

**Ю. В. Василенко**

*доктор економічних наук, старший науковий співробітник, провідний науковий співробітник відділу економіко-математичного моделювання та інформаційно-аналітичного забезпечення фінансово-економічних досліджень НДФІ ДННУ "Академія фінансового управління", Київ, Україна, yuvas4009@gmail.com*

**ВИЗНАЧЕННЯ ТА ЗАСТОСУВАННЯ ФІСКАЛЬНОГО  
МУЛЬТИПЛІКАТОРА В СЕРЕДНЬОСТРОКОВОМУ  
ПРОГНОЗУВАННІ**

**Анотація.** Автором розкрито останні тенденції розрахунку й застосування фіскального мультиплікатора в розвинутих країнах, обґрунтовано використаний у статті метод визначення такого мультиплікатора. Розроблено модельний апарат для оцінки мультиплікаційного ефекту на основі модернізованої формули традиційного кейнсіанського мультиплікатора та з метою складання багатоваріантних середньострокових прогнозів зазначеного ефекту видатків сектору загального державного управління на економічне зростання України. Встановлено рівень фіскального мультиплікатора в країні на підставі статистичних даних за 2001–2016 рр., напрями його застосування при аналізі й середньостроковому прогнозуванні. Складено багатоваріантний середньостроковий прогноз мультиплікаційного ефекту видатків цього сектору на економічне зростання України на 2017–2020 рр. Наведено приклади використання фіскального мультиплікатора для аналізу наслідків різної державної політики в плані скорочення державних витрат та інвестиційної діяльності уряду країни.

**Ключові слова:** фіскальний мультиплікатор, модельний апарат, багатоваріантний середньостроковий прогноз.

**Форм. 22. Рис. 3. Табл. 2. Літ. 28.**

**Yuriy Vasylenko**

*Dr. Sc. (Economics), Senior research fellow, SESE "The Academy of Financial Management", Kyiv, Ukraine, yuvas4009@gmail.com*

**DETERMINATION AND APPLICATION OF THE FISCAL  
MULTIPLICATOR IN MEDIUM-TERM FORECASTING**

**Abstract.** The author identifies the latest trends in the determination and application of the fiscal multiplier in developed countries, drawing attention to two main methods: an empirical assessment (focusing on the advanced G20 countries, with the largest number of studies done for the United States), and model-based approaches, mainly on the model DSGE. The method of determining the fiscal multiplier on the new-Keynesian model of the open economy IS-LM is justified. A model apparatus for estimating the multiplier effect based on the modernized formula of the traditional Keynesian multiplier (using EViews software) and a model apparatus for developing multivariate medium-term forecasts of the multiplier effect of general government spending on Ukraine's economic growth (in Excel) are developed. The value of the fiscal multiplier in Ukraine is determined on the basis of statistical data for 2001-2016. It is equal to 1.5, which is typical for Ukraine in its present recessionary state, when it has just begun to recover after the crisis of 2014-2015. The directions of application of the fiscal multiplier in the analysis and medium-term forecasting are determined. A multivariate medium-term forecast of the multiplier

© Василенко Ю. В., 2017

effect of general government spending on Ukraine's economic growth for 2017-2020 is developed. The article provides examples of the application of the fiscal multiplier for analyzing the consequences of various state policies in terms of the reduction of government spending and investment activity of the country's government.

**Keywords:** fiscal multiplier, model apparatus, multivariate medium-term forecast.

**JEL classification:** E62, F30, H62.

### Ю. В. Василенко

*доктор економічних наук, старший науковий співробітник, ведучий науковий співробітник відділу економіко-математичного моделювання та інформаційно-аналітичного забезпечення фінансово-економічних досліджень НІФІ ГУНУ "Академія фінансового управління", Київ, Україна*

## ОПРЕДЕЛЕНИЕ И ПРИМЕНЕНИЕ ФИСКАЛЬНОГО МУЛЬТИПЛИКАТОРА В СРЕДНСРОЧНОМ ПРОГНОЗИРОВАНИИ

**Аннотация.** Автором раскрыты последние тенденции расчета и применения фискального мультипликатора в развитых странах, обоснован использованный в статье метод определения такого мультипликатора. Разработан модельный аппарат для оценки мультипликационного эффекта на основе модернизированной формулы традиционного кейнсианского мультипликатора и с целью составления многовариантных среднесрочных прогнозов данного эффекта расходов сектора общего государственного управления на экономический рост Украины. Установлено значение фискального мультипликатора в стране на основании статистических данных за 2001–2016 гг., направления его применения при анализе и среднесрочном прогнозировании. Составлен многовариантный среднесрочный прогноз мультипликационного эффекта расходов этого сектора на экономический рост Украины на 2017–2020 гг. Приведены примеры использования фискального мультипликатора для анализа последствий различной государственной политики в плане сокращения государственных расходов и инвестиционной деятельности правительства страны.

**Ключевые слова:** фискальный мультипликатор, модельный аппарат, многовариантный среднесрочный прогноз.

Спрямованість та інтенсивність фінансової політики в міжнародній практиці оцінюють за допомогою так званого фінансового імпульсу (*fiscal impulse*), котрий обчислюється як зростання/зниження дефіциту циклічно-скоригованого первинного підсумкового фінансового балансу порівняно з попереднім фінансовим роком. Додатне значення фінансового імпульсу вказує на те, що поточна політика є експансивною, тобто збільшує профіцит або зменшує дефіцит циклічно-скоригованого первинного підсумкового фінансового балансу порівняно з попереднім фінансовим роком, а від'ємне – на те, що поточна політика є обмежувальною, тобто зменшує профіцит або збільшує дефіцит циклічно-скоригованого первинного підсумкового фінансового балансу порівняно з попереднім фінансовим роком [1].

Порівняння значення фінансового імпульсу з показником реального/потенційного ВВП дає можливість визначити, якою є поточна фінансова політика: антициклічною, тобто такою, що пом'якшує вплив кризових явищ або стримує надмірне пожвавлення економічної активності, чи проциклічною,

тобто спрямованою на фінансову підтримку економіки в період високого рівня поточних доходів або на зменшення видатків під час рецесії [1]. Утім, висновки матимуть тільки якісний характер. Для кількісних розрахунків слід застосувати так званий кейнсіанський мультиплікатор. Він вимірює приріст ВВП, котрий відбувається у відповідь на приріст урядових витрат.

Зростання урядових витрат означає збільшення державою споживання товарів і послуг кінцевого споживання й товарів для нагромадження основного капіталу, що зумовлює розширення їхнього виробництва та імпорту, а також товарів проміжного споживання, необхідних для їх виготовлення, й доходів відповідних підприємств. Як наслідок, зростає потреба в послугах фінансових організацій, пов'язаних із фінансуванням закупівлі оборотних засобів, необхідних для виготовлення додаткових товарів. У результаті підвищується платоспроможний попит найманих працівників підприємств усіх типів на товари кінцевого споживання й житло та власників бізнесу всіх типів на товари кінцевого споживання й товари для нагромадження основного капіталу, що спричиняє додаткове збільшення їх виробництва та імпорту, примноження доходів і т. д. Таким чином, приріст ВВП стає більшим, ніж первинне зростання державних витрат, тобто виникає мультиплікаційний ефект. Відношення приросту ВВП до приросту урядових витрат і є мультиплікатором урядових витрат.

Цей мультиплікаційний процес є базисом неокейнсіанського принципу стимулювання розвитку країни шляхом збільшення державних видатків.

Кейнсіанські рецепти стимулювання інвестицій великою мірою визначили “новий курс” Ф. Рузвельта під час Великої депресії. Масове виконання громадських робіт коштом держави (будівництво гребель, доріг тощо) в ті роки стало саме тим способом, за допомогою якого вдалося збільшити державні витрати для виведення економіки зі стану стагнації. Специфікою американського прикладу було перевиробництво товарів, тому держава фінансувала саме громадські роботи, а не будівництво підприємств з виробництва товарів кінцевого споживання, житла або товарів для нагромадження основного капіталу, оскільки в тій ситуації важливо було створити платоспроможний попит, а не збільшувати пропозицію, викидаючи на ринок нові партії товарів. Так, будівництво дороги забезпечує приріст грошових доходів зайнятих, але не додає зайвих товарів у загальну масу нерозпроданих товарних запасів.

Наступним прикладом є План Маршалла для 15 країн Західної Європи та Японії після Другої світової війни. Згідно з цим планом згадані країни протягом 1948–1951 рр. отримували фінансову допомогу від США для оновлення основного капіталу в залізничному й повітряному транспорті, машинобудуванні. Результати були вражаючими: вже на початку 1950-х років ці країни досягли довоєнного рівня виробництва [2]. Щоправда, наведений приклад не можна розглядати як чистий експеримент із застосування кейнсіанського мультиплікатора, оскільки одночасно були знижені податки, запроваджені пільги для приватного інвестування, активно підтримувалася розбудова науки та передових технологій [3].

