

УДК 336.221 (560)

Махмут Зортук (Туреччина), Невіл Узгорен (Туреччина)

## Відношення між доходами від оподаткування та управлінськими витратами в Туреччині – метод граничного аналізу

Метою даної статті, в якій використано результати огляду державних витрат та доходу від реального податку за 1981-2004 рр., є аналіз коінтеграційного відношення між цими двома змінними. Результати дослідження показали довготривале та доволі значне відношення між згаданими змінними. Це означає, що раптове збільшення державних витрат фінансується за рахунок нових податків у Туреччині. У роботі використано нову методику аналізу коінтеграції між змінними – метод граничного аналізу (bounds test analysis).

**Ключові слова:** граничний аналіз (bounds test), коінтеграція, управлінські витрати, оподаткування.

### Вступ

Для належного надання державних послуг необхідно, щоб бюджети, встановлені парламентами, були збалансовані (Кесік, 2008). У протилежному випадку, тобто якщо держава витрачає більше, ніж отримує, можна спостерігати зростання бюджетного дефіциту.

Коли країни, що розвиваються, включаючи Туреччину, порівняти з розвинутими державами, відчувається, що бюджетний дефіцит є відносно більш важливим та відрізняється в плані якості. В тих країнах, що розвиваються, які мають низький рівень фінансового розвитку, є три причини виникнення бюджетного дефіциту: тиск високих витрат, недостатність доходу від податків та низькі приватні заощадження (Еджелі, 2008). У зв'язку з упровадженням політичних заходів у Туреччині частка приватного сектора у витраченому податку (доході) швидко зменшується, тоді як частка загального споживання залишається на тому ж рівні, що, в свою чергу, завершується зниженням приватних заощаджень, що й досі є найбільш важливою проблемою економіки країни. Щоб не стикатись із будь-якими небажаними результатами, економічна політика має бути націлена на більш ефективне зменшення витрат та збільшення доходу від податків.

Поняття оподаткування, яке має довгу історію, є економічним активом, який держава збирає з громадян на обов'язковій основі з метою надання державних послуг на належному рівні. В країнах, де використовуються умови вільного ринку, доходи від збору податків складають 90-95% загального державного доходу. У Туреччині прибуток від оподаткування є найбільшим джерелом доходу для фінансування державних, со-

ціальних та воєнних витрат, впровадження нових послуг державного сектора та активації державних інвестицій (Ілхан, 2008).

Для встановлення перспективної та ефективною політики необхідна інформація про кореляцію між державними витратами та доходами від оподаткування, які є двома важливими факторами дефіциту бюджетних коштів. Проте, на жаль, не існує єдиної гіпотези стосовно певних параметрів та причинної кореляції між цими двома змінними. Виділяють чотири різні гіпотези стосовно кореляції між державними витратами та доходу від збору податків:

*Гіпотеза 1: Немає кореляції між доходами від оподаткування та витратами.*

*Гіпотеза 2: Доход від оподаткування здійснює вплив на витрати.*

*Гіпотеза 3: Витрати здійснюють вплив на доходи від оподаткування.*

*Гіпотеза 4: Доходи від оподаткування та витрати взаємодіють (Сагбас та Сен, 2003).*

Франсіско Дж. Гарнейро (2004) у своїй роботі дослідив довготривалу кореляцію та причинно-наслідкову залежність між державними витратами та доходами у Гвінея Бісау – африканській країні з низьким доходом. Автор використав щорічні дані за 1981-2002 рр. та виявив односторонній причинний зв'язок – від витрат до податків. Харті (2007) вважає, що є п'ять різних точок зору на відношення між витратами та доходом від оподаткування, а саме: 1) думка Бучанана та Вагнера; 2) думка Фрідмана; 3) думка Барро; 4) одночасна кореляція та 5) незалежна кореляція. Він проаналізував розвиток економічної системи Ямайки в багатьох аспектах, використовуючи дані за 1960-2004 рр. В результаті виявилось, що на Ямайці діє закон Вагнера і, таким чином, між податками та витратами спостерігається причинно-наслідковий зв'язок. Крім того, було встановлено, що державні витрати та

доходи від податків є незалежними у довгостроковій перспективі, але із взяттям до уваги інфляції та населення податки певною мірою впливають на витрати у довготривалій перспективі.

