



Международная экономика

Джон РИГАС,
Джорджиос ТЕОДОСИО,
Николас РИГАС,
Джордж БЛАНАС

**ЭМПИРИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ
ЗАКОНА ОУКЕНА
В ОТНОШЕНИИ ЭКОНОМИКИ ГРЕЦИИ**

Резюме

Целью этой статьи является исследование влияния закона Оукена на экономику Греции в период 1960–2007 годов. Результаты анализа модели «первой разницы» свидетельствуют об обратной пропорциональности между уровнем безработицы и приростом ВВП. Хотя количественные показатели Закона Оукена и форма этой пропорциональности в случае Греции полностью отличаются от показателей в отношении других стран Евросоюза. Это частично объясняется несоответствием между темпами роста производства в Греции и других странах ЕС [Франция и Испания]. Более того, проверки, проведенные с применением фиктивной переменной, свидетель-

© Джон Ригас, Джорджиос Теодосио, Николас Ригас, Джордж Бланас, 2011.

Ригас Джон, магистр по учету и финансам Технологического Образовательного Института Ларисы, Греция.

Теодосио Джорджиос, доцент кафедры бизнес-администрирования Технологического Образовательного Института Ларисы, Греция.

Ригас Николас, профессор кафедры бизнес-администрирования Технологического Образовательного Института Ларисы, Греция.

Бланас Джордж, профессор кафедры бизнес-администрирования Технологического Образовательного Института Ларисы, Греция.

ствуют о том, что коэффициент Оукена для Греции в период с 1980 по 2007 год отличается от коэффициента периода 1960–1980 годов. Впрочем, для порядковой переменной $k = 2$ применяем тест причинности Клайва Грейнджера, который показывает, что \log ВВП Грейнджера (LNGDP) вызывает безработицу (UN).

Ключевые слова

Закон Оукена, уровень безработицы, статистичность, коинтеграция, причинные связи.

Классификация по JEL: E24, E29.

1. Введение

Даже если постепенно уменьшаются различия между величиной ВВП на душу населения Греции и среднестатистическим значением ВВП стран Евросоюза, значительный разрыв между этими двумя величинами все равно наблюдается. Без сомнения, эти два явления, конвергенция доходов и дивергенция среднестатистического значения ВВП стран Евросоюза, связаны с уровнем существующей безработицы; безработица уменьшилась за последние десятилетия и таким образом спровоцировала возникновение конвергенции. На самом деле, темпы безработицы традиционно были высокими и продолжают превышать среднестатистическое значение ВВП стран Евросоюза.

Применение соответствующих стратегий для продолжения уменьшения уровня безработицы, в то время как увеличивается выпуск продукции, – это одна из основных задач соответствующих директивных органов на региональном и национальном уровнях (Kolokontes и Chatzitheodoridis, 2008), (Loizou et al, 1997). Важно выяснить, существует ли взаимосвязь между безработицей и объемом производства. Эта взаимосвязь в науке известна как Закон Оукена (Оукен, 1962, 1970), который говорит о том, что существуют негативные эмпирические взаимосвязи между изменениями в темпах безработицы и реальным уровнем ВВП.

Закон Оукена назван в честь экономиста Артура Оукена, который в 1962 году описал взаимосвязь между изменениями в темпах безработицы и изменениями реального ВВП. Экономисты издавна интересуются фундаментальной взаимосвязью между безработицей и ростом объемов производства. Оукен (1962) переформулировал эту взаимосвязь в статистиче-

скую взаимосвязь, показав степень, относительно которой процент безработицы негативно связан с реальным ростом объемов производства (ВВП). Он также отмечал, что существуют другие факторы, которые связывают уровень безработицы и реальный объем производства (Altig и Rupert, 1997). Например, спад темпов производства ведет к росту числа работников и производительности труда и соответственно к увеличению объемов производства. Используя ВВП Соединенных Штатов Америки, Оукен доказывает, что уровень безработицы снижается (возрастает) на 1 % по сравнению с естественным уровнем безработицы, в то время как реальный объем производства возрастает (снижается) приблизительно на 3 % в течение года.

Оукен предложил два варианта определения этой взаимосвязи: модель первой разницы и модель «потерь». Согласно первой модели, взаимосвязь между натуральным логарифмом реального объема производства (y_t) и уровнем безработицы (u_t) определяется как:

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

где a – это постоянная составляющая затрат, b – коэффициент Оукена, а e – это остаточный член. Для того чтобы вышеуказанное уравнение было правильным, необходимо придерживаться двух правил: во-первых, два временных ряда в выражении должны быть неизменными, во-вторых, если два временных ряда не являются неизменными, они должны коинтегрироваться с целью избежания ошибочной регрессии (Hamilton 1989). Традиционно используем тест Дики–Фуллера для коинтеграционных тестов и стационарности.

Модель «потерь» определяется следующим отношением:

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

где y^* – это натуральный логарифм потенциально возможного объема производства, u_t^* – естественный уровень безработицы (NAIRU).

По мнению ученых Гарриса и Силверстоуна (2001), Закон Оукена является теоретически и эмпирически важным. С теоретической точки зрения, Закон Оукена, который берет свое начало еще в кейнсианстве, вместе с кривой Филипса являются ключевыми элементами при выведении кривой совокупного предложения; с эмпирической точки зрения, «коэффициент Оукена – это важный показатель в прогнозировании и разработке экономического курса» (Harris та Silverstone, 2001; Villaverde, J. та Maza, A., 2007).