Ще одним прикладом слугують Китай і Малайзія в період 1980–2004 рр. Потужні іноземні інвестиції дали можливість цим країнам перетворитися на сучасні індустріальні держави, що динамічно розвиваються. Спочатку вони модернізували сільське господарство, харчову промисловість, сектор споживчих товарів, потім – машинобудування, хімічну промисловість та перейшли до високих технологій. У цей період економіка Малайзії зросла в 4,5 раза, Південної Кореї – в 4,8, Китаю – в 9,5 раза. Щоправда, і цей приклад не можна вважати чистим експериментом, адже досягненню зазначених результатів великою мірою сприяло централізоване стратегічне планування на основі п'ятирічних планів [4]. До речі, Бразилія, Мексика й Аргентина впродовж 1990–2000-х років теж були одними з основних одержувачів прямих іноземних інвестицій серед країн, що розвиваються. Проте їхній економічний стан залишався нестабільним: за 1980–2004 рр. обсяги ВВП Мексики, Бразилії скоротились у 5 разів, Аргентини – в 9 разів [4].

Щороку Секретаріат PEFA надає всім країнам світу Рамки (Основу) для оцінювання управління державними фінансами (Framework for Assessing Public Financial Management). У Рамках 2016 р. зазначено, що уряд готує прогнози основних макроекономічних показників, які разом із припущеннями, що покладені в їх основу, включаються в бюджетну документацію, котра подається законодавчому органу. Ці прогнози оновлюються щонайменше раз на рік, охоплюють бюджетний рік і два наступних фінансових роки. Прогнози повинні бути проаналізовані суб'єктом, який не брав участі в їх підготовці. Звичайно, в такій стислій інструкції не можуть міститися подробиці щодо методів прогнозування й, зокрема, застосування фіскального мультиплікатора. Але кожного року окремі економісти за завданням або під егідою МВФ широко використовують кейнсіанський мультиплікатор у своїх прогнозах розвитку великої кількості країн (від 40 до 130)<sup>1</sup>. Іноді в цих прогнозах є помилки, здебільшого через заниження мультиплікатора [5].

На думку Л. Християно, М. Ейхенбаума, С. Ребело, це могло статися через неврахування дослідниками того, що величина мультиплікатора залежить від реакції на грошово-кредитну політику [6]. М. Вудфорд вивів таку залежність між грошово-кредитною політикою та мультиплікатором [7]: якщо центральний банк зберігає незмінні реальні процентні ставки, то

<sup>1</sup> Наприклад, за останні роки див.: Christiano L., Eichenbaum M., Rebelo S. When is the Government Spending Multiplier Large? / Northwestern University. 2010, Dec. URL: <http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/rebelo/>; Woodford M. Inflation Targeting and Financial Stability / Columbia University. 2011, Nov. 10. URL: <http://www.columbia.edu/~mw2230/ITFinStab.pdf>; Ilzetzki E., Mendoza E. G., Végh C. A. How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? *NBER Working Paper*. 2010. No. 16479. URL: <http://www.nber.org/papers/w16479>; Laski K., Osiatynski J., Zieba J. The Government Expenditure Multiplier and its Estimates for Poland in 2006–2009. *WIIW Working Paper*. 2010. No. 63. URL: <https://wiiw.ac.at/the-government-expenditure-multiplier-and-its-estimates-for-poland-in-2006-2009-dlp-2129.pdf>; Blanchard O., Leigh D. Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers. *IMF Working Paper*. 2013. No. 1. URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1301.pdf>.

мультиплікатор дорівнює одиниці; за умови проведення жорсткої політики таргетування інфляції він менший за одиницю; коли нижня межа процентних ставок дорівнює нулю, мультиплікатор більший від одиниці. Ф. Карам вважає, що мультиплікатори мають перебувати в діапазоні 0,9–1,7 [8]. Зокрема, в Польщі його значення доволі високі – від 1,6 до 1,9 [9]. На переконання П. Мітри й Т. Погосяна, сьогодні фіскальна політика залишається ключем до економічної стабілізації України. Довгострокове бюджетне коригування має вирішальне значення для відновлення економічної довіри в умовах підвищеної невизначеності та геополітичних ризиків [10].

Отже, застосування фіскального мультиплікатора при складанні середньо- й довгострокових прогнозів економічного розвитку України є нагальною потребою. Звідси метою статті є розроблення модельного апарату для оцінювання мультиплікаційного ефекту на основі модернізованої формули традиційного кейнсіанського мультиплікатора, визначення фіскального мультиплікатора для України та демонстрація його застосування для середньострокового прогнозування мультиплікаційного ефекту видатків сектору загального державного управління (СЗДУ) на економічне зростання України, для аналізу наслідків державної політики як у минулому, так і при середньостроковому плануванні бюджетних видатків, у т. ч. наслідків рестрикційної політики та інвестиційної діяльності уряду країни в плані оцінювання її фактичної ефективності.

У проекті Стратегії реформування системи управління державними фінансами на 2017–2021 роки, в розділі “Стан розвитку системи управління державними фінансами”, наголошено: “Система УДФ в Україні досі сфокусована передусім на механізмах вхідного контролю, що змушує осіб, відповідальних за надання державних послуг, зосереджувати свої зусилля на додержанні вимог, а не на поліпшенні результатів та ефективності надання послуг. Таким чином, впровадження середньострокового бюджетного планування, забезпечення його чітких зв'язків з секторальними планами та підвищення ефективності державних видатків стають критично важливими для забезпечення стійкості та ефективності системи публічних фінансів, яка є основою для макроекономічної стабільності та стійкого економічного розвитку”. Далі зауважується, що з реформування таких фундаментальних компонентів системи УДФ, як середньострокове бюджетне планування, стратегічне планування та програмно-цільовий метод бюджетування, відбувся лише незначний прогрес. Україна досі використовує однорічний горизонт планування бюджету. Таким чином, до останнього часу Міністерство фінансів України займалося переважно суто фіскальними проблемами. Питання сталого розвитку національної економіки не включалися в порядок денний.

Наразі при розробленні й упровадженні Стратегії реформування системи управління державними фінансами цим питанням потрібно приділити пильну увагу. Неокейнсіанське стимулювання розвитку країни шляхом збільшення державних видатків є дуже важливою складовою середньостро-

кового і стратегічного бюджетного планування, а також планування за допомогою програмно-цільового методу.

Особливого значення цей напрям набуває саме зараз, після того, як завдяки посиленню контролю державних видатків було досягнуто зниження дефіциту державного бюджету у 2015–2016 рр. Безперечно, скорочувати дефіцит держбюджету потрібно, але при цьому слід усвідомлювати, що зменшення державних видатків, згідно з неокейнсіанською теорією, призводить до скорочення ВВП країни, причому в набагато більших масштабах, оскільки фіскальний мультиплікатор зазвичай істотно перевищує одиницю.

У реформованій системі управління державними фінансами процедуру визначення фіскального мультиплікатора для економіки України треба передбачити до початку середньострокового бюджетного планування й програмно-цільового бюджетування, а застосовувати його варто в процесі середньострокового і стратегічного бюджетного планування, а також планування за програмно-цільовим методом.

П. Мітра й Т. Погосян у 2015 р. провели емпіричну оцінку фіскальних мультиплікаторів для України [10]. Вона ґрунтувалася на визначенні структурного вектора авторегресії (так звана SVAR-модель) за методикою О. Бланшарда та Р. Перотті [11]. Оскільки ця методика досить складна, результати можуть бути неточними. І справді, у П. Мітри та Т. Погосяна мультиплікатор виявився значно меншим за одиницю, що виглядає для України нелогічним і нереальним. Згодом ми повернемося до цього питання.

У праці “Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections” узагальнено підходи до визначення фіскальних мультиплікаторів [12]. Загалом фахова література ґрунтується на двох методах обчислення фіскальних мультиплікаторів: емпіричному та на основі моделі. Обидва методи, як правило, визначають окремі мультиплікатори для доходів і для витрат. За емпіричного методу головна увага приділяється передовим країнам G-20, причому найбільше досліджень виконано для США. Бюджетні мультиплікатори від моделі DSGE [13] доступні для більшого числа країн. Наприклад, ОЕСР регулярно публікує звіти, котрі містять оціночні коефіцієнти мультиплікаторів на основі моделей для її членів [14]. У більшості досліджень сектором охоплення є загальне державне управління.

Обидва методи мають переваги й обмеження. Емпіричні методи часто ґрунтуються на економетричній оцінці за структурною моделлю векторної авторегресії (SVAR). Їхня головна перевага полягає в тому, що вони використовують дані по конкретних країнах для вивчення взаємозв'язку між податково-бюджетною політикою та обсягом випуску. Такий підхід виправданий тим, що між змінними, які розглядаються (доходи, витрати, виробництво, процентні ставки та інфляція), існують численні причинно-наслідкові зв'язки. При оцінці векторної авторегресії (VAR) ключовим завданням є виокремлення екзогенних фіскальних шоків. Починаючи з плідної статті О. Бланшарда та Р. Перотті [11], загальний підхід передбачає використання SVAR, що включає різні припущення для вилучення структурних шоків і оцінювання їхнього впливу на ВВП.