Інше дослідження, націлене на пошук причинно-наслідкової залежності між податками та витратами, було проведене Бредлі Т. Евінг та Джеймсом І. Пейні (1998). Вони проаналізували відношення між витратами та доходами в п'яти латиноамериканських країнах: Чилі (1954-1993), Колумбії (1950-1993), Еквадорі (1951-1994), Гватемалі (1958-1994) та Парагваї (1958-1993), використовуючи щорічні дані. У роботі було застосовано тест Гранжера на причинно-наслідкову залежність по відношенню до вказаних п'яти країн. В Чилі та Парагваї виявлено двонаправлену причинно-наслідкову залежність між доходами та витратами, яка підтверджує гіпотезу про фінансову гармонію. Крім того, головним результатом є те, що фінансові контролюючі органи Чилі та Парагваю мають зменшити витрати та намагаться збільшувати прибутки одночасно, щоб тримати під контролем дефіцит бюджетних коштів. Для Колумбії, Еквадору та Гватемали було знайдено однонаправлену причинно-наслідкову залежність – від доходів до витрат. Це означає, що фінансові органи влади мають зосередитись на коригуванні податків, щоб контролювати бюджетний дефіцит та витрати.

## 1. Специфікація моделі та набір даних

**1.1. Специфікація моделі.** У роботах про причинно-наслідкову залежність між податками та витратами фактори, які спричиняють збільшення чи зменшення витрат та податків, як правило, не беруться до уваги. Це наводить на думку про те, що "інші змінні є постійними" і лише спосіб, у який податки та витрати впливають одне на одного, є темою для дослідження (Сагбас та Сен, 2003). У даній роботі функціональна форма, використана для прогнозування довготривалого відношення між доходами від податків та державними витратами, може мати наступний вигляд:

$$RTAX_t = f(RGSP_t), \quad (1)$$

де  $t$  – час,  $RTAX$  – доход від реального податку,  $RGSP$  – реальні державні витрати. Проте, у зв'язку з тим, що це сприяє інтерпретуванню гнучкості в аналізі, необхідно використати логарифмічну лінійну модель, подану нижче:

$$\ln RTAX_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RGSP_t + u_t, \quad (2)$$

де  $u_t$  – вектор похибок (залишковий член),  $\ln$  – натуральна логарифмічна конверсія,  $\alpha_1$  – гнучкість реальних державних витрат. З кореляції

між доходами від податку та державними витратами можна очікувати, що  $\alpha_0$  та  $\alpha_1$  будуть позитивними. У зв'язку з тим, що збільшення державних витрат може спричинити збільшення податків і навіть відсутність державних витрат, держава має продовжувати збирати податки.

**1.2. Набір даних.** У системі фінансування бюджетного дефіциту Туреччини, починаючи з 1980 року, набувають усе більшої популярності різні методи економічної політики. Проте зміна політики не принесла бажаного результату (Кесік, 2008). Внаслідок цього швидкий ріст державних витрат та доходів від податку спричинив зростання дефіциту бюджетних коштів. Недбалість при прийнятті відповідних заходів зі збільшення та управління державними доходами викликала те, що проблема стала ще більш критичною (Ялінпала, 2008). З цією метою для проведення відповідних аналізів було обрано дані за 1981-2004 рр. – період впровадження різних політичних заходів. Дані були взяті з Інституту статистики Туреччини (TÜİK) та веб-сайту статистичних показників. У таблиці 1 представлено результати тесту Філіпса-Перрона (Філіпс та Перрон, 1988) та розширеного тесту Дікі-Фуллера (Дікі та Фуллер, 1981) державних витрат (GSP) та оподаткування (TAX). Довжина лагів визначалась шляхом використання інформаційних критеріїв Шварца. Серії не є стаціонарними при  $I(0)$  (тоді як стаціонарними при  $I(1)$ ), базуючись на результатах тестів Філіпса-Перрона та Дікі-Фуллера при рівнях значимості 1% та 10% відповідно.