За последние десятилетия значительное количество эмпирических исследований было посвящено изучению и обоснованию Закона Оукена (см. Adapu, 2005). Доказано, что абсолютная величина возможного коэффициента Оукена (приблизительно равняющегося 3) колеблется в соответствии с периодом, в котором проводится исследование, и исследуемых образцов; более того, наблюдается тенденция к снижению коэффициента ниже 3 (Perman та Tavera, 2004). Кроме того, такие факторы, как количество

работников, производительность труда, недельное количество рабочего времени, имеют свойство влиять на значения коэффициента. Также следует отметить, что величина этого коэффициента изменяется в соответствии с конкретизацией Закона Оукена.

Как уже отмечалось в международных трудах, о снижении стабильности коэффициента Оукена свидетельствует несколько причин; см. Blanchard (1999). В частности, такие: сильная международная конкуренция, менее юридически защищенные работники, дешевая оплата труда – все это вынудило компании уменьшить излишки рабочей силы. Исследователь Moosa (1997) установил коэффициент Оукена для семи стран ОЭСР, стабильность которых контролируется с применением метода наименьших квадратов и теста Чжоу. Вебер (1995) определил коэффициент Оукена для экономики США и изменения во взаимоотношениях между уровнем безработицы и уровнем ВВП, начиная с 1973 года. Более того, автор основательно изучает все предыдущие исследования Закона Оукена.

Достижения Европейского рынка труда побудило Джима Ли (2000) исследовать, является ли действенным Закон Оукена в экономической среде. Он пришел к выводу, что Закон Оукена является действенным для большинства стран. Ученый заявил, что, кроме неоднородности коэффициента среди стран ОЭСР, наблюдается сильный порыв к структурным изменениям во взаимосвязи Закона Оукена.

Объем эмпирических исследований Закона Оукена существенно увеличился после выхода публикации Prachowny (1993). В течение двух последних лет несколько ученых пытались исследовать динамику объемов производства и рынка труда, используя региональное измерение при анализе взаимосвязей между объемом производства и уровнем безработицы (Freeman, 2000; Christopoulos, 2004; Adanu, 2005; José Villaverde and Adolfo Maza, 2007).

Цель данной статьи – дать оценку коэффициенту Оукена, используя модель первой разницы и временную переменную для того, чтобы определить структурные изменения в анализируемый период. Очень важно знать, насколько интенсивно уровень безработицы влияет на объем производства, более того, исследуется стабильность закона Оукена. Проанализировав стабильность Закона Оукена, мы наблюдаем взаимосвязь между ВВП и уровнем безработицы. Кроме того, исследовав спрос и предложение на рынке труда, мы имеем возможность определить, являются ли изменения во взаимосвязях Оукена результатом спроса и предложения на рынке труда.

Следовательно, правомерность Закона Оукена исследуется по сравнению с экономиками Греции, Франции и Испании; кроме того, для этих трех стран проводим тест причинности Клайва Грейнджера между натуральным логарифмом ВВП ($LNGDP_t$) и уровнем безработицы (UN_t).

2. Источники необходимой информации по данному вопросу

2а. Данные

В статье используются данные по уровню безработицы и реальному ВВП для трех стран – Греции, Франции и Испании – и определяется коэффициент Оукена для каждой из них с применением метода первой разницы. Форма первой разницы, принятая ученым Манькивым (1994), отображает наиболее оптимальный способ достижения стационарности. Модель «потеря», предложенная Гордоном (1984) и Хсингом (1991), например, предусматривает возможность анализировать «поведение» временных рядов в экономическом цикле. Будет целесообразным разработать эти два подхода.

Второй подход не имеет отношения к главной цели этого исследования, поэтому он будет разрабатываться в будущем.

ЕВРОСТАТ является источником необходимой информации. Временные ряды являются годовыми, и их диапазон – 48 лет (1960–2007). Оукен использует внутренний валовой продукт в своей работе. Хотя им руководствовались много ученых и до Оукена (Harris та Silverstone, 2001 та Moosa, 1997), как и многими другими элементами, касающимися объемов производства, включая аграрный сектор (Prachowny, 1993) и валовой государственный продукт (Freeman, 2000 и José Villaverde и Adolfo Maza, 2007), Walsh (1999) установил, что коэффициент Оукена является очень уязвимым к выбору информации относительно реального продукта.

На графике 1а и 1b показан натуральный логарифм ВВП и уровень безработицы, на графиках 2а и 2b – первая разница натурального логарифма ВВП ($\Delta \text{LNGDP}_t = \text{LNGDP}_t - \text{LNGDP}_{t-1}$) и уровень безработицы ($\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$) в случае Греции в период 1960–2007 годов. Обратная пропорциональность между первой разницей и реальным ВВП и первой разницей и уровнем безработицы на этих диаграммах очевидна. Первая разница для двух переменных является различной в анализируемых периодах. Одновременные колебания в значениях для этих двух переменных были представлены в 1973 году во время нефтяного кризиса в Греции, а также со вступлением Греции в Европейское Экономическое Сообщество в 1980 году. Это наводит нас на мысль о существовании структурных изменений в коэффициенте Оукена 1973 и 1980 годов с использованием фиктивной переменной.