Однак методологія SVAR має певні обмеження у вимірі структурних шоків та піддається критиці. По-перше, підхід структурної ідентифікації може не відображати суто екзогенні фіскальні шоки, наприклад він не фільтрує рух активів і ціни на сировинні товари [15]. Для розв'язання цієї проблеми нещодавно розроблено нарративний (розповідний) підхід, котрий ще називають “дії на основі”, з використанням прямих оцінок фіскальних заходів урядових документів (наприклад, бюджетних) для виявлення екзогенних податкових шоків. Було також кілька спроб об'єднати нарративний підхід і модель SVAR шляхом включення податкових шоків, отриманих із бюджетних документів у рамках SVAR [16; 17]. По-друге, моделі SVAR і прості моделі VAR дають можливість оцінити середнє реагування виробництва на екзогенні фінансові шоки на основі минулих даних. Якщо досліджувана країна зазнала істотних структурних змін, “середній” мультиплікатор неточно вимірюватиме теперішній вплив фіскальної політики на випуск. По-третє, моделі SVAR зазвичай є лінійними та не враховують важливу особливість, що мультиплікатори залежать від складу країн у статистичній вибірці. Ряд нещодавніх досліджень розв'язує цю проблему шляхом використання нелінійних моделей SVAR, щоб визначити, чи змінюються мультиплікатори впродовж бізнес-циклу [18–20].

Водночас підходи, що ґрунтуються на неокейнсіанських макроекономічних моделях, зокрема DSGE, котрі найчастіше застосовуються для моделювання впливу фіскальної політики на економічне зростання [21], розглядають фіскальні мультиплікатори, які генеруються в семи DSGE-моделях. Однією з переваг останніх є те, що вони описують поведінку економіки загалом, аналізуючи взаємодію й поєднання багатьох мікроекономічних рішень. На відміну від DSGE, моделі VAR розглядають взаємодію лише кількох змінних.

Утім, визначення фіскальних мультиплікаторів за допомогою DSGE-моделей ускладнене низкою чинників. По-перше, немає єдиної думки про моделювання фіскальної політики. Приміром, на відміну від правила Тейлора для грошово-кредитної політики, немає загальноприйнятого бюджетного правила, котре повинне бути включене в модель DSGE. По-друге, багато таких моделей ґрунтуються на лінеаризованих рівняннях, що включає ситуаційні мультиплікатори. По-третє, результати моделювання зазвичай чутливі до вибору певних параметрів (наприклад, ступеня негнучкості цін і заробітної плати, вартості коригування інвестицій та частки агентів із обмеженою ліквідністю). По-четверте, мультиплікатори, що виходять із DSGE-моделей, певною мірою залежать від конкретних припущень моделювання, особливо якщо моделі відкалібровані, а не оцінюються. Коли ж та сама модель використовується для вимірювання мультиплікаторів у різних країнах, результати найчастіше демонструють меншу дисперсію, ніж коли мультиплікатори оцінюються емпіричними дослідженнями.

Вибір між альтернативними оцінками мультиплікатора вимагає встановлення того, чи є макроекономічні умови, з якими стикається країна, нор-

мальними за історичними стандартами. В країнах, щодо котрих є кілька оцінок, може бути застосоване таке емпіричне правило: емпіричні дослідження, котрі зазвичай ґрунтуються на довгострокових прогнозах, найбільш корисні для оцінки мультиплікаторів за середніх або нормальних обставин (невеликий розрив у рівні виробництва, процентна ставка, що не обмежена нульовою нижньою межею, тощо), причому нарративні підходи зазвичай розглядаються як такі, котрі забезпечують якісніші оцінки. Проте в разі якщо теперішні обставини істотно відрізняються від тих, котрі переважали в період оцінки емпіричного дослідження, мультиплікатори на основі моделей можуть бути кориснішими, оскільки можуть відображати незвичайні умови (приміром, висока частка обмежених кредитами агентів) або умови з декількома історичними прецедентами (наприклад, нульова нижня межа процентних ставок).

Р. Баррелл, Д. Холланд і Я. Херст проаналізували наслідки бюджетної консолідації для зростання ВВП у 18 країнах ОЕСР на тлі падіння їхніх економік унаслідок фінансової кризи 2008–2009 рр. [14]. Вона призвела до різкого зростання бюджетного дефіциту майже в усіх великих промислово розвинутих країнах. Циклічний вплив посилювався пакетами податкових стимулів і екстреною підтримкою у фінансовому секторі. Зазначене, у свою чергу, спричинило стрімке нарощення державного боргу у світовому масштабі, що поставило під загрозу довгострокову фінансову стійкість. Особливо сильний тиск спостерігався в деяких країнах зони євро, спровокувавши безпрецедентно високу прибутковість державних облігацій у таких державах, як Іспанія, Італія, Португалія та Греція. Як наслідок, цілий ряд великих країн мусили впроваджувати пакети фінансової консолідації, щоб зупинити зростання суверенного боргу.

Аналіз, проведений цими дослідниками, ґрунтується на серії симуляцій із використанням Глобальної економетричної моделі Національного інституту NiGEM. Вони декомпозували ключові фактори, які визначають розмір мультиплікатора, змінювали їх по одному та дійшли таких висновків: фіскальні мультиплікатори в різних країнах мають певні особливості, як і національні економіки. Крім того, їхні відмінності зумовлені внутрішніми такими чинниками, як реалізований фінансовий інструмент, зміна політики у відповідь на фінансові інновації та формування очікувань економічних агентів. Загалом у більшості країн мультиплікатори фіскальної політики є невеликими, а в разі, коли фіскальна політика затягується, – від'ємними. Мультиплікатори прагнуть більше бути в короткостроковій перспективі, ніж податкові мультиплікатори, хоча в реальному світі може бути важко здійснити швидкі реальні скорочення державних послуг. Відкритіші й фінансово лібералізованіші економіки зазвичай мають менші множники.

Формування очікувань теж має значення. Чим прогнозованішою є поведінка економічних агентів, тим меншим буде мультиплікатор. Посилення фіскальної політики найчастіше гальмує зростання в короткостроковій перспективі, проте зниження боргу послаблює тиск на реальні процентні став-



ки й, таким чином, у довгостроковій перспективі може поліпшити стійкий випуск. Що більша країна, то відчутнішим є цей ефект. Як зауважують Дж. Де Лонг і Л. Саммерс, у нинішніх економічних умовах мультиплікатори можуть бути більші, ніж зазвичай, через підвищені обмеження ліквідності, пов'язані з проблемами в банківському секторі та слабкістю економік [22]. Обмежена гнучкість униз у короткострокових процентних ставках також посилює очікуваний вплив фіскальних програм консолідації на випуск.

Зменшення державного боргу не може бути відкладене, проте цей процес характеризується високою невизначеністю. Оцінки будь-якої програми консолідації можуть бути знижені шляхом встановлення автоматичних зворотних зв'язків, котрі підвищують податки у відповідь на перерегулювання при таргетуванні боргів і дефіциту, але невизначеність оцінки не може бути зведена до нуля. Загалом одночасне таргетування боргів і дефіциту є ефективнішим, ніж окремо, оскільки вони є об'єктами тих самих шоків, які змушують їх відхилитися від цільового значення.

Р. Банерджі та Ф. Замполлі визначили короткострокові наслідки бюджетної консолідації для виробництва й зайнятості, а також те, як вони варіюють залежно від ділового циклу, грошово-кредитної політики, рівня державного боргу, поточного рахунку на прикладі 17 країн ОЕСР за період 1978–2007 рр. [23]. Авторами застосовано методи локальних прогнозів і наративний підхід, за допомогою якого виявлено стрибки бюджетної консолідації. Головний висновок полягає в тому, що короткострокові фіскальні мультиплікатори здебільшого залишаються меншими за одиницю, навіть у скрутних обставинах, оскільки в минулих епізодах консолідації важливу роль відігравали компенсуючі фактори. Зокрема, не знайдено доказів того, що фіскальні мультиплікатори є більшими від одиниці, коли розрив у обсязі виробництва від'ємний або за жорсткої грошово-кредитної політики. Натомість встановлено, що в досліджуваних країнах мультиплікатор був нижчим за середнє значення в умовах поточного дефіциту рахунку та високого рівня державного боргу (хоча в останньому випадку витрати на зайнятість, як правило, істотніші). Одним із факторів зростання вартості фіскальної консолідації є незначне збільшення приватних кредитів. Проте навіть у цьому випадку точкові оцінки показують, що фіскальні мультиплікатори не перевищують одиницю. В результаті аналізу встановлено, що мультиплікатори бюджетної консолідації не обов'язково більші від середнього рівня після глобальної фінансової кризи.

Водночас Д. Рієра-Крічтон, К. А. Вер, Г. Валетін за підсумками дослідження з використанням нелінійних методів стверджують, що оцінки мультиплікаторів державних витрат під час розвитку й рецесії можуть призвести до необ'єктивних результатів, незалежно від динаміки таких витрат [24]. У випадку країн ОЕСР проблема виникає через те, що, всупереч очікуванням, не завжди державні витрати в періоди спаду зростають, тобто їхня динаміка є антициклічною. Найчастіше вони знижуються (проциклічна динаміка). Оскільки економіка реагує на збільшення/зменшення державних ви-

трат несиметрично, реальний довгостроковий мультиплікатор у несприятливий час (коли до того ж зростають державні витрати) дорівнює 2,3 порівняно з його значенням 1,3, якщо ми просто розрізняємо рецесію й розвиток. За екстремальної рецесії довгостроковий мультиплікатор сягає позначки 3,1.

На наш погляд, саме такі значення фіскального мультиплікатора мають бути типовими для України тепер, коли вона тільки почала одужувати після кризи 2014–2015 рр.

