

А. М. Вдовиченко, А. І. Зубрицький

ВПЛИВ ФІСКАЛЬНОЇ ПОЛІТИКИ НА ТОВАРНИЙ ЕКСПОРТ У ГРАВИТАЦІЙНІЙ МОДЕЛІ ЗОВНІШНЬОЇ ТОРГІВЛІ УКРАЇНИ

У статті досліджено питання впливу дискреційної фіскальної політики на товарний експорт України. За допомогою гравітаційної моделі проаналізовано дію змін у відносному фіскальному балансі й низці контрольних змінних, включаючи монетарні, на експортні потоки до основних країн-імпортерів. Запропоновано ряд альтернативних підходів до оцінки специфікації гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України з метою визначення адекватних і стійких параметрів моделі. З'ясовано, що фіскальна консолідація справляє позитивний ефект на обсяги товарного експорту з лагом у 2-3 роки. Це підтверджує існування феномену подвійного дефіциту у вітчизняній економіці, який, однак, проявляє себе з певним лагом. Особливістю отриманих результатів є те, що фіскальна політика впливає на зовнішню торгівлю не через канал валютного курсу, а через коливання сукупного попиту. Проаналізовано специфіку дії фіскальної й монетарної політик на динаміку експорту в Україні. Описано механізми впливу фіскальної консолідації на національний експорт у контексті необхідності стабілізації системи публічних фінансів. Зроблено висновок, що в умовах фіксованого валютного курсу монетарна політика не може виступати регулятором експортної активності вітчизняних товаровиробників. Проте економна фіскальна політика з лагом у кілька років демонструє позитивний вплив на динаміку зовнішньої торгівлі, незважаючи на початковий негативний ефект, пов'язаний із обмеженням пропозиції грошей у економіці.

Ключові слова: фіскальна політика, експорт, гравітаційна модель, фіксовані ефекти, випадкові ефекти, фіскальна консолідація, монетарна політика.

Форм. 2. Табл. 5. Літ. 26.

А. Н. Вдовиченко, А. И. Зубрицкий

ВЛИЯНИЕ ФИСКАЛЬНОЙ ПОЛИТИКИ НА ТОВАРНЫЙ ЭКСПОРТ В ГРАВИТАЦИОННОЙ МОДЕЛИ ВНЕШНЕЙ ТОРГОВЛИ УКРАИНЫ

В статье исследованы вопросы влияния дискреционной фискальной политики на товарный экспорт Украины. С помощью гравитационной модели проанализировано воздействие изменений в относительном фискальном балансе и ряде контрольных переменных, включая монетарные, на экспортные потоки в основные страны-импортеры. Предложен ряд альтернативных подходов к оценке спецификации гравитационной модели внешней торговли Украины с целью определения адекватных и устойчивых параметров модели. Выяснено, что фискальная консолидация оказывает положительный эффект на объемы товарного экспорта с лагом в 2-3 года. Это подтверждает существование феномена двойного дефицита в отечественной экономике, который, однако, проявляет себя с определенным лагом. Особенностью полученных результатов является то, что фискальная политика влияет на внешнюю торговлю не через канал валютного курса, а через колебания совокупного спроса. Проанализирована специфика воздействия фискальной и монетарной политик на динамику экспорта в Украине. Описаны механизмы влияния фискальной консолидации на национальный экспорт в контексте необходимости стабилизации системы публичных финансов. Сделан вывод, что в условиях фиксированного валютного курса монетарная политика не может выступать регулятором экспортной активности отечественных товаропроизводителей. Однако экономная фискальная политика с лагом в несколько лет демонстрирует положительное влияние на динамику внешней торговли, несмотря на первоначальный отрицательный эффект, связанный с ограничением предложения денег в экономике.

Ключевые слова: фискальная политика, экспорт, гравитационная модель, фиксированные эффекты, случайные эффекты, фискальная консолидация, монетарная политика.

© Вдовиченко А. М., Зубрицький А. І., 2016

Artem Vdovychenko, Arthur Zubritskiy

FISCAL POLICY EFFECTS ON COMMODITY EXPORTS IN THE GRAVITY MODEL OF UKRAINE'S FOREIGN TRADE

The article addresses the issue of the discretionary fiscal policy impact on Ukraine's commodity exports. The gravity model is used to analyze the effect of changes in relative fiscal balance and a number of control variables, including monetary ones, on export flows to major importing countries. The authors suggested a number of alternative approaches to the evaluation of gravity model specifications to obtain robust model parameters. The findings point to the positive effect of fiscal consolidation on the volume of commodity exports with a lag of 2-3 years. This confirms the existence of a double deficit phenomenon in Ukraine's economy, which, however, manifests itself with a certain lag. The distinctive feature of results obtained is the fact that fiscal policy has an impact on foreign trade through the fluctuations in aggregate demand in the economy rather than through the exchange rate channel. Specific features of the impact of fiscal and monetary policies on the dynamics of Ukrainian exports are analyzed. The authors describe the mechanics of the fiscal consolidation impact on national exports in the context of the need to stabilize the Ukrainian public finance system. The authors conclude that, under conditions of a fixed exchange rate, monetary policies cannot act as a regulator of export activities of domestic producers. However, austere fiscal policies with a lag of several years demonstrate a positive impact on the dynamics of foreign trade despite the initial negative effect associated with a restriction of the money supply in the economy.

Keywords: fiscal policies, exports, gravity model, fixed effects, random effects, fiscal consolidation, monetary policies.

JEL classification: F10, F17, E62, G28.

У малій відкритій економіці стимулювання експорту набуває особливої ваги, адже стан зовнішньої торгівлі є фактором її макрофінансової стабільності. Обмеженість монетарної політики в підтримці експорту через економічні обмеження у формі нижньої нульової межі процентної ставки або інституційних перепон у вигляді жорсткого валютного курсу порушує питання можливостей фіскальної політики в цій сфері. Ступінь та механізм впливу фіскальної політики на зовнішню торгівлю держави становить великий теоретичний і практичний інтерес. Предметом досліджень учених є взаємодія фіскальної й монетарної політик із метою стимулювання експорту в специфічних економічних умовах. Представники уряду зацікавлені в рекомендаціях щодо регулювання економічної динаміки.

Автори статті мають на меті виявлення ефектів, які дискреційна фіскальна політика України справляє на рівень експорту товарів у країни, що є її основними торговельними партнерами. Подібні завдання вже багаторазово ставились у вітчизняній академічній літературі. Однак у нашій роботі аналіз проведено на основі панельних даних із застосуванням гравітаційної моделі для зовнішньої торгівлі України. Не можна сказати, що побудова цієї моделі є абсолютно новим підходом у вітчизняних макроекономічних дослідженнях, адже такі моделі застосовувались і раніше [1; 2]. Оригінальність представленого дослідження полягає в тому, що, по-перше, гравітаційна модель зовнішньої торгівлі України використовується для аналізу ефектів фіскальної політики, по-друге, для детального розгляду доступних методик оцінки параметрів цієї моделі, що дає змогу отримати точніші результати.

