$ та UN для трьох країн Єврозони для $k = 1$ та $k = 2$ (порядок VAR моделей). Відповідні VAR моделі з $k = 1$ та $k = 2$ визначаються таким чином:

$k = 1$

$$LNGDP_t = a_{10} + a_{11} UN_{t-1} + b_{11} LNGDP_{t-1} + u_{1t} \quad (23)$$

$$UN_t = a_{20} + a_{21} UN_{t-1} + b_{21} LNGDP_{t-1} + u_{2t} \quad (24)$$

$k = 2$

$$LNGDP_t = a_{10} + a_{11} UN_{t-1} + a_{12} UN_{t-2} + b_{11} LNGDP_{t-1} + b_{12} LNGDP_{t-2} + u_{1t} \quad (25)$$

$$UN_t = a_{20} + a_{21} UN_{t-1} + a_{22} UN_{t-2} + b_{21} LNGDP_{t-1} + b_{22} LNGDP_{t-2} + u_{2t} \quad (26)$$

Результати таблиці 5:

Для $k = 1$:

а. У першому випадку основна (нульова) гіпотеза H_0 є ефективною; тому UN (рівень безробіття) не зумовлює $LNGDP$ на статистично значущому 5 % рівні для трьох країн. Це означає, що, за Грейнджером, змінна UN не впливає на змінну $LNGDP$ у випадку трьох країн (згідно з рівнянням 23).

б. У другому випадку основна (нульова) гіпотеза H_0 є ефективною також, тому $LNGDP$ не зумовлює UN (рівень безробіття) на статистично значущому 5 % рівні для трьох країн. Це означає, що, за Грейнджером, змінна $LNGDP$ не впливає на змінну UN у випадку трьох країн (згідно з рівнянням 24).

Таблиця 5

Тест причинності Грейнджера для *LNGDP* та *UN*
 у випадку Іспанії, Греції та Франції

Нульова гіпотеза H_0	F-статистика	Ймовірність
Греція $k = 1$		
<i>UN</i> не зумовлює <i>LNGDP</i>	1,6855	0,2010
<i>LNGDP</i> не зумовлює <i>UN</i>	2,894	0,0959
$k = 2$		
<i>UN</i> не зумовлює <i>LNGDP</i>	2,6820	0,0804
<i>LNGDP</i> не зумовлює <i>UN</i>	5,7470	0,0063
Франція $k = 1$		
<i>UN</i> не зумовлює <i>LNGDP</i>	0,3007	0,5862
<i>LNGDP</i> не зумовлює <i>UN</i>	0,6981	0,4080
$k = 2$		
<i>UN</i> не зумовлює <i>LNGDP</i>	0,8174	0,4487
<i>LNGDP</i> не зумовлює <i>UN</i>	6,4459	0,0037
Іспанія $k = 1$		
<i>UN</i> не зумовлює <i>LNGDP</i>	0,2526	0,6178
<i>LNGDP</i> не зумовлює <i>UN</i>	1,1290	0,2938
$k = 2$		
<i>UN</i> не зумовлює <i>LNGDP</i>	3,7239	0,0327
<i>LNGDP</i> не зумовлює <i>UN</i>	0,7247	0,4906

Для $k = 2$:

а. У першому випадку основна (нульова) гіпотеза H_0 є ефективною, а змінна *UN* не зумовлює *LNGDP* на статистично значущому 5 % рівні для Греції та Франції. Нульова гіпотеза не є ефективною для Іспанії на статистично значущому 5 % рівні. У випадку Іспанії це означає, що змінна *UN* впливає на змінну *LNGDP* за Грейнджером (згідно з рівнянням 25); тому ми отримуємо $UN \rightarrow LNGDP$.

б. У другому випадку нульова гіпотеза H_0 не є ефективною. *LNGDP* не впливає на *UN* на статистично значущому 5 % рівні для Греції та Франції, за винятком Іспанії. У випадку Греції та Франції це означає, що змінна *LNGDP* не зумовлює змінну *UN* за Грейнджером (згідно з рівнянням 26); тому ми отримуємо $LNGDP \rightarrow UN$, але не у випадку Іспанії.

Приклади а і б з $k = 1$ і $k = 2$, доводять нам, що немає двосторонньої причинної взаємозалежності між логарифмом ВВП (*LNGDP*) та рівнем безробіття для трьох країн.