График 1

(а) Логарифм ВВП (b) и уровень безработицы в Греции

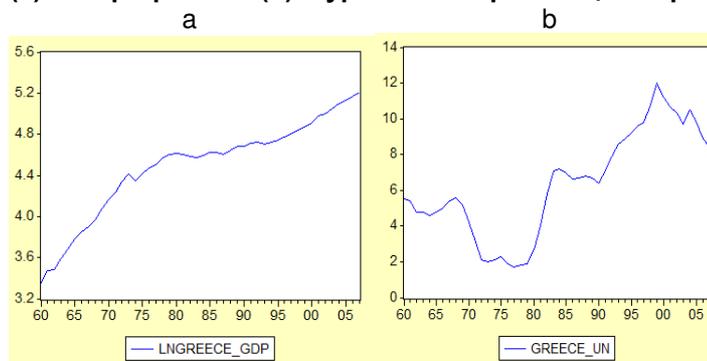
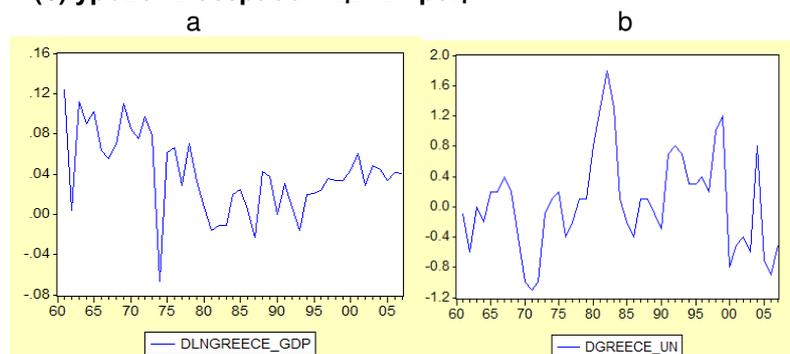


График 2

(а) Первая разница натурального логарифма ВВП и (b) уровень безработицы в Греции



2b. Методология исследования

Оукен (1970) предложил два варианта трактовки Закона: модель первой разницы и модель «потерь» (Attfield и Silverstone 1997). В соответствии с первой моделью первой разницы, определяется взаимосвязь между натуральным логарифмом реального объема производства (y_t) и уровнем безработицы (u_t). Для того чтобы вышеприведенная характеристика была правильной, необходимо, чтобы выполнялось хотя бы одно из двух условий: временные ряды в выражении должны быть стационарными; если они не-

стационарны, то должны коинтегрироваться, чтобы избежать явления сомнительной регрессии. Традиционный подход к определению стационарности и коинтеграции предлагает тест Дики-Фуллера.

Для нестационарности мы исследуем существование корневой единицы в двух предложенных переменных. Для каждой переменной мы предполагаем, что недостаточная стационарность обуславливается результатом существования корневой единицы в своей авторегрессивной форме. Расширенный тест Дики-Фуллера использовался для выявления корневой единицы в каждой переменной системы. Три математические формы моделей, которые были использованы для каждой переменной, представлены ниже:

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

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

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

где $i = 1, 2, 3, \dots, p$ – количество временных лагов, $\delta_0, \delta_1, \delta_2$ и $\beta_i, i = 1, 2, 3, \dots, p$ – параметры, t – временной тренд.

Предположения в отношении трех вышеприведенных моделей следующие:

$H_0: \delta_2 = 0$ (ряд X_t включает в себя корневую единицу и соответственно является нестационарным).

$H_a: \delta_2 < 0$ (H_0 не действительный).

Предположения проверялись с помощью тестовой статистики, используя критическое значение Маккинона (1991) из таблицы 1 Дики-Фуллера. Тест Дики-Фуллера показывает, что асимптота распределения t -статистики в проверке статистической значимости является зависимой от количества временных лагов зависимой переменной. Что влияет на величину t -распределения? Присутствие либо отсутствие таких определяющих факторов, как временной тренд и свободный член.

Количество временных лагов должно не допускать существование автокоррелятивных отклонений. Для определения необходимого количества временных лагов p мы используем тест Бреуша-Годфри, или статистический критерий множителя Лагранжа. Более того, в случае модели, а именно для определения количества временных лагов, мы используем критерии Акаике и Шварца.

Было установлено, что две переменные ($y_t = LNGDP_t$ и $u_t = UN_t$) являются стационарными в первой разнице, а также было проанализировано, являются ли они коинтеграционными. Для определения коинтеграции используются два основных метода: метод Энгла-Грейнджера (1987) и метод

Сорена Йохансена (1988). Первый метод относится к методам одного уравнения и строится на основе метода наименьших квадратов (OLS), второй – имеет отношение к системе уравнений, которая строится на основе метода максимального правдоподобия. В первой категории мы имеем пример коинтеграции с двумя переменными, во второй – более чем с двумя. Во второй категории исследования принимают основной методологию модели вектора авторегрессии (VAR). Поэтому мы можем определить максимальное количество коинтеграционных взаимосвязей, которые может иметь исследуемая переменная. Это невозможно для первой категории первого уравнения. Чаще всего используется метод Сорена Йохансена (1988).

Модели вектора авторегрессии создают систему уравнений, где все переменные являются внутренне обусловленными и где каждая переменная определяется как функция предыдущего значения всех переменных системы. Количество предыдущих значений (лагов) определяется самой системой. Порядковый критерий VAR модели создан с использованием критерия отношения правдоподобности (*LR*) и критерия Акаике, Шварца, Ханна и Квина (*HQ*).

$$LNGDP_t = a_{10} + a_{11}UN_{t-1} + a_{12}UN_{t-2} + b_{11}LNGDP_{t-1} + b_{12}LNGDP_{t-2} + u_{1t} \quad (6)$$

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

Следовательно, после определения вектора модели авторегрессии (VAR модели), мы можем рассмотреть тест причинных связей Клайва Грейнджера, который базируется на дедуктивном доказательстве того, что будущее не может обуславливать существование нынешнего или прошлого. На практике тест существования причинных связей связан с VAR моделью. А именно, чтобы переменная *X* вызвала *Y*, коэффициенты временных лагов *X* в уравнении *Y* должны значительно отличаться от нуля, в то время как коэффициенты временных лагов *Y* в уравнении *X* не должны сильно отличаться от нуля. Тест проводят, используя F-распределение Вальда для определения значимости всех коэффициентов временных лагов в соответствующих переменных.