Гравітаційні моделі зовнішньої торгівлі є найпопулярнішим емпіричним інструментом дослідження впливу відповідної політики на національний експорт. Уперше обґрунтування того, що подібно до теорії тяжіння Ньютона обсяги двосторонньої торгівлі можуть бути пояснені відстанню між країнами — торговельними партнерами та їх ВВП, було здійснене Я. Тінбергеном [3]. Спочатку такі моделі зовнішньої торгівлі розглядалися виключно як емпіричне підтвердження наявності стабільного взаємозв'язку відстані й специфічних характеристик національних економік та обсягу торгівлі між ними. Зазначене було спричинене невідповідністю цього типу моделей теоретичним засадам класичних теорій зовнішньої торгівлі (рікардіанській і Хекшера — Оліна).

Стаття Дж. Андерсона [4] стала однією з перших спроб сформулювати теоретичне підґрунтя гравітаційного моделювання. Його дослідження побудоване на припущенні, що всі товари диференціюються залежно від країни походження (припущення Армінгтона), а споживчі смаки розподілені між усіма товарами. Це припущення означає, що незалежно від ціни в економіці споживаються деякі товари, виготовлені кожним із її торговельних партнерів. У стані рівноваги національний дохід дорівнює сумі внутрішнього й зарубіжного попиту на товари, які продукує економіка. Таким чином, великі країни експортують та імпортують більше, отже, розміри економік впливають на обсяги двосторонньої торгівлі.

Теорія монополістичної конкуренції, розроблена П. Кругманом [5], усунула з теоретичного базису гравітаційних моделей доволі спрощене припущення Армінгтона. Відповідно до цієї теорії, країни спеціалізуються на виробництві товарів, які диференційовані за певними характеристиками. Такі товари користуються попитом, оскільки споживачі віддають перевагу товарному різноманіттю [6]. Розмір економіки, з одного боку, визначає обсяг внутрішнього попиту, а з другого — можливості диференціації товарів та задоволення зарубіжного попиту.

Як видно, розвиток теорії гравітаційного моделювання був пов'язаний із пошуком макроекономічного обґрунтування стійкого позитивного впливу розміру економіки на обсяги двосторонньої торгівлі. Класичні гравітаційні моделі зовнішньої торгівлі дали змогу зробити два головних висновки: 1) великі країни торгують більше; 2) віддаленіші одна від одної держави торгують між собою менше [7]. Разом із тим інші фактори гравітаційного взаємозв'язку, зокрема ті, що визначають витрати зовнішньої торгівлі, залишалися поза увагою. Однією з перших спроб усунення цього недоліку стала стаття Дж. Андерсона та Е. ван Вінкупа [8]. Основна ідея дослідження полягає в тому, що для правильної специфікації гравітаційної моделі необхідно застосовувати відносні, а не абсолютні торговельні витрати. Кожен експортер/імпортер оцінює можливі витрати, пов'язані з виходом на ринок кожного з торговельних партнерів. Тому вплив певних факторів, котрі призводять

до зміни витрат за одним із напрямів зовнішньої торгівлі, спричинить зміну відносних витрат за іншими напрямами.

Зазначена стаття започаткувала дослідження впливу специфічних факторів зовнішньоторговельної політики на експорт у гравітаційних моделях, одним із яких є фіскальна політика. Між тим дискусія щодо дії фіскальних інструментів на експорт у гравітаційних моделях представлена обмеженим числом наукових досліджень, більшість із котрих є досить концептуальними і спрощеними. Водночас ці дослідження, як правило, охоплюють розвинуті економіки, що мають сформовані конкурентні переваги на світових ринках та якісні інститути. Такі економіки конкурують на світових ринках здебільшого в технологічному й маркетинговому аспектах, тому для них фіскальні стимули не є пріоритетними.

В економіках, що розвиваються, спостерігається протилежна ситуація: в умовах серйозної конкуренції експортери відчують брак фінансових ресурсів як для виходу на світові ринки, так і для подальшого просування власних товарів. З огляду на це, вважаємо за доцільне сфокусувати дослідження ефективності фіскальних інструментів стимулювання експорту на країнах із транзитивною економікою й таких, що розвиваються, типовим прикладом котрих є Україна. Це мала відкрита економіка, основу експорту якої становлять сільськогосподарські й сировинні товари. Слабка товарна та географічна диверсифікація експорту на тлі стабільно від'ємного сальдо зовнішньоторговельного балансу актуалізує дослідження перспектив використання в нашій державі фіскальних інструментів стимулювання експорту.

Гравітаційні моделі зовнішньої торгівлі базуються на панельних даних, тому зазвичай описують закономірності зовнішньої торгівлі й ефекти відповідної політики в межах певної сукупності країн, та застосовуються для аналізу двосторонніх торговельних зв'язків у їх групах. Побудова такої моделі зовнішньої торгівлі для однієї країни зумовлює потребу в модифікації традиційного емпіричного підходу. При цьому класична гравітаційна модель містить дві групи змінних: 1) ті, що змінюються в часі та позначають масштаб економіки (рівень ВВП, населення) або відстань між країнами-партнерами (географічна відстань між столицями держав, економічними центрами, центроїдними точками кордонів); 2) ті, котрі майже не змінюються в часі та позначають багатосторонній опір торгівлі (multilateral trade resistance).

Багатосторонній опір торгівлі є досить абстрактним поняттям, яке залежить від відносної вартості торгівлі (trade cost), коли схильність країни i імпортувати товари з країни j визначається вартістю торгівлі для країни j із країною i відносно середньозваженої вартості торгівлі з усіма контрагентами та середньої вартості експортування з країни i [8]. Необхідність урахування багатостороннього опору торгівлі в гравітаційних моделях зумовлена впливом на її обсяги численних зовнішніх умов, котрі не вичерпуються лише географічними

відстанями. Обсяги торгівлі між двома країнами також залежать від наявності третіх сусідів із великими економіками, виходу до моря, гористого рельєфу місцевості на кордоні тощо. Ігнорування цих чинників призведе до зміщених або неефективних оцінок коефіцієнтів моделі. Поширеним методом ідентифікації багатостороннього опору торгівлі в таких моделях є використання дискретних змінних, що позначають витрати на ведення торгівлі (наявність спільного кордону, спільної мови, участь у торговельних об'єднаннях та ін.), і введення фіктивних змінних для кожної країни-експортера, країни-імпортера, окремої пари країн-партнерів із метою врахування гетерогенності рівня торгівлі, яка виникає в окремій державі та парі країн та не врахована іншими змінними.