Е. Таннер для визначення фіскального мультиплікатора пропонує використовувати простішу, неокейнсіанську модель відкритої економіки IS-LM [25]. У цій моделі ВВП (або ВВП) країни пов'язується, з одного боку, з державними доходами й витратами, з другого – із грошово-кредитною політикою через банківську ставку кредиту. Ми застосували саме цей підхід, дещо модернізувавши рівняння експорту та імпорту.

При визначенні фіскального мультиплікатора в економіці України необхідно врахувати важливу особливість – такий вид тіньової діяльності, як завищення цін державних закупівель. Через його масштабність реальний розмір фіскального мультиплікатора може істотно зменшуватись. Отже, щоб досягти запланованого збільшення ВВП країни в умовах тіньової діяльності, можливо, буде потрібно передбачити значно більший приріст державних витрат.

### Розроблення модельного апарату для оцінки мультиплікаційного ефекту на основі модернізованої формули традиційного кейнсіанського мультиплікатора

Фіскальний мультиплікатор визначається із системи рівнянь, яка в моделі IS-LM описує саме криву IS. Тобто спочатку за фактичними даними України слід побудувати регресійні рівняння таких залежностей:

– обсягу кінцевих споживчих витрат  $C$  від ВВП  $Y$ :

$$C = a_{C_0} + a_{C_Y} Y; \quad (1)$$

– величини інвестицій  $I$  – від ВВП і банківської ставки кредиту:

$$I = a_{I_0} + a_{I_Y} Y + a_{I_p} p; \quad (2)$$

– розміру державних витрат  $G$  – від їх приросту  $GP$ :

$$G = a_{G_0} + a_{G_{GP}} \cdot GP; \quad (3)$$

– обсягу експорту  $EX$  – від банківської ставки  $p$ ; додатково до рекомендацій [25] із класичних теоретичних міркувань уведемо в це й наступне рівняння ще обмінний курс  $r$  та індекс світового ВВП<sup>1</sup>  $y_w$ :

$$EX = a_{EX_0} + a_{EX_p} p + a_{EX_r} r + a_{EX_{y_w}} y_w; \quad (4)$$

<sup>1</sup> Ідея цієї модернізації належить шановному професору О. І. Черняку.

– величини імпорту  $IM$  – від ВВП, банківської ставки кредиту, обмінного курсу  $r$  та індексу світового ВВП  $y_w$ :

$$IM = a_{IM_0} + a_{IM_p} p + a_{IM_r} r + a_{IM_{y_w}} y_w. \quad (5)$$

Після побудови регресійних рівнянь (1–5) фіскальний мультиплікатор  $M$  розраховується за формулою:

$$M = \frac{1}{1 - a_{C_Y} - a_{I_Y} + a_{IM_Y}}, \quad (6)$$

де  $a_{C_Y}$ ,  $a_{I_Y}$ ,  $a_{IM_Y}$  – коефіцієнти рівнянь відповідно споживання (1), інвестицій (2) та імпорту (5) при ВВП, тобто коефіцієнти еластичності споживання, інвестицій та імпорту за величиною ВВП, якщо змінні в рівняннях представлені логарифмами економічних показників.

Оскільки ці регресії визначаються за фактичними даними України, то отриманий у результаті подальших розрахунків фіскальний мультиплікатор відображає вплив урядових витрат на ВВП за фактичної ефективності інвестицій.

Далі розмір ВВП після приросту державних витрат  $GP$  за певного значення банківської ставки кредиту  $p$  і обмінного курсу  $r$  обчислюється згідно з методикою Е. Таннера [25] та нашою модернізацією за формулою:

$$Y = b + b_p p + b_r r + b_{y_w} y_w + M \cdot GP, \quad (7)$$

де 
$$b = (a_{C_0} + a_{I_0} + a_{G_0} + a_{EX_0} - a_{IM_0}) \cdot M; \quad (8)$$

$$b_p = (a_{I_p} + a_{EX_p} - a_{IM_p}) \cdot M; \quad (9)$$

$$b_r = (a_{EX_r} - a_{IM_r}) \cdot M; \quad (10)$$

$$b_{y_w} = (a_{EX_{y_w}} - a_{IM_{y_w}}) \cdot M, \quad (11)$$

де  $a_{C_0}$ ,  $a_{I_0}$ ,  $a_{G_0}$ ,  $a_{EX_0}$ ,  $a_{IM_0}$  – вільні члени рівнянь відповідно споживання (1), інвестицій (2), державних витрат (3), експорту (4) та імпорту (5);

$a_{I_p}$ ,  $a_{EX_p}$ ,  $a_{IM_p}$  – коефіцієнти рівнянь відповідно інвестицій (2), експорту (4) та імпорту (5) при банківській ставці, тобто коефіцієнти еластичності інвестицій, експорту й імпорту за величиною банківської ставки кредиту (якщо змінні в рівняннях представлені логарифмами економічних показників);

$a_{EX_r}$ ,  $a_{IM_r}$  – коефіцієнти рівнянь відповідно експорту (4) та імпорту (5) при обмінному курсі;

$a_{EX_{y_w}}$ ,  $a_{IM_{y_w}}$  – коефіцієнти рівнянь відповідно експорту (4) та імпорту (5) при індексі світового ВВП.

Розроблення модельного апарату для оцінювання мультиплікаційного ефекту на основі модернізованої формули традиційного кейнсіанського мультиплікатора починається із формування масиву вхідних даних, краще в програмі MS Excel.

Показники 2001–2013 рр. не порівнянні з даними 2014–2016 рр. через відсутність у складі останніх відомостей по Криму й частині зони АТО. Держстат розрахував показники 2010–2013 рр. без урахування зазначених територій. Індекси показників за ці роки можна використати для приблизного перерахунку даних за 2001–2009 рр. без Криму й частини зони АТО. У 2010–2011 рр. економіка України розвивалася більш-менш успішно, як і впродовж дев'яти попередніх років. Її стагнація почалась у 2012–2013 рр. Із метою корекції даних за 2001–2009 рр. без Криму й частини зони АТО ми використали середні значення індексів по кожному показнику за 2010–2011 рр. (табл. 1). Видатки зведеного бюджету за 2014 р. Мінфін надав із урахуванням бюджетної звітності АР Крим і м. Севастополя за І кв., тому їх ми скоригували на чверть середнього значення цього індексу по даному показнику за 2010–2011 рр.

Залежності (1–5) можна визначати безпосередньо відносно вхідних даних табл. 1, або їх абсолютних приростів, або їх відносних приростів, або їх логарифмів. Ми спробували всі ці варіанти. Найточніші результати дає перший. Залежності визначалися методом найменших квадратів за допомогою програмного забезпечення EViews. Вони виявилися такими:

- Залежність обсягу споживання  $C$  від ВВП  $Y$  (1):

$$C = -50792,9 + 0,711447 \cdot Y. \quad (12)$$

Це рівняння є статистично значимим, тому що згідно з коефіцієнтом детермінації  $0,996167$  пояснює  $0,996167^{0,5} = 99,8$  % дисперсії результативного показника, якщо залежність між ними лінійна. Проте істотної нелінійності тут очікувати не варто. Великі значення  $t$ -статистики ( $60,3$  при показнику ВВП та  $-3,6$  при вільному члені) свідчать про достовірність коефіцієнта при ВВП і вільного члена.

- Залежність обсягу інвестицій  $I$  від ВВП  $Y$  та банківської ставки кредиту  $p$  (2):

$$I = 62624,72 + 0,144903 \cdot Y - 1599,51 \cdot p. \quad (13)$$

Це рівняння пояснює 92 % дисперсії результативного показника.

Велике значення  $t$ -статистики при показнику ВВП ( $8,7$ ) вказує на достовірність коефіцієнта при ВВП, і навпаки, невелике її значення при показнику банківської ставки кредиту ( $-0,46$ ) – на недостатню достовірність відповідного коефіцієнта. Проте його знак відповідає теоретичним уявленням про цю залежність. Отже, попри недостатню достовірність коефіцієнта при факторі банківської ставки кредиту, цей фактор можна залишити в рівнянні.

Таблиця 1. Масив вхідних даних

Рік	Кінцеві споживчі витрати, млрд грн	Інвестиції, млрд грн	Державні витрати, млрд грн	Експорт, млрд грн	Імпорт, млрд грн	Банківська ставка кредиту, %	ВВП, млрд грн	Приріст державних витрат порівняно з 2001 р.	Курс гривні до долара США	Індекс світового ВВП, %
	C	I	G	EX	IM	p	Y	GP	r	Y <sub>w</sub>
2001	116	42	45	104	103	23,0	203	0	5,30	2,7
2002	129	44	46	114	106	10,5	226	5	5,33	1,9
2003	151	54	59	142	137	9,1	267	19	5,33	3,8
2004	185	61	77	204	182	18,3	344	44	5,31	4,9
2005	257	95	92	213	212	14,6	441	82	5,05	4,7
2006	325	127	116	238	257	14,1	544	114	5,05	5,3
2007	432	190	156	302	348	13,5	724	162	5,05	5,2
2008	595	256	195	417	499	16,0	955	240	7,70	3,1
2009	585	154	195	396	418	18,3	912	239	7,99	-0,8
2010	688	212	222	508	551	14,6	1 079	306	7,96	5,1
2011	869	267	251	648	734	14,3	1 300	342	7,99	3,8
2012	959	291	275	670	792	15,5	1 405	414	7,99	3,1
2013	1 057	263	281	629	765	14,4	1 465	427	7,99	3,3
2014	1 134	196	309	771	827	15,0	1 587	471	15,77	3,3
2015	1 333	276	417	1 046	1 083	17,5	1 989	627	24,00	3,0
2016	1 681	384	499	992	1 104	16,2	2 452	783	27,19	3,1

Складено на основі розрахунків за даними Державної служби статистики України, Національного банку України, а також відділу економіко-математичного моделювання та інформаційно-аналітичного забезпечення фінансово-економічних досліджень НДФІ ДНУ "Академія фінансового управління".