Надежность этого теста зависит от порядка VAR модели, а также от стационарности переменных, принимающих участие в уравнениях (6) и (7). Согласно исследованиям Geweke (1983), достоверность теста причинности Клайва Грейнджера ослабляется, если переменные, принимающие участие в этом тесте, являются нестационарными. Позже Грейнджер совершенствовал тест, принимая во внимание понятие коинтеграции. В качестве вывода для применения теста причинности Клайва Грейнджера мы должны знать порядок соответствующих VAR моделей. Порядок тестирования VAR моделей происходит с помощью уже известного нам критерия вероятности (*LR*) и критерия Акаике, Шварца, Ханна и Квина (*HQ*).

3. Результаты и обсуждения

Согласно исследованиям Грейнджера и Ньюболда (1974), когда величина множественного коэффициента корреляции R^2 является высокой, а величина статистики Дарбина-Уотсона, в частности, когда $R^2 > DW$, то существует вероятность, что регрессия будет фиктивной. В этом случае целесообразно исследовать взаимосвязи между первой разницей. Тесты стационарности переменных величин создавались с помощью диаграмм и методик корневых единиц. Графики 1a и 1b показали следующее:

1. Временные ряды натурального логарифма ВВП ($LNGDP_t$) за период 1960–2007 демонстрируют медленную возрастающую тенденцию. Однако также возможно, что они являются стационарными, потому что выражают логарифм ВВП.

2. Временные ряды уровня безработицы за период 1960–2007 отображают интенсивную тенденцию к спаду в начале 1970-х годов, тенденцию к росту для следующих двух десятилетий и наконец интенсивные колебания между так называемой спадающей дивергенцией.

Использование логарифма ВВП вместо ВВП для определения коэффициента Оукена обосновывается таким образом: обычный процесс, происходящий с целью модифицирования тенденции к росту стационарности переменных величин, видоизменяет процент этих переменных величин (Katos, 2004):

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

Часто информация относительно переменных выражается в логарифме, для того чтобы можно было учитывать множественное влияние переменных величин (Dritsaki, 2004). Также логарифмические преобразования могут образовывать стационарные временные ряды (Box и Jenkins, 1976). Согласно вышеприведенному:

$$\Delta LNGDP_t = LNGDP_t - LNGDP_{t-1} = LN(GDP_t / GDP_{t-1}) \approx (GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_t \quad (9)$$

где $LNGDP_t$ = натуральный логарифм ВВП, а t = время.

Для того чтобы определить наличие корневых единиц, мы используем следующие критерии для отбора временных лагов: множественный коэффициент корреляции R^2 , если быть точным, то степень свободы ($adg - R^2$), критерий Акаике (AIC) и Шварца (SBC), критерий максимизации логарифма правдоподобности и критерий Ханна и Квина (HQ). Для проверки автокорреляции остатков u_t используем тест Бреуша-Годфри или, как альтернативу, множитель Лагранжа (LM). Мы выбираем специфику модели, которая определяется с помощью большинства критериев. В таблице, представленной ниже, демонстрируем только критерий Акаике (AIC) и Шварца (SBC).

В таблице 1 предлагаем критические значения для временных лагов $\rho = 0$ и для трех форм уравнения 3, 4 и 5, для статистической значимости 1 %, 5 %, и 10 % соответственно. Необходимо отметить, что в случае, когда количество временных лагов выше, чем $\rho = 0$, критическое значение в таблице 1 различается минимально.

Таблица 1

**Критическое значение Маккинена с тТаблицы Дики–Фуллера
для теста корневых единиц**

Формы уравнения	Статистическая значимость		
	1 %	5 %	10 %
С константой, без тенденции	-2,62	-1,95	-1,61
Без константы, без тенденции	-3,58	-2,93	-2,60
С константой, с тенденцией	-4,15	-3,50	-3,18

В таблицах 2 и 3 упоминаются исследуемые уравнения 3, 4 и 5 для переменных модели, а именно $LNGDP$ UN , а для временных лагов $\rho = 0$, $\rho = 1$ и $\rho = 2$. Тест Дики-Фуллера исследует существование корневых единиц для переменных $LNGDP$ и UN на уровне этих переменных. Таблица 2 демонстрирует результаты существования корневых единиц на уровнях и в первой разнице логарифма ВВП ($LNGDP$) и означает, что:

- Логарифм ВВП является стационарным на начальном уровне с указанием на константу без тренда и временного лага.
- Логарифм ВВП в значениях первой разницы является стационарным для всех форм функций Дики–Фуллера с нулевым временным лагом.
- Для всех форм выбранных функций и количества временных лагов не наблюдается автокорреляции для остатков, в соответствии с критерием Бреуша–Готфри и множителем Лагранжа (LM).

Мы подытоживаем, что логарифм ВВП является стационарным на начальных уровнях и в первой разнице. $\Delta LNGDP \sim I(0)$ – условие, которое необходимо выполнить для того, чтобы определить коэффициент Оукена.

В таблице 3 представлены результаты существования корневых единиц на уровнях в первой разнице темпов безработицы:

- Уровень безработицы на начальном уровне является нестационарным.

- Уровень безработицы в значении первой разницы является стационарным для первых двух форм функций Дики-Фуллера (DF) с нулем; один и два временных лага.
- Наиболее оптимальной формой функции (наиболее оптимальная характеристика) для значений первой разницы уровня безработицы является та, которая с константой и без тренда и с двумя временными лагами (курсив). Кроме того, не возникает проблем с автокорреляцией, в соответствии со статистикой множителя Лагранжа (LM).

Из приведенного выше вытекает, что уровень безработицы является стационарным в первой разнице. $\Delta UN \sim I(0)$ – условие, которое необходимо выполнить для того, чтобы определить коэффициент Оукена.