Специфікація гравітаційних моделей є досить стандартною у частині змінних, про котрі йшлося вище. Однак досить часто стандартна модель доповнюється певними змінними, що становлять предмет аналізу. Вони можуть позначати процеси у фіскальній, монетарній політиці, політичній системі, соціальній сфері. Центральною статистичною проблемою при оцінці параметрів гравітаційних моделей є вибір між фіксованими (fixed effects) і випадковими ефектами (random effects) у панельних даних. Ці два підходи до трактування природи досліджуваних даних мають низку особливостей, переваг та недоліків, що детально описані в спеціальній літературі [9; 10]. У цій статті звертається увага на ті особливості обох підходів, які відіграють важливу роль для оцінки запропонованої нами гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України. Моделі з випадковими ефектами передбачають, що специфічні умови торгівлі, котрі не враховано в змінних моделі, є стохастичною величиною з певним, наперед заданим, розподілом. Ці невраховані фактори містяться в похибках моделі та не впливають на оцінку коефіцієнтів змінних, що є в моделі.

У свою чергу, модель із фіксованими ефектами враховує гетерогенність у торгівлі, яка притаманна кожній конкретній країні, а також парам країн через уведення фіктивних змінних. Останні вводяться для пари “експортер — імпортер” та кожного з них окремо, таким чином враховується весь комплекс факторів, що формують вартість торгівлі між контрагентами на національному (внутрішня гетерогенність) і міжнародному (зовнішня гетерогенність) рівнях. Найважливішою перевагою моделі з фіксованими ефектами є те, що оцінка коефіцієнтів при змінних буде гарантовано незміщеною, оскільки ендогенність пояснюючих змінних (їх кореляція із похибками моделі) не можлива. Разом із тим у такій моделі не можна оцінити коефіцієнти при змінних, котрі мають низьку варіацію в часі та позначають специфічні фактори формування вартості торгівлі¹; ці моделі використовують так званий внутрішній оцінювач (within estimator), який враховує тільки внутрішню варіацію даних,

¹ Наприклад, фіктивні змінні, що позначають участь або неучасть держави в торговельних об'єднаннях, наявність спільного кордону тощо.

ігноруючи міжоб'єкту, що робить оцінені коефіцієнти менш ефективними, ніж при застосуванні випадкових ефектів.

В академічній літературі поширені обидва підходи, причому, використовуючи їх, дослідники вдаються до різних методів мінімізації наслідків їхніх недоліків. Автори підручників із побудови гравітаційних моделей більш схильні до моделей із фіксованими ефектами, які значно спрощують реальність, однак дають гарантії незміщеності коефіцієнтів. Ми пропонуємо застосувати обидва варіанти моделей, що дає ідентичні результати.

У нашому дослідженні гравітаційна модель із включенням фіскальних і монетарних змінних оцінюється для однієї держави — України. Таким чином, питання включення в модель фіксованих ефектів для експортерів та імпортерів знімається, оскільки експортер один, а включення фіктивних змінних для імпортерів еквівалентне їх включенню для різних пар країн-партнерів. У дослідженнях, згаданих вище, гравітаційні моделі будуються для певних груп держав із метою характеристики їхніх зовнішньоторговельних відносин, проте в інших працях зовнішня торгівля описується моделлю для окремої країни [11; 12]. Методичне підґрунтя для оцінки моделей на національних даних є таким самим, як і для даних по ряду країн.

Відповідно до мети статті, пропонуємо стандартну гравітаційну модель із включенням фіскальної змінної, а також її лагів і змінних, що контролюють виявлені впливи на коливання валютних курсів та рівнів цін. Ця модель може бути представлена у вигляді регресії з випадковими ефектами (1) та регресії з фіксованими ефектами (2):

$$\begin{aligned} LEXP_{uit} = & \alpha_0 + \alpha_1 LGDP_{uit} + \alpha_2 LPOP_{uit} + \alpha_3 LAREA_{uit} + \alpha_4 LDIST_{uit} + \\ & + \alpha_5 CONT_{uit} + \alpha_6 COMLANG_{uit} + \alpha_7 SEA_{uit} + \alpha_8 RTA_{uit} + \alpha_9 FISC_{uit-n} + \\ & + \alpha_{10} EX_{uit} + (u_i + e_{it}). \end{aligned} \quad (1)$$

$$LEXP_{uit} = (\alpha_0 + u_i) + \alpha_1 LGDP_{uit} + \alpha_2 LPOP_{uit} + \alpha_9 FISC_{uit-n} + \alpha_{10} EX_{uit} + e_{it}, \quad (2)$$

де $LEXP_{uit}$ — експорт товарів з України до країни i як залежна змінна;

$LGDP_{uit}$ — комбінований ВВП України та країни i для врахування економічного становища в країні-імпортері;

$LPOP_{uit}$ — комбінована кількість населення України і країни i для врахування масштабу економіки та ринку збуту країни-імпортера;

$LAREA_{uit}$ — комбінована площа України і країни i для врахування масштабу економіки та потенціалу економічного зростання країни-імпортера;

$LDIST_{uit}$ — відстань між столицями України й країни i для врахування гравітаційного ефекту — негативного впливу відстані на обсяг торгівлі;

$CONT_{uit}$ — фіктивна змінна, що позначає наявність спільного кордону України та країни i для врахування транзакційних витрат торгівлі;

$COMLANG_{uit}$ — фіктивна змінна, яка позначає поширення російської мови як мови спілкування в країні i для врахування культурологічних факторів торгівлі;

SEA_{uit} — фіктивна змінна, що позначає країни з виходом до морів і океанів для врахування доступу до морських торговельних шляхів;

RTA_{uit} — фіктивна змінна, яка позначає участь країни в регіональних торговельних об'єднаннях для врахування рівня транзакційних витрат на обсяг торгівлі;

$FISC_{uit}$ — змінна, що позначає відносну фіскальну позицію України та країни i для врахування агрегованого ефекту фіскальної політики;

EX_{uit} — змінна, котра позначає вплив номінального валютного курсу та балансу рівня цін на рівень експорту для врахування можливого впливу фіскальної політики через монетарні канали;

u_i — випадкові або фіксовані ефекти, притаманні кожній групі спостережень (i) чи періоду (t) і не включені в регресію;

e_{it} — незалежно та ідентично розподілені похибки, $e_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$.

Як уже зазначалось, оцінка регресії з фіксованими ефектами не дає змоги оцінити коефіцієнти при фіктивних змінних через мультиколінеарність, тому вони виключені з регресії (2). Натомість вважається, що гетерогенні константи для кожної групи спостережень враховують вплив цих змінних. Також через мультиколінеарність замість показників масштабу економіки (ВВП, населення, площа) країн-експортерів і країн-імпортерів ми ввели комбіновані змінні — добутки відповідних показників таких країн. Оскільки в нашій вибірці даних лише один експортер — Україна, варіація останніх для нього є дуже низькою та в окремих випадках (площа країни) демонструє перфектну міжгрупову мультиколінеарність. Це унеможливає чи знижує ефективність оцінки коефіцієнтів у моделях із випадковими ефектами. Комбінування показників експортерів та імпортерів є підходом, що слугує для уникнення мультиколінеарності й застосовується в емпіричних дослідженнях [13].