Таблиця 1. Результати тестів Дікі-Фуллера та Філіпса-Перрона

	Тест Дікі-Фуллера		Тест Філіпса-Перрона	
	Рівень	І різниця	Рівень	І різниця
Змінні	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
$\ln RTAX$	-2.237	6.235*	-2.338	-6.303*
$\ln RGSP$	-3.209	-3.426**	3.209	-6.445*

Примітка: \*, \*\* означають статистичну значимість на рівнях 1% та 10% відповідно.

## 2. Економетрична методологія

Щоб застосувати метод граничного аналізу, визначимо вектор двох змінних,  $z_t$ , де  $z_t = (y_t, x_t)'$ ,  $y_t$  – залежна змінна, а  $x_t$  – вектор регресорів. Дані, що генерують процес  $z_t$ , – вектор авто регресії. Для коінтеграційного аналізу суттєвим є той факт, щоб  $\Delta y_t$  був змодельований як умовна модель корекції похибки (СЕСМ):

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j \Delta x_{t-j} + \omega_t + \mu_t \quad (3)$$

де  $\pi_{yy}$  та  $\pi_{yx}$  – довгострокові мультиплікатори (коефіцієнти),  $c_0$  – константа,  $\omega_t$  – вектор екзогенних компонентів, тобто фіктивні змінні. Лагові значення  $\Delta y_t$  та поточні й лагові показники  $\Delta x_t$  також використовуються в моделі, а  $\mu_t$  – вектор похибки. Метод граничного аналізу для перевірки відсутності будь-якого відношення між  $y_t$  та  $x_t$  проводиться шляхом виключення лагових змінних  $y_{t-1}$  та  $x_{t-1}$  з рівняння 3. З цього слідує, що наш тест на відсутність умовного відношення між  $y_t$  та  $x_t$  викликає наступні нульову та альтернативну гіпотези:

$$H_0: \pi_{yy} = 0, \pi_{yx} = 0'$$

$$H_1: \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx} \neq 0' \text{ or } \pi_{yy} \neq 0,$$

$$\pi_{yx} = 0' \text{ or } \pi_{yy} = 0, \pi_{yx} \neq 0'$$

Песаран та ін. (2001) створили два набори критичних значень, припускаючи, що обидва регресори – це  $I(1)$  та  $I(0)$ . F-статистика, яка має нестандартний розподіл, залежить від: (1) того, чи модель ARDL містить вільний член (інтерсепт) та/або напрямок, (2) кількості регресорів, (3) того, чи змінні, включені в модель ARDL, це  $I(0)$  або  $I(1)$ . Якщо обчислена F-статистика є більшою за вище критичне значення,  $I(1)$ , нульова гіпотеза про недовготривале відношення може бути відхилена без розуміння порядку інтеграції регресорів. У протилежному випадку, якщо обчислена F-статистика є меншою за нижче критичне значення,  $I(0)$ , нульова гіпотеза приймається без розуміння порядку інтеграції регресорів. Коли тестова статистика припадає на верхнє чи нижнє критичне значення, остаточний висновок не можна зробити. Ми повинні знати порядок інтеграції змінних,  $I(d)$ , для будь-якого висновку.

Метод граничного аналізу має ряд переваг, що спонукали нас використати його при проведенні даного дослідження. Ця процедура може бути застосована по відношенню до моделі, незалежно від того, чи мають місце змінні  $I(0)$  чи  $I(1)$ .

Інші переваги даного методу полягають у тому, що він може бути використаний у випадку, коли розмір вибірки є малим, тобто таким, який і є в нашому дослідженні.