• Залежність обсягу державних витрат  $G$  від їх приросту відносно 2001 р.  $GP$  є тривіальною:

$$G = 319201,6 + GP. \quad (14)$$

• Залежність обсягу експорту  $EX$  від банківської ставки  $p$ , обмінного курсу  $r$  та індексу світового ВВП  $y_w$  (4):

$$X = 261607,2 - 2023,5 \cdot p + 38979,4 \cdot r + 29556 \cdot y_w \quad (15)$$

є достатньо значимою, оскільки пояснює 76 % дисперсії результативного показника.

Проте мале значення  $t$ -статистики при показнику банківської ставки кредиту  $(-0,14)$  вказує на повну недостовірність відповідного коефіцієнта, хоча його знак адекватний теоретичним уявленням про цю залежність. Із теоретичних міркувань, чим більша банківська ставка кредиту, тим меншим повинен бути експорт. Коефіцієнт при індексі світового ВВП також є недостовірним, а при обмінному курсі – достовірним ( $t$ -статистика дорівнює 6).

Виключивши з рівняння банківську ставку та індекс світового ВВП, отримуємо таке рівняння:

$$X = 98443,1 + 38534,18 \cdot r \quad (16)$$

• Залежність обсягу імпорту  $IM$  від ВВП  $Y$ , банківської ставки кредиту  $p$ , обмінного курсу  $r$  та індексу світового ВВП  $y_w$  (5):

$$IM = -14153 + 0,55777 \cdot Y - 1038 \cdot p - 6070 \cdot r + 2569 \cdot y_w \quad (17)$$

є статистично значимою – пояснює 99 % дисперсії результативного показника.

Велике значення  $t$ -статистики при показнику ВВП (12,6) свідчить про достовірність відповідного коефіцієнта. Малі її значення при показниках банківської ставки кредиту (0,22) та індексі світового ВВП вказують на недостовірність відповідних коефіцієнтів.

Виключивши з рівняння банківську ставку та індекс світового ВВП, отримуємо таке рівняння:

$$IM = 10823,7 + 0,557483 \cdot Y - 6057,45 \cdot r \quad (18)$$

Мале значення  $t$ -статистики при показнику обмінного курсу  $(-1,52)$  свідчить про недостатню достовірність відповідного коефіцієнта, але знак останнього відповідає теоретичним уявленням про цю залежність. Отже, залишимо даний фактор у рівнянні.

Великі значення  $t$ -статистики – від 6,7 у рівнянні (16) до 60 в рівнянні (10) – вказують на достовірність коефіцієнтів при показнику ВВП у всіх рівняннях. І навпаки, низькі значення  $t$ -статистики – від 0,2 у рівнянні (17) до 0,46 у рівнянні (13) – при показнику банківської ставки кредиту свідчать про недостовірність відповідних коефіцієнтів у обох рівняннях.

Останнє не дивно: ще у 2000 р. Ф. С. Мишкін [26] встановив, що в країнах із перехідною економікою зв'язок між грошовим агрегатом та інфляцією є слабким, а за висновками О. І. Береславської [27] процентна ставка в Україні, з одного боку, не може бути інструментом впливу на ціни, з другого – через практичну відсутність фондового ринку не відображає вплив грошово-кредитної політики на економіку. Справді, наші дослідження показали, що зміни банківської ставки за кредитами й дефлятора ВВП у 2001–2006 рр. були не колінеарними, а майже протилежними (рис. 1), тобто обидві класичні схеми розвитку інфляції (внаслідок як пропозиції грошей, так і регулюючої реакції банківської ставки І. Фішера) не спрацьовували.

Після побудови цих регресійних рівнянь фіскальний мультиплікатор  $M$  розраховується за формулою (6):

$$M = \frac{1}{1 - 0,711447 - 0,144903 + 0,557483} = 1,4263. \quad (19)$$

Таким чином, як і стверджувалось у праці Д. Рієра-Крічтона, К. А. Вега та Г. Валетіна [24], за рецесії саме такі значення фіскального мультиплікатора є типовими для України сьогодні, коли вона тільки почала одужувати після кризи 2014–2015 рр. (рис. 2).

Розрахуємо інші коефіцієнти для рівняння (7). Коефіцієнт  $b$  із рівняння (8) виявився зміщеним угору. Його корекцію ми вирішили здійснити так, щоб вийти на медіану результативного показника, тобто щоб сума відхилень теоретичного ВВП, обчисленого за рівнянням (7), від фактичного стала нульовою. Однак немає сенсу враховувати всю вибірку, тому нами взято

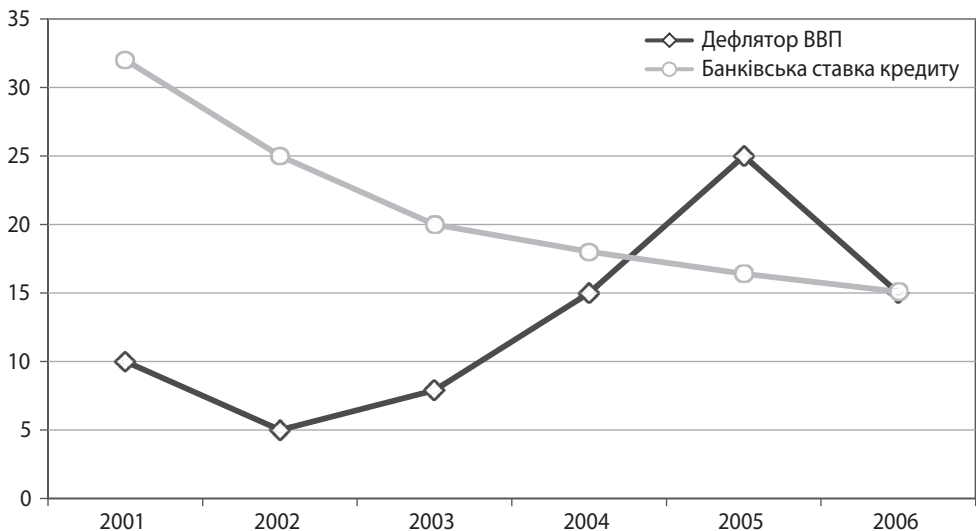


Рис. 1. Динаміка банківської ставки кредиту та дефлятора ВВП у 2001–2006 рр.

Побудовано за даними Національного банку України та Державної служби статистики України.

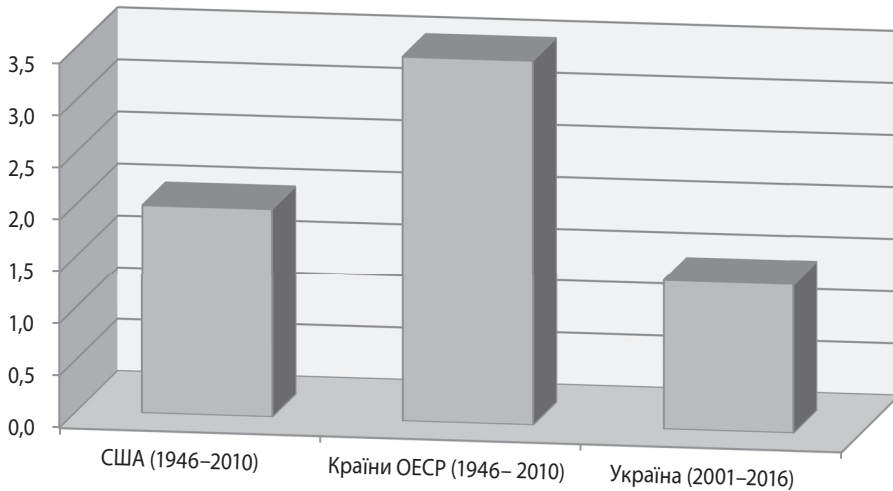


Рис. 2. Значення фіскального мультиплікатора під час рецесії у США, країнах ОЕСР і Україні

Побудовано за: Auerbach A. J., Gorodnichenko Y. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*. 2012. Vol. 4. P. 1–27; для України – за розрахунками автора.

тільки три останніх роки (2014–2016), за котрі РФ уже відібрала в Україні Крим і частину зони АТО. При цьому найбільшу вагу (1) ми надали 2016 р., меншу – 2015 р. (0,7) та ще меншу – 2014 р. (0,4). Таким чином, коефіцієнт  $b$  скориговано до 95350.