Особливий інтерес у наведеній моделі становить індикатор фіскальної політики. Оскільки нас цікавлять ефекти дискреційних дій уряду у сфері публічних фінансів, ми використали показник циклічно скоригованого первинного балансу (*cyclically adjusted primary balance* — $CAPB$) як ідентифікатор фіскальної позиції, яка очищена від автоматичних реакцій статей бюджету на економічні коливання¹. У гравітаційній моделі для однієї країни введення в ролі пояснюючої змінної $CAPB$ для України та країн-експортерів означає ті самі проблеми з мультиколінеарністю, що описані вище. Для розв'язання цієї проблеми ми також ввели змінну, котра є комбінацією $CAPB$ для експортера й імпортерів, однак тепер це була різниця між даним показником для

¹ Обговорення теми ідентифікації дискреційної фіскальної політики див.: Вдовиченко А. М. Дискреційна складова фіскальної політики в Україні / А. М. Вдовиченко // Журнал європейської економіки. — 2013. — Т. 12 (№ 2). — С. 165—177.

експортера (України) та імпортерів. Таку змінну ми називаємо відносною фіскальною позицією. Отже, додатне значення коефіцієнта цієї змінної вказуватиме на те, що зменшення дефіциту (збільшення профіциту) циклічно скоригованого первинного балансу України відносно аналогічного показника країни-імпортера веде до підвищення рівня експорту, й навпаки.

Для перевірки адекватності та стійкості результатів нами за аналогічною схемою використано показник структурного бюджетного балансу (*structural budget balance* — *SBB*). Оскільки ефект фіскальної політики щодо товарного експорту може проявитися з певним лагом, нами оцінено різні специфікації запропонованих моделей із лагом до трьох років. Зауважимо: вводячи такий показник, ми враховуємо й варіант одночасної фіскальної консолідації, що послаблює вплив фіскальної політики [13].

Логіка включення змінної, що позначає номінальний валютний курс і баланс рівня цін на експорт, полягає в тому, що фіскальна політика може справляти вплив на експорт транзитом через курсові або цінові коливання. Стан бюджетного балансу може впливати на рівень інфляції та номінальний курс національної валюти через коливання агрегованого попиту, який залежить, зокрема, й від публічних фінансів (обсяг видатків бюджету, податкове навантаження), і рівень процентних ставок на ринку капіталу, котрі залежать від боргової політики уряду. Таким чином, контроль варіації експорту на цей фактор допоможе оцінити чистий вплив фіскальних параметрів. Реалістичність такого стану речей підтверджується наявними дослідженнями, автори яких стверджують, що фіскальна консолідація впливає на експорт тільки тоді, коли торговельні партнери мають різні незалежні валюти, тобто не входять до валютних союзів та не перебувають у режимі прив'язки національної валюти до валюти іншої країни [14]. В аналогічному дослідженні наголошується на наявності вагомих емпіричних доказів того, що первинним механізмом впливу фіскальної консолідації на обсяг міжнародної торгівлі є зміни обмінного курсу [13].

Для аналізу ми ввели декілька варіантів змінних, котрі позначали курсові коливання. Номінальний обмінний курс (*ER*) нами оцінено як крос-курс гривні до валюти країни-імпортера на основі долара США. Для врахування впливу коливань не лише номінального курсу, а й рівня цін у країнах-партнерах нами також використано реальний ефективний обмінний курс (*REER*). Підвищення реального ефективного обмінного курсу спричиняється ревальвацією національної валюти або зростанням внутрішніх цін відносно середньозважених цін країн — торговельних партнерів, що означає погіршення умов для експорту та здешевлення імпорту. Цей показник також було введено у відносній формі, як різницю між *REER* для України та *REER* імпортера. Збільшення даного показника означає, що відносні курсові й цінові умови торгівлі для України гірші, ніж для країни-імпортера.

Дані

Для оцінки гравітаційної моделі використано річні дані за період 2004—2014 рр. по Україні та її основних торговельних партнерах. Із метою проведення емпіричних розрахунків у дослідженні застосовувалася процедура відбору тих її партнерів, обсяг експорту до яких є найбільшим. Для цього було обчислено частку кожного з них у сукупному українському експорті протягом 2006—2014 рр. та складено їхній рейтинг, згідно з яким сформовано перелік країн, чії частки в експорті нашої держави протягом 1996—2014 рр. були найвищими та сукупно становили 95 %. Перелік основних ринків призначення українського експорту охоплює 61 країну¹.

Джерелом інформації про абсолютну величину й товарну номенклатуру експорту та імпорту є статистична база зовнішньої торгівлі Світового банку (World Integrated Trade Solution — WITS) [15], яка містить деталізовані двосторонні дані про експортно-імпортні операції в більш ніж 170 країнах світу [16]; щодо ВВП, площі й чисельності населення аналізованих країн — база даних Світового банку “Індикатори світового розвитку” (World Development Indicators) [15]; про монетарні змінні, а саме обмінний курс і реальний ефективний обмінний курс, — база даних МВФ “Міжнародна фінансова статистика” (International Financial Statistics) [17]; щодо структурного бюджетного балансу — база даних МВФ “Перспективи розвитку світової економіки” (World Economic Outlook Databases) [18]; про циклічно скоригований первинний баланс країн — база даних МВФ “Фіскальний монітор” (Fiscal Monitor) [19]; щодо участі країн у регіональних торговельних об’єднаннях — Інформаційна система регіональних торговельних угод Світової організації торгівлі (Regional Trade Agreements Information System) [20]; про географічні й культурні особливості країн — база даних GeoDist Центру перспективних досліджень та міжнародної інформації (Centre d’Études Prospectives et d’Informations Internationale) [21].

Методи оцінки моделей

З огляду на проблеми, що зазвичай виникають при побудові гравітаційних моделей, стратегію оцінки побудовано таким чином. На першому етапі оцінювалися регресії (1) і (2) та проводилися тести на крос-секційну незалежність похибок (нульова гіпотеза — похибки моделі для різних об’єктів не корелюють між собою), гетероскедастичність і автокореляцію похибок. У разі виявлення проблем із похибками моделей застосовувалися стійкі до цих проблем

¹ До цієї групи входять такі країни: Росія, Туреччина, Італія, Польща, Білорусь, Єгипет, Казахстан, Німеччина, Китай, Індія, Угорщина, США, Нідерланди, Іспанія, Молдова, Іран, Саудівська Аравія, Азербайджан, Словаччина, Сирія, Ліван, Румунія, Болгарія, Чехія, Грузія, Франція, Ізраїль, Йорданія, Австрія, Великобританія, ОАЕ, Корея, Ірак, Британські Віргінські Острови, Індонезія, Узбекистан, Бельгія, Туркменістан, Литва, Швейцарія, Туніс, Бразилія, Алжир, Нігерія, Латвія, Таїланд, Сінгапур, Марокко, Кіпр, Пакистан, Греція, Лівія, Вірменія, Мексика, Японія, Португалія, Данія, Естонія, В’єтнам, Бангладеш, Канада.