### 3. Емпіричні результати

У даному розділі представлено емпіричні результати. Почнемо з результатів тесту коінтеграції. Обчислена F-статистика та критичні значення

представлені в таблиці 2. F-статистика (тест Вальда) необхідна для перевірки наявності відношення коінтеграції між змінними функції (2). Коли реальне оподаткування – це залежна змінна, обчислена F-статистика має вигляд  $F_{RTAX}(RTAX|RGSP) = 9.7327$ . Це значення є більшим за вищу критичну позначку 7.84 на рівні 1%. Цей результат наводить на думку про те, що нульова гіпотеза про недовготривале відношення може бути відхилена.

Таблиця 2. Результати тестування коінтеграції

k	90%		95%		99%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
1	4.04	4.78	4.94	5.73	6.84	7.84
Обчисл. F-статистика $F_{RTAX}(RTAX RGSP) = 9.7327$ (Вірог. 0.002)						

Примітка: критичні значення взяті з Песаран та ін. (2001).

В цьому контексті було встановлено значне довготривале відношення коінтеграції; рівняння 2 оцінене за допомогою наступної специфікації ARDL (p, q):

$$\ln RTAX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1 \ln RTAX_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_2 \ln RGSP_{t-j} + \mu_t \quad (4)$$

В моделі було використано максимум 2 лаги. Представлена модель базується на критерії Шварца-Байєса (Schwarz Bayesian Criterion). Довгострокові та короткострокові результати представлені в таблицях 3 та 4 відповідно. Результати показують, що управлінські витрати позитивно впливають на оподаткування на короткий та довгий строки; однак це відношення є статистично значимим на рівні 1%. У короткостроковій та довгостроковій перспективах 1%-ве підвищення державних витрат збільшить оподаткування близько на 0.79% та 0.84% відповідно.

Таблиця 3. Довгострокові результати. Залежна змінна:  $\ln RTAX$

Пояснювальні змінні	Коефіцієнт	t-статистика
$\ln RGSP_t$	0.8451*	30.129
$\alpha$	0.7869*	3.415

Примітка: \* означає статистичну значимість на рівні 1%.

Таблиця 4. Короткострокові результати. Залежна змінна:  $\Delta \ln RTAX$

Регресори	Коефіцієнт	t-статистика
$\ln RGSP_t$	0.7971*	6.0909
$\alpha$	0.7422*	-3.095
$ECM_{t-1}$	-0.9432*	-6.277

Примітка: \* означає статистичну значимість на рівні 1%.

Модель корекції похибки була також оцінена в межах ARDL. Результати за період 1981-2004 рр. показують, що значення корекції похибки  $ECM_{t-1}$  є негативним, що вказує на те, що механізм обертеного зв'язку є досить ефективним методом стабілізації дисбалансів у зовнішніх розрахунках у Туреччині.  $ECM_{t-1}$  є вагомим протягом 1981-2004 рр., набуваючи значення -0.94, що вказує на те, що відхилення від рівня довгострокової рівноваги податків в одному році коригується близько 94% наступного року.

Таблиця 5. Результати діагностичної перевірки

$R^{-2}$	0.6409
$\sigma$	0.0829
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.4578 (Вірогідність: 0.49)
$\chi^2_{Hom}(2)$	1.2773 (Вірогідність: 0.528)
$\chi^2_{ARCH}(2)$	1.5391 (Вірогідність: 0.215)
$\chi^2_{RESET}(2)$	0.2448 (Вірогідність: 0.62)

Дані таблиці 5 підлягали багатьом діагностичним перевіркам, включаючи тест автокореляції, відповідності (стандартам) та гетероскедастичності. Не виявлено доказу автокореляції у порушенні вектора похибки (залишкового члена). Оцінена модель проходить перевірку на відповідність нормам Жака-Бера, які вказують на те, що похибки є нормально розподіленими, а результати тесту помилкової специфікації Рамсея свідчать про те, що модель коректно визначена, тоді як згідно з результатами тесту ARCH, проблеми гетероскедастичності не існує.