Коефіцієнт  $b_p$  із рівняння (9) з урахуванням того, що фактор банківської ставки кредиту виключено з рівнянь експорту й імпорту як незначущий, дорівнює:

$$b_p = (-1599,511) \cdot 1,4263 = -2281,32. \quad (20)$$

Зважаючи на модифікацію рівнянь експорту та імпорту у формулі (7) порівняно з класичною формулою, з'явилася ще одна складова  $b_r \cdot r$  (ще раз нагадаємо, що фактор індексу світового ВВП виключено з рівнянь експорту й імпорту як незначущий). Коефіцієнт  $b_r$  дорівнює:

$$b_r = (38534,18 - (-6057,45)) \cdot 1,4263 = 63599,39. \quad (21)$$

Отже, модифікована формула (7) для розрахунку обсягу ВВП набула вигляду:

$$Y = 95350 - 2281,32 \cdot p + 63599,39 \cdot r + 1,4263 \cdot GP. \quad (22)$$

Варто зауважити, що при побудові системи рівнянь нами використано фактичну інформацію про розмір державних витрат, котра відображає результати реальної тіньової діяльності щодо завищення цін державних закупівель і, відповідно, державних витрат. Тому додатково враховувати цей вид тіньової діяльності не потрібно.



### Розроблення середньострокового прогнозу мультиплікаційного ефекту витратів СЗДУ на економічне зростання України

Практичний підхід до визначення впливу фіскальних заходів на економічну динаміку полягає в коригуванні базового прогнозу виробництва з використанням оціночних фінансових шоків і фіскальних мультиплікаторів [12]. Моделювання починається з базового прогнозу ВВП, який не включає вплив фіскальних шоків, потім додаються ефект запланованих фіскальних заходів, а також залишки від попередніх дій.

Саме в такий спосіб ми розробили модельний апарат для оцінки мультиплікаційного ефекту на основі модернізованої формули традиційного кейнсіанського мультиплікатора. Його можна застосовувати для аналізу фактичних змін у економіці України, багатоваріантного прогнозу її розвитку за різної державної політики, а також для розгляду наслідків різної державної політики як у минулому, так і при середньостроковому плануванні бюджетних витратів.

*Аналіз фактичних змін у економіці України.* Підставивши в рівняння (22) фактичні значення приросту державних витрат і банківської ставки кредиту, отримуємо величину ВВП. Якщо вона істотно відрізняється від фактичної, необхідно з'ясувати причини цього.

У 2016 р. номінальний ВВП України без Криму й частини зони АТО становив 2 451 567 млн грн, державні витрати – 498 924 млн, їх приріст порівняно з 2001 р. – 453 953 млн грн, номінальна банківська ставка кредиту – 16,24 %. Тоді обчислений за допомогою рівняння (22) номінальний ВВП дорівнюватиме:

$$Y = 95350 - 2281,32 \cdot 16,24 + 63599,39 \cdot 27,19 + 1,4263 \cdot 453953 = \\ = 2433406 \text{ млн грн,}$$

що відрізняється від реального на 0,67 %. Як бачимо, точність доволі висока, отже, можна припустити, що інші фактори, крім врахованих при визначенні фіскального мультиплікатора й тих, що вплинули на створення ВВП України у 2016 р., не впливали або нейтралізували один одного.

*Багатоваріантний прогноз розвитку економіки України за різної державної політики.* При прогнозуванні необхідно підставити в рівняння (22) прогнозні значення приросту державних витрат і банківської ставки кредиту. Отримуємо прогнозне значення номінального ВВП України без Криму та частини зони АТО, а потім – приріст ВВП порівняно з попереднім роком. Останній показник потрібно додати до прогнозного значення ВВП, одержаного без застосування фіскального мультиплікатора.

Проведемо такий розрахунок для консенсус-прогнозу, розробленого в січні 2017 р. за даними Міністерства економічного розвитку і торгівлі України, Інституту демографії та соціальних досліджень імені М. В. Птухи НАН України, ДУ “Інститут економіки та прогнозування НАН України”, Інституту економічних досліджень та політичних консультацій, Інституту еволюційної економіки, Міжнародного центру перспективних досліджень,

Dragon Capital, The Bleyzer Foundation, Агентства індустріального маркетингу [28].

Як відомо, консенсус-прогноз надає три варіанти розвитку подій: мінімальний, максимальний і медіанний (починаючи з 2017 р., раніше надавався середній). Найближчим до факту прогнозом приросту ВВП на 2016 р. виявився саме максимальний – 1,6 і 2,3 %. Тому подальші розрахунки виконаємо саме для максимального варіанта консенсус-прогнозу.

Для визначення приросту державних витрат використовуємо дані цього консенсус-прогнозу. Такі витрати складаються з кінцевого споживання й валового нагромадження. Консенсус-прогноз надає величину приросту державного кінцевого споживання у 2017 р. (3 %) та у 2018 р. (2,4 %), але не розкриває цей показник для 2019–2020 рр. Припустимо, що останній дорівнює приросту 2018 р. – 2,4 %.

Щодо нагромадження основного капіталу в СЗДУ та інших складових державних витрат консенсус-прогноз даних не надає. Кореляції між цими нагромадженнями й тими, що стосуються інших секторів національної економіки не спостерігається, отже, використати прирости загального валового нагромадження основного капіталу для його прогнозу в СЗДУ неможливо. Тому для прогнозування припустимо, що темпи приросту нагромадження основного капіталу в СЗДУ та інших складових державних витрат на 2017–2020 рр. дорівнюють аналогічному показнику державного кінцевого споживання. Так, за даними консенсус-прогнозу від січня 2017 р. у поточному році державні витрати становитимуть 513 892,1 млн грн ( $498924,3 \cdot 1,03$ ), у 2018 р. – 526 226 млн, у 2019 р. – 538 855 млн, у 2020 р. – 551 787 млн грн [28].

Консенсус-прогноз не надає інформації про банківську ставку кредиту. Тому розробимо три варіанти прогнозу: для незмінної банківської ставки, для її щорічного зростання на 1 % та для її щорічного зменшення на 1 %. Результати середньострокових прогнозних розрахунків за формулою (22) на 2017–2020 рр. відображені в табл. 2 і на рис. 3.

Як бачимо, приріст видатків СЗДУ спричиняє приріст ВВП, котрий за абсолютною величиною перевищує приріст видатків у 1,4263 раза, тобто рівно на значення фіскального мультиплікатора. Це збільшення ВВП відбувається не завдяки поліпшенню ефективності інвестицій або якості витрат на кінцеве споживання, а просто за рахунок зростання масштабів інвестицій і витрат на кінцеве споживання за тих самих їх ефективності та якості, що й у попередні роки. В разі ж паралельного підвищення у 2017–2020 рр. ефективності інвестицій чи якості витрат на кінцеве споживання приріст ВВП буде ще більшим.

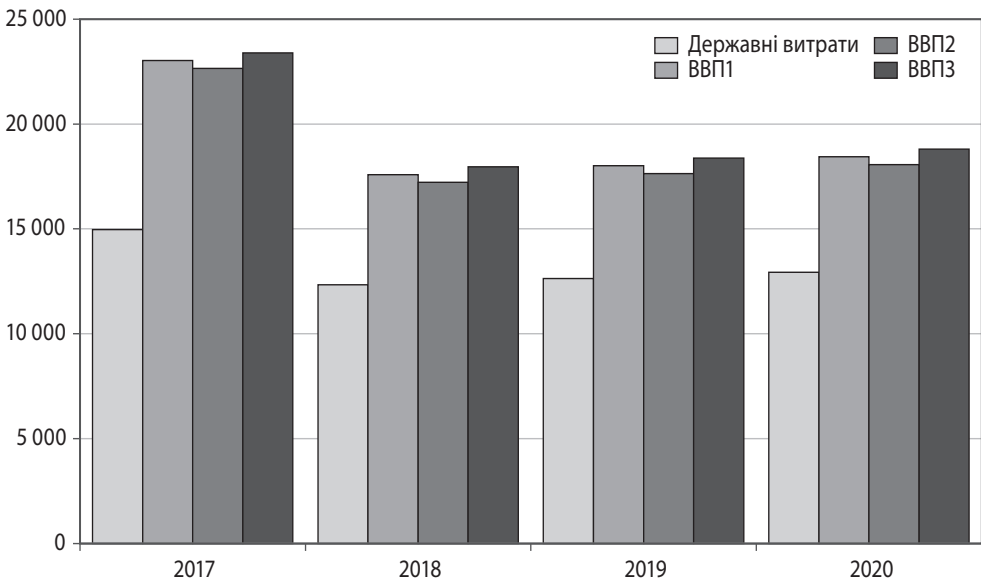
Однак варто зауважити, що за скорочення видатків СЗДУ (наприклад, у результаті успішної рестрикційної політики зі зниження дефіциту державного бюджету) ВВП зменшиться, причому за абсолютною величиною в 1,4263 раза більше, ніж видатки СЗДУ, тобто рівно на значення того самого фіскального мультиплікатора. Це необхідно передбачати та, за потреби, вживати відповідних заходів.