4. Висновки

Багато науковців вважає, що ринки праці та інші промислові структури в розвинених країнах формуються на новій основі, зумовлюючи взаємозв'язок між економічним продуктом та рівнем безробіття, відомий як закон Оукена. У цьому дослідженні ми визначили цей взаємозв'язок у випадку Греції і, для порівняння, ще двох країн ЄС, Франції та Іспанії, використовуючи дані 1960–2007 років.

З цього дослідження випливають такі висновки. По-перше, ми підтримуємо правильність закону Оукена відносно статистичної значущості досліджуваних параметрів. Наші результати не є такими стійкими та надійними, як перші результати Оукена 1970 року.

Ми дійшли висновку, що реакція ВВП на зміну рівня безробіття, а загалом і коефіцієнт Оукена, є відмінними для трьох країн. Їхня відмінність виражається в кількості незалежних змінних, які є значущими при дослідженні коефіцієнта Оукена (ΔUN_t для Греції, ΔUN_t та $\Delta \text{LNGDT}_{t-1}$ для Франції та Іспанії), а також регресійних коефіцієнтів (констант (a) та коефіцієнта Оукена (b)). У випадку Греції ми шукаємо структурні зміни в коефіцієнті Оукена 1973 та 1980 років, використовуючи фіктивну змінну. Ми доходимо висновку, що в період 1960–2007 років, коефіцієнт Оукена дорівнює $-2,536$, тоді як, починаючи з 1980 року, $-1,756$. Значення $b = -1,756$, поєднане з константою $a = 2,826$, найкраще відображає економіку Греції за останні три десятиліття.

Відмінності в коефіцієнтах Оукена між трьома країнами, а саме між Грецією та іншими двома, пояснюються наявністю різноманітних факторів. Незважаючи на це, чимало дослідників вважають, що найпростіший аналіз зростання ВВП демонструє один з його визначальних факторів – зростання продуктивності. Буде доречним звернути увагу на це для того, щоб пояснити вищезгадані відмінності показників Оукена. Логіка в тому, що для даного зростання рівня безробіття чим вище зростання продуктивності, тим нижче зниження ВВП. Ми очікуємо позитивного взаємовідношення між продуктивністю та коефіцієнтом Оукена в нормальних значеннях чи негативного – в абсолютних значеннях. З досвіду вищезазначених країн: відносно низький (високий) зріст продуктивності проявляє тенденцію до високого (низького) коефіцієнта Оукена в абсолютних значеннях.

Дослідження демонструє менші втрати в обсязі виробництва, що пов'язано зі зростанням рівня безробіття в Греції в останні десятиліття. Ми доходимо висновку, що будь-яке емпіричне правило потрібно застосовувати дуже обережно.

Тести причинності визначають, що:

Згідно з Грейнджером, для $k = 1$ змінна UN не впливає на змінну LNGDP , а змінна LNGDP не впливає на змінну UN у випадку всіх трьох досліджуваних країн.

Згідно з Грейнджером, для $k = 2$ змінна UN впливає на змінну LNGDP у випадку Іспанії, у випадку Франції та Греції змінна LNGDP впливає на змінну UN .

Двосторонні причинні зв'язки між логарифмом ВВП (LNGDP) та рівнем безробіття (UN) не спостерігаються в жодній із трьох країн.