Таблица 2

**Тест Дики–Фуллера для определения корневых единиц
 в уровнях и первой разнице логарифма ВВП**

		Log ВВП					
Формы уравнений	Статистика	Уровни			Первая разница		
		Лаги			Лаги		
		$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$	$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$
Без константы, без тренда	DF/ADF	6,1765	2,9578	1,7934	<i>-3,4120</i>	-1,6762	-1,6402
	LM [prob]	6,7938	0,14844	0,5257E-3	<i>2,9952</i>	0,56914	0,49602
		0,009	0,700	0,982	<i>0,084</i>	0,451	0,481
	Akaike	82,3980*#	86,1527*	86,4135*	<i>82,0817*#</i>	85,7533*	88,0149
	Schwartz	81,4729*#	84,3241*	83,7036*	<i>82,0674*#</i>	83,9466	85,3387
С константой, без тренда	DF/ADF	-4,0264	-2,4484	-2,7343	-5,0038	-2,7470	-2,2017
	LM [prob]	1,4831	1,8957	0,88961	0,0014	0,6367	0,27800
		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
С константой, с трендом	DF/ADF	-3,1649	-2,3503	-3,4490	-5,3212	-3,1637	-2,1153
	LM [prob]	1,4565	1,1906	0,0181	0,6476	0,8137	0,13836
		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*

Примечание:

* определяет наилучшую форму функции (тест вертикальной плоскости)

определяет наиболее оптимальное количество временных лагов (тест горизонтальной плоскости)

Курсив определяет наиболее оптимальную стационарную характеристику. Скобки означают **статистическую значимость**.

Таблица 3

**Тест Дики-Фуллера для определения корневых единиц
в уровнях и первой разницы уровня безработицы**

Формы уравнений	Статистика	Уровни			Первая разница		
		Лаги			Лаги		
		$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$	$\rho = 0$	$\rho = 1$	$\rho = 2$
Без константы, без тренда	<i>DF/ADF</i>	0,3240	-0,3675	-0,0606	<i>-3,3976</i>	-3,4502	-3,1138
	<i>LM</i>	15,9499	0,7719	0,0569	<i>0,8510</i>	0,4594	0,28126
	[prob]	0,0000	0,380	0,812	<i>0,356</i>	0,830	0,867
	Akaike	-47,52253#	-38,4785*	-38,2798	<i>-37,5490</i>	-37,2818	-37,6270#
	Schwartz	-48,4476#	-40371	-40,9898	<i>-38,4633</i>	-39,0885	-40,3032#
С константой, без тренда	<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	<i>0,0166</i>
	[prob]	0,0000	0,575	0,681	0,347	0,905	<i>0,898</i>
	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#
С константой, с 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*#

Примечание:

* определяет лучшую форму функции (тест вертикальной плоскости определяет наиболее оптимальное количество временных лагов (тест горизонтальной плоскости))

Курсив определяет наиболее оптимальную стационарную характеристику. Скобки означают **статистическую значимость**.

Взаимосвязь Оукена, в определении которой мы заинтересованы, представлена в первой разнице переменных $LNGDP_t$ и UN_t и выражена линейной взаимосвязью. Разницы $\Delta LNGDP$ и ΔUN являются стационарными переменными; поэтому переменные $\Delta LNGDP_t$ и ΔUN_t интегрируются в нулевой ряд $I(0)$, как результат, не возникает вопроса о коинтеграции (Katos, A., 2004; Dritsakis, N., 2004). Соответственно, не возникает вопроса о сомнительной регрессии для переменных $\Delta NGDP$ и ΔUN , и мы можем использовать методы регрессии для определения вышеупомянутой взаимосвязи. Определяем долгосрочную взаимосвязь, используя метод наименьших квадратов (*OLS*), и получаем такое уравнение регрессии:

$$\Delta LNGDP_t = 4,118 - 2,536 DUN_t \quad (10)$$

[7,811]
[-3,135]

(0,000)
(0,003)

$R^2 = 0,179$
 $DW = 1,174$
 $LM = 0,3728 (0,542)$

По результатам регрессии (10), мы можем наблюдать, что коэффициент ΔUN_t является статистически значимым на 1 % уровне, а коэффициент

корреляции R^2 является достаточно низким, приблизительно 0,179. Статистика Дарбина-Уотсона $DW = 1,714 > R^2 = 0,179$ является значительно большей, чем коэффициент корреляции R^2 , $1,5 < DW < 2,5$ а $LM = 0,3728$ (0,542). Это означает, что регрессия не является случайной и что все остатки не являются коррелятивными. Как результат, коэффициент Оукена равен -2.536 для экономики Греции.

Как отмечалось выше, первая разница логарифма ВВП ($\Delta \text{LN}GDP$) и логарифма уровня безработицы (ΔUN) демонстрирует отклонение в анализируемый период. Наибольшие отклонения значений первой разницы для двух переменных показаны в 1973 году во время нефтяного кризиса и вступления Греции в Европейское Экономическое Содружество в 1980 году. Это вызвало структурные изменения и использование фиктивных переменных в коэффициенте Оукена в 1973 и 1980 годах.

Считаем качественной переменную «до 1973 года», «после 1973 года и перед 1980 годом» и «после 1980 года», имеющую три уровня. Мы демонстрируем две фиктивные переменные, определяющиеся таким образом:

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

и

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

Из вышеприведенных результатов мы определяем такую модель:

$$\Delta \text{LN}GDP_t = a + b\Delta UN_t + c(D73_t * \Delta UN_t) + d(D80_t * \Delta UN_t) + e_t \quad (13)$$

где c = коэффициент различия в связи с нефтяным кризисом 1973 года, d = коэффициент различия в связи с вступлением Греции в Европейское Экономическое Содружество в 1980 году.