методи оцінки та проводилися тести на наявність випадкових і фіксованих ефектів у відповідних моделях. При цьому робилося припущення про наявність двосторонніх випадкових ефектів у моделі (1) та двосторонніх фіксованих ефектів у моделі (2) (two-way random/fixed effects). У разі підтвердження існування цих ефектів проводився тест Хаусмана — Тейлора, котрий застосовується до моделей із адекватними оцінками та допомагає визначити ступінь зміщеності коефіцієнтів у моделі з випадковими ефектами. Нульова гіпотеза тесту — модель із випадковими ефектами дає незміщені результати, тобто їй має віддаватися перевага перед моделлю з фіксованими ефектами.

Також було здійснено оцінку запропонованих моделей із застосуванням альтернативних алгоритмів, що враховують гетероскедастичність і автокореляцію похибок, а також послаблюють вплив ендогенності на зміщеність коефіцієнтів. Зокрема, було застосовано регресію Прейса — Вінстена зі скоригованими на панельну структуру даних стандартними похибками (Panel Corrected Standard Errors) та метод інструментальних змінних для моделі з випадковими ефектами. На сьогодні розроблено декілька підходів до корекції оцінок на гетероскедастичність і автокореляцію, проте досить часто вони реалізовані в програмному середовищі зі значними обмеженнями. Наприклад, коригувати стандартні похибки можна лише для одного типу панельних регресій або враховуються тільки прості форми автокореляції й гетероскедастичності. Водночас використання моделей із фіксованими ефектами продиктоване ендогенністю пояснюючих змінних у моделях із випадковими ефектами. Іншим підходом до розв'язання проблеми ендогенності може бути застосування інструментальних змінних, що дає змогу зменшити зміщення коефіцієнтів та врахувати в моделі більшу кількість інформації, яка міститься в панельних даних. Саме тому ми використали й такий підхід (за інструменти було обрано два лаги відповідних змінних), а також, через проблему автокореляції й гетероскедастичності похибок та відсутність стійких до названих проблем алгоритмів оцінки моделей із інструментальними змінними, бутстрап (bootstrap) — для отримання стандартних похибок.

Результати

Результати оцінок гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі для України в специфікаціях (1) і (2) відображено в табл. 1. Дані моделі оцінено із застосуванням фіксованих та випадкових ефектів, окрім того, вони відрізняються лагами включеної фіскальної змінної. У даних моделях це циклічно скоригований первинний бюджетний баланс. У таблиці після результатів наведено кількість спостережень та низку тестів, що спрямовані на діагностику залишків моделі, наявності фіксованих і випадкових ефектів, а також ендогенності змінних у відповідних моделях.

Тести на крос-секційну незалежність похибок, гетероскедастичність, автокореляцію вказують на те, що похибки моделей не є незалежно й

Таблиця 1. Результати оцінки гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України із включенням циклічно скоригованого первинного бюджетного балансу (CAPB)

Пояснюючі змінні	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
$LGDP_{uit}$	0,5***	0,37	0,46***	0,26	0,33***	0,07	0,37***	-0,41
$LPOP_{uit}$	0,46***	-1,08	0,49***	-1,91	0,6***	-2,75	0,61***	-1,82
$LAREA_{uit}$	-0,19***		-0,2**		-0,22***		-0,23***	
$LDIST_{uit}$	-0,85***		-0,84***		-0,83***		-0,87***	
$CONT_{uit}$	0,81***		0,77**		0,66**		0,68**	
$COMLANG_{uit}$	0,93***		0,9**		0,82*		0,87**	
SEA_{uit}	-0,17		-0,16		-0,16		-0,12	
RTA_{uit}	0,14		0,14		0,2		0,14*	
$CAPB_{uit}$	-0,01**	-0,012						
$CAPB_{uit-1}$			-0,0009	0,002				
$CAPB_{uit-2}$					0,02***	0,01		
$CAPB_{uit-3}$							0,01	0,2*
Const	1,61	4,70	2,69	13,54	5,51**	24,84	4,99**	29,76*
obs	314	314	279	279	244	244	209	209
Тестування фіксованих і випадкових ефектів	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00	0,00
corr (u_i ; X_b)	-0,85		-0,95		-0,97		-0,96	
Тест на крос-секційну незалежність похибок	0,00	0,39	0,00	0,36	0,00	0,38	0,00	0,39
Тест на гетероскедастичність похибок	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Тест на автокореляцію похибок	0,00	0,00						
Тест Хаусмана — Тейлора	0,00		0,00		0,00		0,00	
Тест на ендогенність		0,60		0,49		0,11		0,04

* Статистична значущість коефіцієнта на рівні 10 %.

** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 5 %.

*** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 1 %.

Джерело: складено авторами.

ідентично розподіленими, а отже, стандартні похибки моделей не достовірні. Так, крос-секційна незалежність похибок є досить імовірною лише для моделей із фіксованими ефектами, гетероскедастичність і автокореляція присутні в усіх моделях¹. Враховуючи ці результати, всі оцінки проводились із застосуванням стійких до проблем із похибками варіаційно-коваріаційних матриць.

Отримані оцінки змушують нас вибирати між фіксованими й випадковими ефектами. Дискусія про те, який тип моделей є обґрунтованішим із позиції економічної теорії та статистики, є досить давньою й широкою. Однак, застосовуючи загальноприйнятий підхід, викладений у статті П. Еггера [22]

¹ Тести на автокореляцію похибок неможливо провести в моделях із лаговими змінними, тому її присутність припускається нами на основі результатів тестування моделей без лагової фіскальної змінної.

та реалізований у праці С. Бек [23], маємо статистичне підґрунтя, щоб віддати перевагу моделі з фіксованими ефектами. На думку П. Еггера, такий вибір повинен робитися, якщо: тест Хаусмана відкидає модель із випадковими ефектами; хоча б один із тестів на відсутність фіксованих ефектів скасовує цю гіпотезу; тест Хаусмана — Тейлора відхиляє нульову гіпотезу про те, що інструменти або екзогенні змінні в моделі не корельовано з похибками. У нашому випадку тест Хаусмана не проводиться через проблеми з похибками, що робить його невалідним. Але ми можемо констатувати наявність двосторонніх фіксованих ефектів, а тест Хаусмана — Тейлора, на основі стійких до проблем із похибками, — ендогенності в моделі з випадковими ефектами. Це не є несподіванкою, враховуючи значення кореляції між похибками моделі на рівні панелей та регресорами (показник $\text{corr}(u_i; Xb)$). Віддаючи перевагу моделям із фіксованими ефектами, ми провели для них тести на ендогенність змінних, котрі в них містяться, та встановили, що в цих моделях вона з досить високою ймовірністю відсутня, крім моделі з третім лагом фіскальної змінної.