Література

1. Adanu, K. (2005), A cross-province comparison of Okun's coefficient For Canada. *Applied Economics*, 37, pp. 561–570.
2. ALTIG, D., FITZGERALD, T. and RUPERT, P. (1997). Okun's Law Revisited: hould We Worry about Low Unemployment?, Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary.
3. Attfield, C. and Silverstone, B. (1997). Okun's Law, Cointegration and Gap Variables, *Journal of Macroeconomics* 20 (1998), pp. 625–637.
4. Blanchard, Olivier and Justin Wolfers (1999) «The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence», NBER Working Paper No 7282.
5. Christopoulos, D. (2004), The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions. *Papers in Regional Science*, 83, pp. 611–620.
6. Dritsaki, C. and Dritsaki, M. (2004). A causal relationship between stock, credit market and economic development: An empirical evidence for Greece, 2nd Conference on Accounting and Finance in Transition, Kavala, July 2004.
7. Dritsakis, N. (2004). Cointegration analysis of German and British tourism demand for Greece. *Tourism Management*, Vol. 25(1), pp. 111–119.
8. Eangle, R. F. and Granger, C.W.J.(1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*. 55. 251–276.
9. Freeman, D. (2000). A regional test of Okun's Law. *International Advances in Economic Research*, 6, pp. 557–570.
10. Gordon, R. J. (1984), Unemployment and potential output in the 1980s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 537–586.
11. Granger, C. W. J. (1988). Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*. 39. 199–221.
12. Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974). Spurious regretions in econometrics. *Journal of Econometrics*. 35. 143–159.
13. Hamilton, J. (1989). A new Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2).
14. Harris, R. and Silverstone, B. (2001), Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5, pp. 1–13.
15. Hsing, Y. (1991). «Unemployment and the GNP Gap: Okun's Law Revisited», *Eastern Economic Journal*, Eastern Economic Association, vol. 17(4), pages 409–416.
16. Im, K. S., Pesaran, H. M. and Shin, Y. (2003), Testing for unit roots heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53–74.
17. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and control*. 12. 213–254.
18. Κατος, Α. (2004). *Econometry. Theory and application*. Thessaloniki. Ed. Zigos (in Greek).
19. Kaufman, R. (1988). An International Comparison of Okun's Law, *Journal of Comparative Economics* 12 , pp. 182–203.

20. Kolokontes, A., and Chatzitheodoridis, F. (2008). Unemployment and Development Priorities and Prospects of Western Macedonia Region Greece: A Sectoral Approach, *The Empirical Economics Letters*, 7(11), pp. 1103–1115.
21. Lee, J. (2000), The robustness of Okun's law: evidence form OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22, pp. 331–356.
22. Loizou E., Mattas K., and Pagoulatos A. (1997). Macro-monetary Effects on Agricultural Prices: the Case of Greek Agriculture. *Applied Economics Letters*, Vol. 4, pp. 397–401.
23. Mankiw, G. (1994). *Macroeconomics*, New York : Worth Publishers Maza, A. and Villaverde, J. (2007), A State Space approach to the analysis of economic shocks in Spain. *Journal of Policy Modeling*, 29(1), pp. 55–63.
24. Moosa, I. A. (1997), A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24, pp. 335–356.
25. Okun, A. (1962), Potential GNP: its measurement and significance. *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, pp. 98–104.
26. Okun, A. (1970), *The Political Economy of Prosperity*, Norton: New York.
27. Perman, R. and Tavera, C. (2004), Testing for convergence of the Okun's law coefficient in Europe. *Discussion Papers in Economics*, 04–12, University of Stractchclyde.
28. Prachowny, M. (1993), Okun's law: theoretical foundations and revised estimates. *Review of Economics and Statistics*, 75, pp. 331–336.
29. Rigas, N. Blanas, G. Rigas G. (2008). The validity Okun's law: An empirical study for the countries of EEC-15 Prime Vol 1, 2008. *PRIME International Journal*. (In Greek).
30. Silvapulle, P., Moosa, I. and Silvapulle, M. (2004), Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, 37, pp. 353–374.
31. Silverman, B. W. (1986), *Density estimation for statistics and data analysis*. Chapman and Hall, London.
32. Sögner, L. and Stiassny, A. (2002), An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law: A Cross-Country Study. *Applied Economic Letters*, 14, pp. 1775–1787.
33. Stiassny, A. (1993). TVP. Ein Programm zur Schaetzung von Modellen mit zeitvariierenden Parametern. Working Paper No. 22, Department of Economics, Vienna University of Economics and Business Administration.
34. Stiassny, A. and Soegner, L. (2000). A Cross-Country Study on Okun's Law. Working Paper No. 13, Department of Economics, Vienna University.
35. Villaverde, J. and Maza, A. (2007). Okun's law in the Spanish regions. *Economics Bulletin*, Vol. 18, No. 5, pp. 1–11.
36. Walsh, B., Spring 1999, What is in store for the Celtic Tiger, *Irish Banking Review*, 2–16.
37. Weber, C. E., 1995. Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: a new approach. *Journal of Applied Econometrics* 10, pp. 433–445.