Мы определяем вышеприведенную функцию, используя последовательный метод регрессии, чтобы различить только значимые переменные, и получаем:

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

Такой результат демонстрировала функция (10). Это означает, что коэффициенты c и d функции (14) не являются значимыми. Поэтому кризис нефти 1973 года и вступление Греции в Европейское Экономическое Содружество в 1980 году (если исследуются совместно) не должны вызывать значительных структурных изменений в коэффициенте Оукена. Мы используем следующее исследование:

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

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

Чтобы определить, отдельно ли эти явления провоцируют структурные переменные коэффициента Оукена, получаем такие регрессии:

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

$R^2 = 0,483$ $DW = 2,445$

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

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

Функция (17) показывает, что коэффициент различения отрезка $c_1 = 5,453$ является положительным и значимым. Это означает, что мы получаем верхнее параллельное смещение для периода до 1973 года. Угловым коэффициентом различения $d_1 = 2,062$ не является значимым, мы не получаем обратной функции; иными словами, мы не получаем варьирований функции угла наклона для периода до 1973 года. Это означает, что константа (отрезок), выражающая годовой рост ВВП, в соответствии со всеми факторами, кроме фактора безработицы, определяется как $a_1 + c_1 = 2,832 + 5,453 = 8,285$ для периода до 1973 года, а также $a_1 = 2,832$ для 1973 года и дальнейших лет. И наоборот, влияние изменения в уровне безработицы на изменения в ВВП остается устойчивым ($b_1 = -1,840$) в этот период.

Из-за того, что уравнение (18) не ведет нас к выводам, имеющим отношение к определению коэффициента Оукена, мы определяем функцию (16), используя метод последовательной регрессии, чтобы представить только значимые переменные, которые входят в функции, представленные ниже:

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

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

Из уравнения (19) вытекает, что коэффициент различения $c_2 = -3,771$ является негативным и значимым. Это означает, что мы получаем нисходящее параллельное смещение для периода после 1980 года. И наоборот, угловым коэффициентом различения $d_2 = 2,062$ не является значимым, это означает, что мы не получаем обратной функции. Нет вариантов в функции углового коэффициента для периода после 1980 годов. Иными словами, это означает, что константа, выражающая годовой рост ВВП, в соответствии со всеми факторами, кроме уровня безработицы, определяется как $a_1 = 6,308$ для периода до 1980 года и $a_2 + c_2 = 6,308 - 3,771 = 2,537$ для 1980 года и

дальнейших лет. Влияние безработицы на изменение ВВП остается неизменным ($b_2 = -1,627$) в этот период.

Рассмотрим независимые переменные ΔUN_t , $D73_t$, $(D73_t * \Delta UN_t)$, $D80_t$ и $(D80_t * \Delta UN_t)$, представленные в уравнениях (15) и (16) с применением постепенной регрессии:

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

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

Это объясняется таким образом: средний годовой рост ВВП до 1973 года: $a + c_1 = 2,826 + 5,396 = 8,222$. В период с 1973 по 1980 год: $a = 2,826$, а с 1980 года средний годовой рост ВВП определяется соотношением Оукена, выражающимся в уравнении:

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

перекликающимся с уравнением (19), а для периода после 1980 годов выражающимся как:

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

Соотношения (21) и (22) лучше демонстрируют экономику Греции, если мы примем во внимание то, что в среднем ВВП Греции возрос на 4 % за последнее десятилетие, а уровень безработицы изменился в среднем в противоположном направлении до -0,7 %.

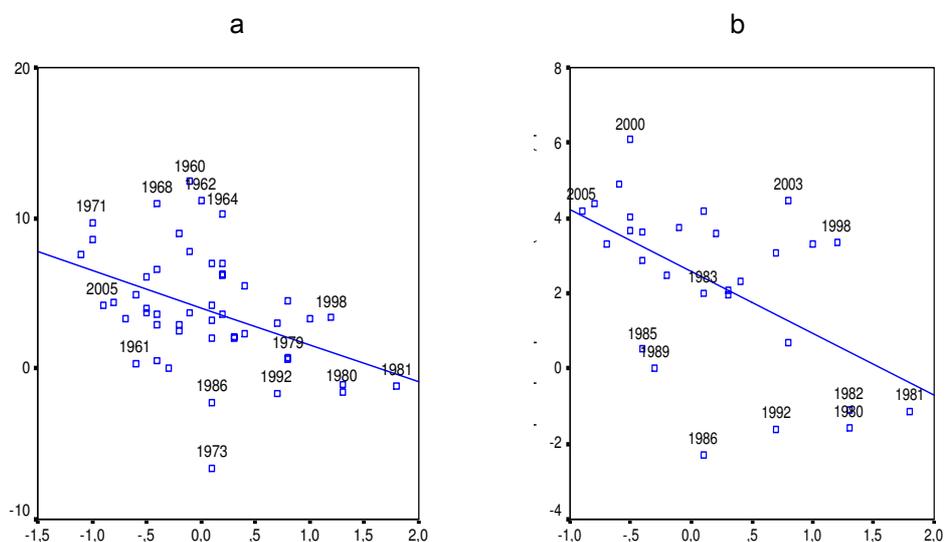
Проведем сравнительный анализ соотношения Закона Оукена для трех средиземноморских стран – Греции, Испании и Франции – в период 1960–2007 годов. Продолжительные отношения равновесия (отношения, вытекающие из Закона Оукена) для Греции представлены в колонке таблицы 4 под названием «без временного лага» (между переменными $\Delta \text{LN}\hat{GDP}_t$ и ΔUN_t). Согласно результатам статьи Rigas, N. et al. (2008), продолжительные отношения равновесия для Франции и Испании представлены в колонке таблицы 4 под названием «с временным лагом» (между переменными $\Delta \text{LN}\hat{GDP}_t$ и ΔUN_t). Для Греции результаты влияния регрессии $\Delta \text{LN}\hat{GDP}_t$ на переменную ΔUN_t , а для Франции и Испании – результаты влияния регрессии $\Delta \text{LN}\hat{GDP}_t$ на переменные ΔUN_t и $\Delta \text{LN}\hat{GDP}_{t-1}$. Использование временного лага при подсчете коэффициента Оукена для развитых стран описали ученые Вебер (1995) и Leopold Soegner и Alfred Stiassny (2000) в своем исследовании «Межгосударственные исследования Закона Оукена».