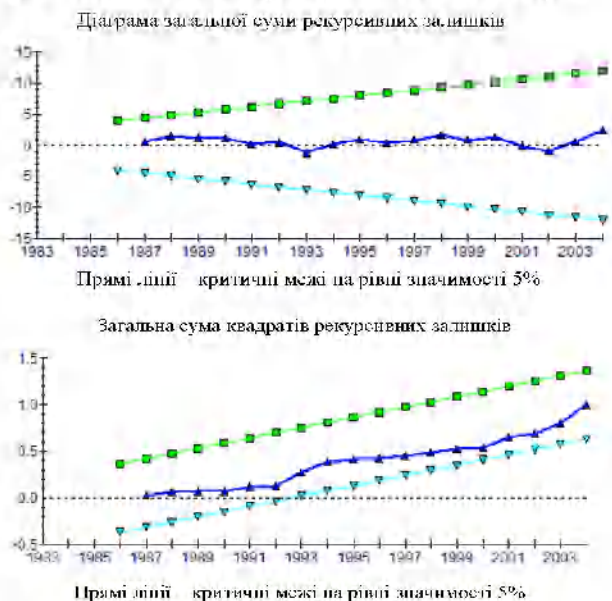


Рис. 1. Перевірка загальної суми та суми квадратів для СЕСМ

Список використаних джерел

1. İlhan, G., "Vergi Ödemeyi Etkileyen Ekonomik Faktörler", www.akademikbakis.org (17.01.2008).
2. Kesik, A., "Bütçe Yönetimi ile Borç Yönetiminin Ayrılmasının Konsolide Bütçeye Yansımaları", www.portal1.sgb.gov.tr/calismalar/yayinlar/md/md143/ahmetkesik.pdf (17.01.2008).

З іншого боку, у випадку Туреччини тест на стабільність параметрів є важливим, оскільки ця країна зазнала декількох внутрішніх шоків, таких як державні перевороти у 1994 та зниження валютного курсу у 2001 році (див. рис. 1), запропоновані Браун та ін. (1975), використовуються для перевірки постійності довгострокових параметрів. Як видно з рисунка 1, перевірені дані тестів Брауна та ін. є всередині інтервалу конфіденційності 95%. Це говорить про те, що використані тести чітко вказують на стабільність оцінених параметрів СЕСМ протягом періоду, що вивчався.

Висновок

У статті використано метод граничного аналізу, щоб проаналізувати відношення між управлінськими витратами та доходами від оподаткування в Туреччині, використовуючи економічні показники за період з 1981 по 2004 рік.

Результати вказують на те, що немає довгострокового відношення рівноваги між вказаними змінними. Основні результати наступні: у короткостроковій та довгостроковій перспективах, одновідсоткове підвищення державних витрат збільшить доходи від оподаткування десь на 0.79% та 0.84% відповідно. Короткострокові та довгострокові управлінські витрати мають позитивний вплив на доходи від оподаткування, проте це відношення є статистично значним на рівні 1%. Це вказує на те, що Туреччина як країна, що розвивається, фінансує збільшення своїх державних витрат за допомогою нових податків, що відповідає економічній теорії. Той факт, що вільний член виявився статистично значним та мав плюсову позначку, означає, що на довготривалій та короткостроковій основах, за умови стаціонарності інших змінних, може мати місце збільшення доходів від оподаткування. Цей випадок чітко показує, що така ситуація спричинена податками, зібраними державою для виконання своїх обов'язків, що також узгоджується з економічною теорією. Крім того,  $ECM_{t-1}$  є важливим протягом 1981-2004 рр., набуваючи значення -0.94, що наводить на думку про те, що відхилення від рівня довгострокової рівноваги оподаткування в одному році коригується близько 94% у наступному.