Коефіцієнти, отримані для моделей із випадковими ефектами, здебільшого є очікуваними. Зростанню обсягів експорту сприяє потужна економіка країни-імпортера, наявність спільного кордону та спільної мови спілкування, а перешкоджає відстань між державами та, дещо неочікувано, площа країн-контрагентів. Певного значимого впливу від участі країн-імпортерів у торговельних об'єднаннях або входу до "світового океану" не спостерігається. Моделі з фіксованими ефектами продукують статистично незначимі результати для всіх змінних, окрім фіскальної. Поведінка останньої вказує на те, що відносна фіскальна консолідація справляє статистично незначимий негативний вплив на експорт України. Однак із часом цей ефект стає позитивним, хоч і не в усіх моделях такий вплив є статистично значимим.

Факт позитивного впливу відносної фіскальної консолідації на експорт добре відображає гравітаційна модель із використанням SBB як фіскальної змінної (табл. 2).

Загальні результати регресій із застосуванням структурного бюджетного балансу відповідають тим, що були відображені в табл. 1. Єдиною відмінністю є вища статистична значимість коефіцієнтів відносного структурного бюджетного балансу, котрі еволюціонують від від'ємного до додатного значення протягом трьох років.

Як уже зазначалося, на думку ряду авторів, фіскальна політика впливає на експорт головним чином через курсові коливання. Передбачається, що фіскальна консолідація призводить до девальвації валюти, котра стимулює експорт. Якщо це припущення підтвердиться, отже, фіскальна політика не може впливати на експорт в умовах жорстких обмежень при встановленні валютного курсу (наприклад, в умовах валютного союзу або фіксованого валютного курсу). Відповідно до методики дослідження, для тестування зазначеного припущення

Таблиця 2. Результати оцінки гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України із включенням структурного бюджетного балансу (SBB)

Пояснюючі змінні	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
$LGDP_{uit}$	0,41***	0,41	0,36***	0,32	0,26***	0,07	0,27***	-0,47
$LPOP_{uit}$	0,33**	-0,96	0,38***	-1,85	0,49***	-2,67	0,54***	-2,22
$LAREA_{uit}$	-0,13		-0,15*		-0,18**		-0,2***	
$LDIST_{uit}$	-0,89**		-0,85***		-0,79***		-0,83***	
$CONT_{uit}$	0,54*		0,53*		0,52		0,51	
$COMLANG_{uit}$	0,67		0,69		0,72		0,79*	
SEA_{uit}	0,09		0,06		-0,01		0,02	
RTA_{uit}	0,11		0,13		0,24*		0,17**	
SBB_{uit}	-0,01**	-0,01						
SBB_{uit-1}			0,0008	-0,003				
SBB_{uit-2}					0,04***	0,01		
SBB_{uit-3}							0,035**	0,03**
Const	3,65*	2,65	4,73**	11,4	6,88***	23,66	7,21***	33,51**
obs	359	359	319	319	279	279	239	239
Тестування фіксованих і випадкових ефектів	0,0000	0,0002	0,0000	0,0017	0,0000	0,0054	0,0000	0,0002
corr (u _i ; X _b)		-0,82		-0,94		-0,97		-0,97
Тест на крос-секційну незалежність похибок	0,0000	0,9689	0,0000	0,8662	0,0000	0,4190	0,0000	0,6024
Тест на гетероскедастичність похибок	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Тест на автокореляцію похибок	0,0000	0,0000						
Тест Хаусмана — Тейлора	0,0005		0,0000		0,0000		0,0007	
Тест на ендогенність		0,6020		0,7476		0,0483		0,3429

* Статистична значущість коефіцієнта на рівні 10 %.

** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 5 %.

*** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 1 %.

Джерело: складено авторами.

на прикладі України ми по чергово включали в запропоновані моделі змінні, що відображають коливання номінального й реального валютних курсів (табл. 3).

Дані табл. 3 відображають вплив номінального обмінного курсу гривні відносно валют країн-імпортерів в умовах відносної фіскальної консолідації та дають підстави для двох важливих висновків. По-перше, із включенням номінального курсу поведінка коефіцієнтів при фіскальній змінній не змінюється, тобто відносна фіскальна консолідація й далі позитивно впливає на експорт, і цей вплив не поширюється через канал валютного курсу. По-друге, девальвація гривні має негативні наслідки для експорту, хоча коефіцієнти переважно є статистично незначимими.

Зміни у фіскальній політиці можуть впливати не тільки на обмінні курси, а й на баланс цін між країнами. Для врахування фактора відносних цін ми

Таблиця 3. Результати оцінки гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України із включенням циклічно скоригованого первинного бюджетного балансу (CAPB) та номінального обмінного курсу (ER)

Пояснюючі змінні	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
$LGDP_{uit}$	0,53***	0,29	0,49***	0,2	0,36***	0,034	0,4***	-0,39
$LPOP_{uit}$	0,42***	-1,04	0,43***	-1,83	0,52***	-2,68	0,56***	-1,84
$LAREA_{uit}$	-0,18**		-0,19**		-0,2***		-0,22***	
$LDIST_{uit}$	-0,87***		-0,88***		-0,9		-0,91***	
$CONT_{uit}$	0,74**		0,64*		0,44		0,57*	
$COMLANG_{uit}$	0,88**		0,8**		0,65		0,78*	
SEA_{uit}	-0,12		-0,08		-0,056		-0,08	
RTA_{uit}	0,2**		0,25**		0,35***		0,21**	
$CAPB_{uit}$	-0,01*	-0,01						
$CAPB_{uit-1}$			0,002	0,0006				
$CAPB_{uit-2}$					0,031***	0,018		
$CAPB_{uit-3}$							0,018	0,02*
ER_{uit}	-0,01	-0,02	-0,02*	-0,02	-0,039***	-0,017	-0,02	0,02
Const	1,34	6,29	2,56	14,58	5,78***	25,44	4,82**	29,29
obs	314	314	279	279	244	244	209	209
Тестування фіксованих і випадкових ефектів	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00	0,00
corr (u_i ; X_b)	-0,85		-0,94		-0,97		-0,96	
Тест на крос-секційну незалежність похибок	0,00	0,43						
Тест на гетероскедастичність похибок	0,00	0,00						
Тест на автокореляцію похибок	0,00	0,00						
Тест Хаусмана — Тейлора	0,00		0,00		0,00		0,00	
Тест на ендогенність		0,84		0,42		0,49		0,06

* Статистична значущість коефіцієнта на рівні 10 %.

** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 5 %.

*** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 1 %.

Джерело: складено авторами.