В таблице 4 мы наблюдаем, что колебания уровня безработицы и прирост ВВП в Греции (выражающиеся определенным коэффициентом Оукена ($b = -2,536$ или $b = -1,752$ начиная с 1980 года и дальше)) и форма их взаимосвязей отличаются от уровня безработицы и прироста ВВП Фран-

ции и Испании. В этих странах прирост ВВП является зависимым от $\Delta LNGDP_{t-1}$. Это означает, что модели развития, направленные на преодоление безработицы, являются одинаковыми для Испании и Франции и различными для Греции. Кроме того, это также может означать, что две страны – Франция и Испания – имеют приблизительно одинаковые структурные проблемы на рынке труда.

График 3

Соотношение Закона Оукена в период 1960–2007 (а) и 1980–2007 годов (б).



Некоторые важные вопросы, которые необходимо решить, касаются того, зависимы ли между собой переменные $LNGDP_t$ и UN_t .

В научных исследованиях, где возможно осуществление контрольного эксперимента, можно определить причинность. В экономике определение причинности является практически невозможным из-за отсутствия необходимой информации. По этой причине продолжительное время мы рассматриваем конкретную причинность, для того чтобы иметь возможность применить классические эконометрические методы для оценки модели.

Таблица 4

Результаты оценки продолжительного соотношения равновесия
 (и определения коэффициента Оукена) для трех стран –
 Греции, Франции и Испании –
 с временным лагом и без него ($\Delta \text{LNGDP}_{t-1}$)

Страна	Без временного лага				С одним временным лагом ($\Delta \text{LNGDP}_{t-1}$)				
	<i>a</i>	<i>b</i>	R^2	<i>DW</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	b_1	R^2	<i>DW</i>
Греция	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)		
Франция	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)		
Испания	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* : коэффициент Оукена,

*** b_1 : коэффициент первого временного лага ($\Delta \text{LNGDP}_{t-1}$),

обозначается наиболее оптимальное уравнение, которое базируется на:

a) значимости коэффициента регрессии.

b) действительности хотя бы двух критериев Акаике и Шварца, Log – вероятность и R^2 критерии.

c) несуществовании первоклассной автокорреляции ($dU < DW < 1 - du$).

Если мы имеем две переменные *X* и *Y*, и, в соответствии с экономической теорией, переменная *X* определяет поведение переменной *Y*, вопрос в том, где находится вышеприведенная взаимосвязь. Метод, который мы используем, чтобы ответить на данный вопрос, – это метод регрессии переменной *Y* на переменную *X* с использованием существующей информации и исследования статистической значимости коэффициента *X*.

Существование высокого уровня корреляции между двумя величинами создают доказательство того, что существуют причинные взаимосвязи между исследуемыми переменными. Также возникают ложные коррелятивные связи в динамических моделях.

Трудности в определении причинности между экономическими показателями вызвали появление и развитие такого экономического понятия, как «причинная зависимость Грейнджера», предложенная ученым Грейнджером. В общем, согласно Грейнджеру, переменная *X* обуславливает существование переменной *Y*, если вся необходимая недавняя информация о значении этих переменных дает возможность для лучшего прогнозирования значения переменной *Y*.

Мы предварительно наблюдали, что $LNGDP_t$ и UN_t – это интегрированные переменные первого порядка $I(1)$. Поэтому для того, чтобы применить тест причинности Грейнджера, мы должны отыскать порядок соответствующих VAR моделей. Порядок VAR моделей исследуется с применением известного критерия вероятности (LR) и критерия Акаике и Шварца, Хана и Квина. Некоторые критерии предлагают порядок VAR моделей для трех стран при $k = 1$, а других – при $k = 2$. Мы применяем тест причинности Грейнджера для VAR модели, когда $k = 1$ и $k = 2$ для каждой страны.

Принимая во внимание размещение VAR моделей и предположив, что временной ряд демонстрирует тренд, а уравнения коинтеграции имеют только постоянные переменные, мы можем подсчитать количество векторов коинтеграции. Коинтеграционный тест, опираясь на исследования Йохансена, показывает (как и тест Энгла-Грейнджера), что две переменные $LNGDP_t$ и UN_t коинтегрируются, а для всех трех стран существует только один вектор коинтеграции.

В таблице 5 мы анализируем тест причинности для переменных $LNGDP$ и UN для трех стран Еврoзоны для $k = 1$ и $k = 2$ (порядок VAR моделей). Соответствующие VAR модели с $k = 1$ и $k = 2$ определяются таким образом:

$k = 1$

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

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

$k = 2$

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

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

Результаты таблицы 5:

Для $k = 1$:

а. В первом случае основная (нулевая) гипотеза H_0 является эффективной; потому UN (уровень безработицы) не обуславливает $LNGDP$ на статистически значимом 5 % уровне для трех стран. Это означает, что по Грейнджеру переменная UN не влияет на переменную $LNGDP$ в случае трех стран (согласно уравнению 23).

б. Во втором случае основная (нулевая) гипотеза H_0 также является эффективной, поэтому $LNGDP$ не обуславливает UN (уровень безработицы) на статистически значимом 5 % уровне для трех стран. Это означает, что, по Грейнджеру, переменная $LNGDP$ не влияет на переменную UN в случае трех стран (согласно уравнению 24).