**Таблиця 2. Прогноз додаткового приросту ВВП у відповідь на прогнозні зростання державних витрат у трьох варіантах**

Річні зміни банківської ставки		Приріст ВВП1	Приріст ВВП2	Приріст ВВП3
		0	-1	1
у %				
2017	3,0	0,95	0,931	0,961
2018	2,4	0,72	0,701	0,731
2019	2,4	0,73	0,713	0,743
2020	2,4	0,74	0,725	0,754
у млн грн				
2017	14 968	23 020	22 649	23 390
2018	12 333	17 591	17 216	17 957
2019	12 629	18 013	17 635	18 376
2020	12 933	18 445	18 063	18 805

*Примітка.* ВВП1 – приріст ВВП за незмінної банківської процентної ставки; ВВП2 – приріст ВВП у разі щорічного зниження процентної ставки на 1 %; ВВП3 – приріст ВВП за підвищення процентної ставки на 1 %.

Складено автором.



**Рис. 3. Прогноз додаткового приросту ВВП у відповідь на прогнозні зростання державних витрат у трьох варіантах, млрд грн**

Побудовано автором.

Зрозуміло, що за умови різких змін у економіці України протягом окресленого періоду, котрих не було у 2001–2016 рр., фіскальний мультиплікатор, а отже, й прирости будуть іншими.

### Аналіз наслідків різної державної політики

1. Проаналізуємо наслідки скорочення державних витрат для розвитку національної економіки. Для першого прикладу в п. 1 скорочені на 10 % державні витрати становитимуть  $498924,4 \cdot 0,9 = 449032$  млн грн, тобто в рівнянні (22) необхідно підставити 404061 млн грн ( $449031 - 44971$ ):

$$Y = 95350 - 2281,32 \cdot 16,24 + 63599,39 \cdot 27,19 + 1,4263 \cdot 404061 = 2363918 \text{ млн грн.}$$

Тобто скорочення державних витрат на 10 % спричинило б зменшення номінального ВВП у 2016 р. на  $-69488$  млн грн ( $2363918 - 2463707$ ), або на 2,9 %.

Отже, Уряд має оцінити, чи варто скорочувати дефіцит державного бюджету такою великою ціною. На нашу думку, в цьому випадку краще знизити неефективні державні витрати на 10 % та водночас здійснити ефективні інвестиції в такому самому розмірі, щоб загальні державні витрати не зменшувалися. Тоді ВВП не лише не скоротиться через мультиплікаційний ефект, а ще й зросте.

2. Проаналізуємо наслідки інвестиційної діяльності Уряду України. Якщо він у попередній період вклав кошти задля розвитку вітчизняної економіки та в поточному році очікує певного приросту ВВП, то при оцінюванні фактично отриманого його приросту треба враховувати, що частина останнього виникла просто за рахунок збільшення державних витрат унаслідок мультиплікаційного ефекту. Наприклад, нехай у 2018 р. Уряд сподівається на зростання ВВП на 1,2 % в результаті інвестицій, здійснених у 2017 р. Припустімо, у 2018 р. фактичний приріст ВВП сягнув 4,4 %, при цьому через збільшення експорту на 1,6 % ВВП зріс на 2,7 %, а сумарний вплив решти факторів виявився нульовим. Нехай збільшення державних витрат у 2018 р. становило 3 %, через що розрахований за рівнянням (1) ВВП перевищуватиме рівень 2017 р. на 0,8 %. Цей приріст є наслідком збільшення реальних державних витрат на 3 % незалежно від їх структури, призначення чи ефективності державних інвестицій, якщо вони були здійснені. Таким чином, приріст ВВП, зобов'язаний своєю появою саме державним інвестиціям 2017 р., дорівнюватиме 0,9 % ( $4,4 - 2,7 - 0,8$ ). Отже, ефективність державних інвестицій виявилася істотно меншою, ніж очікував Уряд.

Підсумовуючи викладене, доходимо таких висновків. За середньострокового макроекономічного й бюджетного прогнозування необхідно застосовувати фіскальний мультиплікатор. Це дасть змогу, по-перше, розробити точніші середньострокові макроекономічні та бюджетні прогнози завдяки враху-

ванню мультиплікаційного ефекту від зміни державних витрат; по-друге, проаналізувати наслідки для ВВП різної фінансової політики Міністерства фінансів і Уряду України, наприклад рестрикційної; по-третє, оцінити фактичну ефективність інвестиційної діяльності Уряду.

### Список використаних джерел

1. *Богдан І. В.* Проциклічна або антициклічна фіскальна політика: методи діагностики. *Економіка України*. 2016. № 11. С. 45–57.
2. Формування неокласичної традиції в політичній економії. Кембриджська школа. Економічна теорія А. Маршалла. URL: [http://pidruchniki.com/1713052461929/politekonomiya/formuvannya\\_neoklasichnoyi\\_traditsiyi\\_politichniy\\_ekonomiyi\\_kembridzhska\\_shkola\\_ekonomichna\\_teoriya\\_marshalla#148](http://pidruchniki.com/1713052461929/politekonomiya/formuvannya_neoklasichnoyi_traditsiyi_politichniy_ekonomiyi_kembridzhska_shkola_ekonomichna_teoriya_marshalla#148).
3. *Нольфо Э.* История международных отношений. Библиотека Гумер. URL: <http://www.gumer.info/>.
4. *Куприянов Д.* Влияние иностранных инвестиций на экономический рост. *Экономист*. 2005. № 9. С. 82–85.
5. *Blanchard O., Leigh D.* Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers. *IMF Working Paper*. 2013. No. 1. URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1301.pdf>.
6. *Christiano L., Eichenbaum M., Rebelo S.* When is the Government Spending Multiplier Large? / Northwestern University. 2010, Dec. URL: <http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/rebelo/>.
7. *Woodford M.* Inflation Targeting and Financial Stability / Columbia University. 2011, Nov. 10. URL: <http://www.columbia.edu/~mw2230/ITFinStab.pdf>.
8. *Karam Ph.* Budgetary multipliers / IMF Institute for Capacity Development. URL: <http://www.imf.org/en/publications/>.
9. *Laski K., Osiatynski J., Zieba J.* The Government Expenditure Multiplier and its Estimates for Poland in 2006–2009. *WIIW Working Paper*. 2010. No. 63. URL: <https://wiiw.ac.at/the-government-expenditure-multiplier-and-its-estimates-for-poland-in-2006-2009-dlp-2129.pdf>.
10. *Mitra P., Poghosyan T.* Fiscal Multipliers in Ukraine. *IMF Working Paper*. 2015. No. 71.
11. *Blanchard O., Perotti R.* An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*. 2002. No. 117. P. 1329–1368.
12. Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections / Prepared by N. Batini, L. Eyraud, L. Forni, A. Weber. 2014, Sept. URL: [https://docviewer.yandex.ua/view/0/?\\*=C6DGG2oza973Hu1rfnAC14dkeih71nVybC16Imh0dHA6Ly93d3cuaW1mLm9yZy9leHRlcm5hbC9wdWJzL2Z0L3RubS8yMDE0L3RubTE0MDQucGRmIiwidGl0bGUiOiJ0bm0xNDA0LnBkZiIsInVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMioJE0OTEzOTQyMzQzMjd9&page=16&lang=en](https://docviewer.yandex.ua/view/0/?*=C6DGG2oza973Hu1rfnAC14dkeih71nVybC16Imh0dHA6Ly93d3cuaW1mLm9yZy9leHRlcm5hbC9wdWJzL2Z0L3RubS8yMDE0L3RubTE0MDQucGRmIiwidGl0bGUiOiJ0bm0xNDA0LnBkZiIsInVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMioJE0OTEzOTQyMzQzMjd9&page=16&lang=en).
13. *Kydland F. E., Prescott E. C.* Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*. 2012. No. 50 (6). P. 1345–1370.
14. *Barrell R., Holland D., Hurst I.* Fiscal multipliers and prospects for consolidation / OECD. 2012. URL: [https://docviewer.yandex.ua/view/0/?\\*=x9rsF0WmDhQLZdyjdoA6jMe5%2FTR7InVybC16Imh0dHA6Ly93d3cub2VjZC5vcmcvZWNVL2dyb3d0aC9maXNjYWwtbXVsdGlwbGlcnMfYw5kLXByb3NwZWNOcy1mb3ItY29uc29saWRhdGlvb3ZGYiLCJ0aXRzZSI6ImZpc2NhbC1tdWx0aXBsaWVycy1hbmQtchHvc3BIY3RzLWZvc1jb25zb2xpZGF0aW9uLnBkZiIsInVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMioJE0OTEzOTA4ODQ0MjR9&page=1&lang=en](https://docviewer.yandex.ua/view/0/?*=x9rsF0WmDhQLZdyjdoA6jMe5%2FTR7InVybC16Imh0dHA6Ly93d3cub2VjZC5vcmcvZWNVL2dyb3d0aC9maXNjYWwtbXVsdGlwbGlcnMfYw5kLXByb3NwZWNOcy1mb3ItY29uc29saWRhdGlvb3ZGYiLCJ0aXRzZSI6ImZpc2NhbC1tdWx0aXBsaWVycy1hbmQtchHvc3BIY3RzLWZvc1jb25zb2xpZGF0aW9uLnBkZiIsInVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMioJE0OTEzOTA4ODQ0MjR9&page=1&lang=en).