ввели в модель відносний реальний ефективний валютний курс (табл. 4). Як видно, загальний результат не змінився: коефіцієнти при фіскальній змінній демонструють таку саму поведінку, що й у інших моделях, зростання реального ефективного обмінного курсу, котре вказує на погіршення умов експорту, не справляє статистично значимого впливу на товарний експорт¹.

¹ Дані по $REER$ взяті зі статистичних баз МВФ та значно звузили перелік країн для дослідження через відсутність даних. Аби пом'якшити цю проблему, ми розрахували власний індекс реального валютного курсу, $EREER = ER_{uit}(P_{it}/P_{ut})$, де ER_{uit} — обмінний курс гривні до валюти країни-імпортера, P_{it} — рівень цін у країні-імпортері, P_{ut} — рівень цін в Україні. Включивши цей показник у гравітаційну модель, ми зберегли велику кількість спостережень, але результат був аналогічним до наведеного в табл. 3 і 4.

Таблиця 4. Результати оцінки гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України із включенням циклічно скоригованого первинного бюджетного балансу (CAPB) та реального ефективного обмінного курсу (REER)

Пояснюючі змінні	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
LGDP _{uit}	0,57***	0,6	0,59***	0,49	0,42***	0,35	0,5***	-0,25
LPOP _{uit}	0,27*	-3,24	0,25	-4,47	0,44***	-5,79*	0,41**	-4,55*
LAREA _{uit}	-0,18**		-0,19**		-0,23***		-0,23***	
LDIST _{uit}	-0,67***		-0,66***		-0,69***		-0,72***	
CONT _{uit}	1,14***		1,12***		0,9***		0,98***	
COMLANG _{uit}	1,22***		1,24***		1,23***		1,27***	
SEA _{uit}	-0,2		-0,18		-0,2		-0,16	
RTA _{uit}	0,2		0,27		0,37**		0,3**	
CAPB _{uit}	-0,02***	-0,009						
CAPB _{uit-1}			0,002	0,005				
CAPB _{uit-2}					0,29***	0,024*		
CAPB _{uit-3}							0,02	0,02*
REER _{uit}	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,008**	0,001
Const	-0,34	14,04	-0,59	25,69	3,38	39,07	1,90	45,01**
obs	251	251	223	223	195	195	167	167
Тестування фіксованих і випадкових ефектів	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00	0,00
corr (u _i ; X _b)	-0,97		0,98		-0,99		-0,99	
Тест на крос-секційну незалежність похибок	0,00	0,17						
Тест на гетероскедастичність похибок	0,00	0,00						
Тест на автокореляцію похибок	0,00	0,00						
Тест Хаусмана — Тейлора	0,00		0,00		0,00		0,00	
Тест на ендогенність		0,34		0,52		0,78		0,67

* Статистична значущість коефіцієнта на рівні 10 %.

** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 5 %.

*** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 1 %.

Джерело: складено авторами.

Побудова аналогічних моделей із включенням структурного бюджетного балансу як фіскальної змінної не впливає на загальні висновки. Навпаки, в цих модифікаціях моделей статистична значимість коефіцієнтів при змінних, які нас цікавлять, зростає, а характер їх впливу на експорт залишається таким самим. Ми не наводимо згадані результати з міркувань економії місця, проте це можна зробити за запитом.

Альтернативні оцінки запропонованої специфікації гравітаційної моделі для України проводились із застосуванням алгоритму Прейса — Вінстена (PW) та методу інструментальних змінних. Як і в статті Т. Броджіцкі [11], ми застосовуємо алгоритм Прейса — Вінстена до моделі із двосторонніми

Таблиця 5. Результати альтернативної оцінки гравітаційної моделі зовнішньої торгівлі України із включенням циклічно скоригованого первинного бюджетного балансу (CAPB) та номінального обмінного курсу (ER)

Пояснюючі змінні	PW	IV RE	PW	IV RE	PW	IV RE	PW	IV RE
$LGDP_{uit}$	0,39*	0,24	0,37	0,36**	0,36	0,09	-0,29	0,18
$LPOP_{uit}$	-1,41	0,63***	-1,6	0,57***	-3,07**	0,78***	-1,75	0,74***
$LAREA_{uit}$		-0,18*		-0,22**		-0,23***		-0,23***
$LDIST_{uit}$		-0,9***		-0,9***		-0,89***		-1,01***
$CONT_{uit}$		0,51		0,5		0,38		0,37
$COMLANG_{uit}$		0,6		0,69		0,56		0,54
SEA_{uit}		-0,1		-0,07		-0,1		-0,04
RTA_{uit}	0,28*	0,16	0,26	0,4***	0,28*	0,41***	0,08	0,23**
$CAPB_{uit}$	-0,006	-0,04**						
$CAPB_{uit-1}$			-0,001	0,04**				
$CAPB_{uit-2}$					0,19**	0,067***		
$CAPB_{uit-3}$							0,02***	0,012
ER_{uit}	-0,03***	-0,22	-0,03***	-0,02	-0,03**	-0,02	0,02	-0,037*
Const	4,83	7,6**	6,52	5,71	15,74*	11,33***	23,2**	10,2***
obs	306	244	272	209	238	174	204	139
Тест Саргана — Хансена		0,0214		0,0317		0,7128		0,0135

* Статистична значущість коефіцієнта на рівні 10 %.

** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 5 %.

*** Статистична значущість коефіцієнта на рівні 1 %.

Джерело: складено авторами.

фіксованими ефектами. Мета використання такого підходу — корекція стандартних похибок на гетероскедастичність і автокореляцію залишків, що є специфічними для окремих панелей даних. Застосування інструментальних змінних у моделях із випадковими ефектами (IV RE) спрямоване на пом'якшення проблеми ендогенності й водночас на врахування інформації, котра міститься на міжпанельному рівні. Результати оцінок наведені в табл. 5.

Коефіцієнти, отримані через альтернативні оцінки, засвідчують ті самі факти, що були зазначені вище. Скорочення відносного фіскального дефіциту справляє негативний вплив на динаміку товарного експорту в поточному році, але через два — три роки набуває позитивного ефекту. Водночас вплив номінального обмінного курсу на динаміку експорту є негативним чи нейтральним. Тест Саргана — Хансена вказує на доцільність застосування інструментальних змінних у всіх моделях, окрім моделі з лагом фіскальної змінної у два роки. При цьому умовними ендогенними змінними було обрано рівень ВВП, чисельність населення та відносний фіскальний баланс.

Альтернативні оцінки гравітаційної моделі із включенням структурного бюджетного балансу як залежної змінної та реального ефективного валютного курсу як монетарного індикатора не впливають на загальні результати.