3. Sağbaşı, İ. & Şen, H. Vergi Gelirleri ile Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Literatüre Bir Bakış//Vergi Dünyası, 2003. – №22. – pp. 137-144, 258.
4. Günaydın, İ. Vergi-Harcama Tartışması: Türkiye Örneği //Doğuş Üniversitesi Dergisi, 2004. – №5 (2). – pp. 163-181.
5. Durkaya, M., Ceylan, S. Kamu Harcamalarının Finansmanında Vergi Bileşenlerinin Rolü ve Mali Aldanma//Hacettepe Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi, 2007. – №25 (2).
6. Egelı, H. "Gelişmekte Olan Ülkelerde Bütçe Açıkları", [http://www.canaktan.org/ekonomi/kamu\\_maliyesi/maliyegenel.pdf](http://www.canaktan.org/ekonomi/kamu_maliyesi/maliyegenel.pdf) (31.01.2008).
7. Alkin, E. "Türkiye`de Milli Savunma ve Kamu Harcamalarının, Bütçe Açığı, İç Borçlanma ve Enflasyona Etkisi". <http://www.ekodialog.com/Makaleler.html> (31.01.2008).
8. Yalınpala, J. Senyoraı, Enflasyon Vergisi ve İç Borçlanma İlişkisi. [www.idari.cu.edu.tr/dergi/](http://www.idari.cu.edu.tr/dergi/) pdf (24.01.2008)
9. G. Carneiro, F. Government Revenues and Expenditures in Guinea-Bissau: Causality and Cointegration. Africa Region Working Paper Series No. 65, January 2004, [www.worldbank.org/afr/wps/wp65.pdf](http://www.worldbank.org/afr/wps/wp65.pdf) (07.02.2008).
10. Ewing B.T., Payne J.E., "Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from Latin America", Journal of Economic Development, 1998. – №23. – pp. 2-57, 69.
11. Takero Doi (2008), "Is Japanese Local Finance Really Centralized? From a Viewpoint of the Revenue-Expenditure Nexus", University of Tokyo, Institute of Social Science, and Discussion Paper Series No: F-76, January 1999, [www.iss.u-tokyo.ac.jp/Paper/pdf/f-76.pdf](http://www.iss.u-tokyo.ac.jp/Paper/pdf/f-76.pdf) (07.02.2008).
12. Edward E. Ghartey, "The Budgetary Process and Economic Growth in Jamaica: Some Empirical Evidence from 1960 to 2004", September 2007, [www.mona.uwi.edu/economics/notices/Presentations/](http://www.mona.uwi.edu/economics/notices/Presentations/) pdf (07.02.2008).
13. Engle R.F. & Granger C.V.J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 1987. – №55. – pp. 251-276.
14. Johansen S. & Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money // *Oxford Bulletin of Economic and Statistic*, 1990. – №52. – pp. 169-210.
15. Narayan, P.K. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests // *Applied Economics*, 2005. – №37. – pp. 1979-1990.
16. Phillips, P.C., B.P. Perron. Testing for a Unit Root in Time Series Regression // *Biometrika*, 1988. – №75. – pp. 335-446.
17. Dickey, D.A., W.A., Fuller. Likelihood Ratio Statistics for an Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 1981. – pp. 10-57,72.
18. Pesaran, H.M. and Pesaran, B. (1997). *Microfit 4.0*. Oxford University Press, England.
19. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships // *Journal of Applied Econometrics*, 2001. – №16. – pp. 289-326.
20. Banerjee, A.J., Dolado, J., Mestre, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in single equation a framework // *Journal of Time Series Analysis*, 1998. – №19. – pp. 267- 283.
21. Brown, R.L., Durbin, J., Ewans, J. M. Techniques for testing to constancy of regression relations over time // *Journal of Royal Statistical Society B*, 1975. – №37. – pp. 149-192.

Отримано 04.03.2008

Переклад з англ. Сергед Н.М.