Для $k = 2$:

а. В первом случае основная (нулевая) гипотеза H_0 является эффективной, а переменная UN не обуславливает $LNGDP$ на статистически зна-

чимом 5 % уровне для Греции и Франции. Нулевая гипотеза не является эффективной для Испании на статистически значимом 5 % уровне. В случае Испании это означает, что переменная UN влияет на переменную $LNGDP$ по Грейнджеру (согласно уравнению 25); поэтому мы получаем $UN \rightarrow LNGDP$.

б. Во втором случае нулевая гипотеза H_0 не является эффективной. $LNGDP$ не влияет на UN , на статистически значимом 5 % уровне для Греции и Франции, за исключением Испании. В случае Греции и Франции это означает, что переменная $LNGDP$ не обуславливает переменную UN по Грейнджеру (согласно уравнению 26); поэтому мы получаем $LNGDP \rightarrow UN$, но не в случае Испании.

Примеры а и б с $k = 1$ и $k = 2$, доказывают нам, что нет двусторонней причинной взаимозависимости между логарифмом ВВП ($LNGDP$) и уровнем безработицы для трех стран.

Таблица 5

Тест причинности Грейнджера для $LNGDP$ и UN в случае Испании, Греции и Франции

Нулевая гипотеза H_0	F-статистика	Вероятность
Греция		
$k = 1$		
UN не обуславливает $LNGDP$	1,6855	0,2010
$LNGDP$ не обуславливает UN	2,894	0,0959
$k = 2$		
UN не обуславливает $LNGDP$	2,6820	0,0804
$LNGDP$ не обуславливает UN	5,7470	0,0063
Франция		
$k = 1$		
UN не обуславливает $LNGDP$	0,3007	0,5862
$LNGDP$ не обуславливает UN	0,6981	0,4080
$k = 2$		
UN не обуславливает $LNGDP$	0,8174	0,4487
$LNGDP$ не обуславливает UN	6,4459	0,0037
Испания		
$k = 1$		
UN не обуславливает $LNGDP$	0,2526	0,6178
$LNGDP$ не обуславливает UN	1,1290	0,2938
$k = 2$		
UN не обуславливает $LNGDP$	3,7239	0,0327
$LNGDP$ не обуславливает UN	0,7247	0,4906

4. Выводы

Многие ученые считают, что рынки труда и другие промышленные структуры в развитых странах формируются на новой основе, обуславливая взаимосвязь между экономическим продуктом и уровнем безработицы, известную как закон Оукена. В данном исследовании мы определили эту взаимосвязь в случае Греции и для сравнения еще двух стран ЕС, Франции и Испании, используя данные 1960–2007 годов.

Из этого исследования вытекают следующие выводы. Во-первых, мы поддерживаем истинность закона Оукена относительно статистической значимости исследуемых параметров. Наши результаты не являются такими устойчивыми и надежными, как первые результаты Оукена 1970 года.

Мы пришли к выводу, что реакция ВВП на изменение уровня безработицы, а в общем и коэффициент Оукена, различны для трех стран. Их различие выражается в количестве независимых переменных, которые являются значимыми при исследовании коэффициента Оукена (ΔUN_t для Греции, ΔUN_t и $\Delta LNGDT_{T-1}$ для Франции и Испании) а также регрессионных коэффициентов (констант (a) и коэффициента Оукена (b)). В случае Греции мы ищем структурные изменения в коэффициенте Оукена 1973 и 1980 годов, используя фиктивную переменную. Мы приходим к выводу, что в период 1960–2007 годов коэффициент Оукена равен $-2,536$, тогда как начиная с 1980 года $-1,756$. Значение $b = -1,756$, сочетаемое с константой $a = 2,826$, лучше всего отображает экономику Греции за последние три десятилетия.

Различия в коэффициентах Оукена между тремя странами, а именно между Грецией и другими двумя объясняется наличием разнообразных факторов. Несмотря на это, многие исследователи считают, что простейший анализ роста ВВП демонстрирует один из его определяющих факторов – рост производительности. Целесообразно обратить внимание на это для того, чтобы объяснить вышеприведенные различия показателей Оукена. Логика в том, что для данного роста уровня безработицы, чем выше рост производительности, тем ниже падение ВВП. Мы ожидаем положительного взаимоотношения между производительностью и коэффициентом Оукена в нормальных значениях или отрицательного – в абсолютных значениях. Из опыта вышеприведенных стран: относительно низкий (высокий) рост продуктивности проявляет тенденцию к высокому (низкому) коэффициенту Оукена в абсолютных значениях.

Исследование демонстрирует меньшие потери в объеме производства, что связано с ростом уровня безработицы в Греции в последние десятилетия. Мы приходим к выводу, что любое эмпирическое правило следует применять очень осторожно.

Тесты причинности определяют, что:

Согласно Грейнджеру, для $k = 1$, переменная UN не влияет на переменную $LNGDP$, а переменная $LNGDP$ не влияет на переменную UN в случае всех трех исследуемых стран.

Согласно Грейнджеру, для $k = 2$, переменная UN влияет на переменную $LNGDP$ в случае Испании, в случае Франции и Греции переменная $LNGDP$ влияет на переменную UN .

Двусторонние причинные связи между логарифмом ВВП ($LNGDP$) и уровнем безработицы (UN) не наблюдаются ни в одной из трех стран.

Литература

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: should We Worry about Low Unemployment?, Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary.
3. Attfeld, 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 regrestions 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. Katos, A. (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 Stiasny, A. (2002), An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law: A Cross-Country Study. *Applied Economic Letters*, 14, pp. 1775–1787.
33. Stiasny, A. (1993). TVP. Ein Programm zur Schätzung von Modellen mit zeitvariierenden Parametern. Working Paper No. 22, Department of Economics, Vienna University of Economics and Business Administration.
34. Stiasny, 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.

Статья поступила в редакцию 30 ноября 2010 г.