15. Will It Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation. *IMF World Economic Outlook*. 2010. Oct. Ch. 3.
16. Favero C., Giavazzi F. Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs. *American Economic Journal: Economic Policy*. 2012. Vol. 4, No. 2. P. 69–94.
17. Mertens R., Ravn M. O. A Reconciliation of SVAR and Narrative Estimates of Tax Multipliers. *CEPR Discussion Paper*. 2012. No. 8973.
18. Auerbach A. J., Gorodnichenko Y. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*. 2012. Vol. 4. P. 1–27.
19. Batini N., Callegari G., Melina G. Successful Austerity in the United States, Europe and Japan. *IMF Working Paper*. 2012. No. 190.
20. Baum A., Poplawski-Ribeiro M., Weber A. Fiscal Multipliers and the State of the Economy. *IMF Working Paper*. 2012. No. 286.
21. Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models / G. Coenen et al. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2012. Vol. 4. No. 1. P. 22–68.
22. De Long J. B., Summers L. H. Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*. 2012. Spring.
23. Banerjee R., Zampolli F. What drives the short-run costs of fiscal consolidation? Evidence from OECD countries. *BIS Working Papers*. 2016. No. 553. URL: <http://www.bis.org/publ/work553.pdf>.
24. Riera-Crichton D., Vegh C. A., Vuletin G. Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: evidence from OECD countries. *NBER Working Paper*. 2014. Sept. URL: <http://www.nber.org/papers/w20533.pdf>.
25. Tanner E. The Algebraic Galaxy of Simple Macroeconomic Models: A Hitchhiker's Guide. *IMF Working Paper*. 2015. Oct.
26. Mishkin F. S. Inflation Targeting in Emerging Market Countries. *IMF Working Paper*. 2000. No. 7618. URL: <http://www.imf.org/external/index.htm>.
27. Фінансово-монетарні важелі економічного розвитку : монографія : у 3 т. Т. 2 / за ред. А. І. Даниленка. Київ : Фенікс, 2008. 442 с.
28. Україна: перспективи розвитку : консенсус-прогноз / М-во екон. розвитку і торгівлі України. 2017. URL: <http://www.me.gov.ua/Documents/List?lang=uk-UA&tag=Konsensus-prognoz>.

## References

1. Bohdan, I. V. (2016). Procyklichna abo anty'cyklichna fiskal'na polity'ka: metody`diahnosty'ky` [Procyclic or anticyclic fiscal policy: methods of diagnostics]. *Ekonomika Ukrainy* [Economy of Ukraine], 11, 45–57 [in Ukrainian].
2. Formuvannya neoklasy'chnoyi trady'ciyi v polity'chnij ekonomiyi. Kembry`dzhs`ka shkola. Ekonomichna teoriya A. Marshalla [Formation of the neoclassical tradition in political economy. Cambridge School. A. Marshall's Economic Theory]. (n. d.). Retrieved from [http://pidruchniki.com/1713052461929/politekonomiya/formuvannya\\_neoklasichnoyi\\_traditsiyi\\_politichnij\\_ekonomiyi\\_kembridzhaska\\_shkola\\_ekonomichna\\_teoriya\\_marshalla#148](http://pidruchniki.com/1713052461929/politekonomiya/formuvannya_neoklasichnoyi_traditsiyi_politichnij_ekonomiyi_kembridzhaska_shkola_ekonomichna_teoriya_marshalla#148) [in Ukrainian].
3. Nol'fo, E'. (n. d.). *Istoriya mezhdunarodny`kh otnoshenij* [History of international relations]. Retrieved from <http://www.gumer.info/> [in Russian].
4. Kupriyanov, D. (2005). Vliyanie inostranny`kh investicij na e`konomicheskij rost [The impact of foreign investment on economic growth]. *E`konomist* [Economist], 9, 82–85 [in Russian].
5. Blanchard, O., Leigh, D. (2013). Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers. *IMF Working Paper*, 1. Retrieved from <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1301.pdf>.

6. Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2010, December). *When is the Government Spending Multiplier Large?* Northwestern University. Retrieved from <http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/rebelo/>.
7. Woodford, M. (2011, November 10). *Inflation Targeting and Financial Stability*. Columbia University. Retrieved from <http://www.columbia.edu/~mw2230/ITFinStab.pdf>.
8. Karam Ph. (n. d.). *Budgetary multipliers*. IMF Institute for Capacity Development. Retrieved from <http://www.imf.org/en/publications/>.
9. Laski, K., Osiatynski, J. & Zieba, J. (2010). The Government Expenditure Multiplier and its Estimates for Poland in 2006–2009. *WIIW Working Paper*, 63. Retrieved from <https://wiiw.ac.at/the-government-expenditure-multiplier-and-its-estimates-for-poland-in-2006-2009-dlp-2129.pdf>.
10. Mitra, P., Poghosyan, T. (2015). Fiscal Multipliers in Ukraine. *IMF Working Paper*, 71.
11. Blanchard, O., Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–1368.
12. Batini, N., Eyraud, L., Forni, L. & Weber, A. (2014, September). Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections. Retrieved from [https://docviewer.yandex.ua/view/0/?\\*=C6DGG2oza973Hu1rfnAC14dkeih7InVybcI6Imh0dHA6Ly93d3cuaW1mLm9yZy9leHRlcm5hbC9wdWJzL2Z0L3RubS8yMDE0L3RubTE0MDQuCGRmliwidGI0bGUiOiJ0bm0xNDA0LnBkZiIsInVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMiOiE0OTEzOTQyMzQzMjd9&page=16&lang=en](https://docviewer.yandex.ua/view/0/?*=C6DGG2oza973Hu1rfnAC14dkeih7InVybcI6Imh0dHA6Ly93d3cuaW1mLm9yZy9leHRlcm5hbC9wdWJzL2Z0L3RubS8yMDE0L3RubTE0MDQuCGRmliwidGI0bGUiOiJ0bm0xNDA0LnBkZiIsInVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMiOiE0OTEzOTQyMzQzMjd9&page=16&lang=en).
13. Kydland, F. E., Prescott, E. C. (2012). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50 (6), 1345–1370.
14. Barrell, R., Holland, D. & Hurst, I. (2012). *Fiscal multipliers and prospects for consolidation*. OECD. Retrieved from [https://docviewer.yandex.ua/view/0/?\\*=x9rsF0WmDhQLzdyJdoA6jMe5%2FTR7InVybcI6Imh0dHA6Ly93d3cub2VjZC5vcmcvZWNVL2dyb3d0aC9maXNjYWwtbXVsdGlwbGlcnMtyW5kLXByb3NwZWVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMiOiE0OTEzOTQyMzQzMjd9&page=1&lang=en](https://docviewer.yandex.ua/view/0/?*=x9rsF0WmDhQLzdyJdoA6jMe5%2FTR7InVybcI6Imh0dHA6Ly93d3cub2VjZC5vcmcvZWNVL2dyb3d0aC9maXNjYWwtbXVsdGlwbGlcnMtyW5kLXByb3NwZWVpZCI6IjAiLCJ5dSI6IjU3NTc0NTA1MDE0Nzk5MDkwNTIiLCJub2lmcmFtZSI6dHJlZSwidHMiOiE0OTEzOTQyMzQzMjd9&page=1&lang=en).
15. International Monetary Fund. (2010, October). *Will It Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation*. *IMF World Economic Outlook*.
16. Favero, C., Giavazzi, F. (2012). Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, No. 2, 69–94.
17. Mertens, R., Ravn, M. O. (2012). A Reconciliation of SVAR and Narrative Estimates of Tax Multipliers. *CEPR Discussion Paper*, 8973.
18. Auerbach, A. J., Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4, 1–27.
19. Batini, N., Callegari, G. & Melina, G. (2012). Successful Austerity in the United States, Europe and Japan. *IMF Working Paper*, 190.
20. Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M. & Weber, A. (2012). Fiscal Multipliers and the State of the Economy. *IMF Working Paper*, 286.
21. Coenen, G. et al. (2012). Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 4, No. 1, 22–68.
22. De Long, J. B., Summers, L. H. (2012). Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring.
23. Banerjee, R., Zampolli, F. (2016). What drives the short-run costs of fiscal consolidation? Evidence from OECD countries. *BIS Working Papers*, 553. Retrieved from <http://www.bis.org/publ/work553.pdf>.

24. Riera-Crichton, D., Vegh, C. A. & Vuletin, G. (2014, September). Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: evidence from OECD countries. *NBER Working Paper*. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w20533.pdf>.

25. Tanner, E. (2015, October). The Algebraic Galaxy of Simple Macroeconomic Models: A Hitchhiker's Guide. *IMF Working Paper*.

26. Mishkin, F. S. (2000). Inflation Targeting in Emerging Market Countries. *IMF Working Paper*, 7618. Retrieved from <http://www.imf.org/external/index.htm>.

27. Danylenko, A. I. (Ed.). (2008). *Finansovo-monetarni vazheli ekonomichnoho rozvytku* [Financial and monetary instruments of economic development]. (Vol. 2). Ky'yiv: Feniks [in Ukrainian].

28. Ministry of Economic Development and Trade of Ukraine. (2017). *Ukrayina: perspektyvy rozvytku: konsensus-prohnoz* [Ukraine: development prospects: consensus forecast]. Retrieved from <http://www.me.gov.ua/Documents/List?lang=uk-UA&tag=Konsensus-prohnoz> [in Ukrainian].