Обговорення результатів та висновки

Аналізуючи ефекти від дискреційних дій у фіскальній політиці, ми дійшли висновку, що фіскальна економія з лагом у два — три роки позитивно впливає на динаміку товарного експорту України. Подібні результати було отримано в попередніх дослідженнях із цього напрямку [24; 25]. Ці позитивні ефекти здебільшого переважають негативний ефект від скорочення публічних фінансів, який простежується в моделях без лагу фіскальної змінної. В економічній літературі зазвичай наводяться такі основні причини сприятливого впливу дискреційної фіскальної політики на товарний експорт: формування позитивних очікувань економічних агентів, коли скорочення бюджетного дефіциту й стабілізація системи державних фінансів, котрі є метою фіскальної консолідації, призводять до зниження невизначеності та підвищення довіри економічних агентів до уряду [13]; девальвація національної валюти (фіскальна консолідація, як правило, приводить до зменшення процентних ставок, оскільки держава скорочує обсяги запозичень у зовнішніх і внутрішніх інвесторів); зниження вартості робочої сили через зменшення попиту на неї в державному секторі та галузях, що обслуговують державні закупівлі [26].

Проведене дослідження дало змогу встановити, що валютний курс не є каналом впливу фіскальної політики на вітчизняний експорт. Загальна картина в нашій інтерпретації виглядає таким чином, що фіскальна політика впливає на експорт через коливання сукупного попиту в економіці. Відносна фіскальна консолідація скорочує сукупний внутрішній попит в Україні (через зменшення видатків бюджету або наявного доходу в економіці у разі підвищення податків) та розширює попит у країні-контрагенті, що спонукає вітчизняні підприємства переорієнтовуватися на зовнішні ринки.

Ще одним важливим висновком дослідження є те, що монетарні зміни (номінальний обмінний курс, реальний ефективний валютний курс) справляють нейтральний або негативний вплив на обсяги експорту щонайменше в поточному році відповідних змін. Під негативним впливом маються на увазі статистично значимі коефіцієнти, котрі вказують на падіння експорту в умовах девальвації чи зниження реального ефективного валютного курсу, коли умови зовнішньої торгівлі для України повинні поліпшуватися. Тобто, як уже зазначалося, вітчизняна фіскальна політика впливає на експорт не через канал валютного курсу. По-перше, наявність такого впливу мала б зменшити статистичну значимість коефіцієнтів при фіскальній змінній із включенням валютного курсу в модель, проте цього не спостерігається. По-друге, в національній економіці фіскальна політика більшою мірою впливає на валютний курс не за рахунок зниження процентних ставок, оскільки це веде до девальвації гривні¹, а через збільшення грошової маси в економіці, що внаслідок

¹ Одним із теоретичних каналів впливу фіскальної політики на валютний курс є процентні ставки. Фіскальна консолідація передбачає послаблення активності уряду на ринку боргових

істотної доларизації призводить до ажіотажу на валютному ринку та ревальваційного тиску на валюту. По-третє, в режимі фіксованого валютного курсу уряд не може застосовувати курсову політику як інструмент регулювання зовнішньої торгівлі, тож цей канал є неідеальним.

Значення коефіцієнтів впливу валютного курсу на динаміку експорту України, які йдуть врозріз зі стандартною економічною теорією, можна пояснити особливостями вітчизняної господарської системи або технічними причинами. До особливостей національної економіки можна віднести: низьку еластичність попиту на експорт та імпорт, що зменшують ефективність стимулювання експорту за допомогою валютної девальвації; ефект *J*-кривої, коли в короткостроковому періоді валютна девальвація призводить до погіршення торговельного балансу, тоді як у довгостроковому — до його поліпшення¹; високу частку проміжного споживання імпорту в національному експорті; слабкий попит на зовнішніх ринках, коли позитивні ефекти, котрі теоретично справляє девальвація гривні на український експорт, можуть нівелюватися падінням попиту всередині країн, які є основними торговельними партнерами; бажання експортерів максимізувати прибуток, коли вони залишають ціни в іноземній валюті незмінними, збільшуючи власний прибуток за рахунок девальваційного доходу.

Технічні причини пов'язані з тим, що валютний курс відносно країни-імпортера оцінювався через крос-курс відносно долара. За умов фіксованого курсу гривні зростання експорту й девальвація валюти країни-імпортера відносно долара США суто арифметично призводять до ревальвації гривні в наших розрахунках. Фіксований де-факто курс гривні взагалі повинен робити коефіцієнт у моделі статистично незначимим. Але в таких умовах валютні шоки мають трансформуватися в цінові та впливати на експорт за допомогою відносних цін. Згідно з результатами дослідження, цього також не відбувається повною мірою, оскільки введення реального ефективного обмінного курсу як змінної в модель якісно не змінює наших висновків. Поліпшення відносного фіскального балансу справляє негативний вплив на рівень експорту в поточному році й позитивний — із лагом у два — три роки. Зниження реального ефективного курсу (поліпшення умов зовнішньої торгівлі) діє на експорт

зобов'язань, спричиняючи зниження попиту на останньому і падіння ставок. За умови вільного руху капіталу зменшення рівня ставок на українському ринку боргових зобов'язань призводить до відпливу іноземних портфельних інвестицій, оскільки гривневі активи стають менш привабливими. Таким чином, спостерігається спад попиту і на саму гривню, що чинить девальваційний тиск на національну валюту.

¹Наявність такої реакції торговельного балансу України на коливання реального валютного курсу фіксувалася в низці емпіричних досліджень, зокрема С. Ніколайчука та О. Береславської (див.: Ніколайчук С. Визначення факторів динаміки поточного рахунку платіжного балансу в Україні / С. Ніколайчук, Н. Шаповаленко // Вісник Національного банку України. — 2014. — № 2. — С. 20—27; Береславська О. І. Валютний курс і зовнішня торгівля: теоретичні й емпіричні аспекти взаємозв'язку / О. І. Береславська // Фінанси України. — 2009. — № 3. — С. 66—76).

нейтрально або негативно. Відсутність корекції експорту через канал відносних цін може пояснюватися стерилізацією грошової маси центробанком для утримання фіксованого валютного курсу, несиметричною реакцією цін на емісію через валютний ринок, невдалим показником рівня цін (можливо, ідентифікувати останній краще було б за допомогою індексу цін виробників промислової продукції, а не споживчих цін).

В умовах фіксованого валютного курсу монетарна політика не може виступати регулятором експортної активності вітчизняних товаровиробників. Однак економна фіскальна політика з кількарічним лагом демонструє позитивний вплив на динаміку зовнішньої торгівлі, незважаючи на початковий негативний ефект, пов'язаний із обмеженням пропозиції грошей у економіці. Отже, інструментами підтримки експортерів можуть бути не лише спеціальні бюджетні програми, котрі ведуть до втрат як доходів, так і видатків, а й загальна фіскальна дисципліна. На нашу думку, з огляду на неефективність більшості спеціальних фіскальних заходів для стимулювання української економіки в принципі, через корупцію та викривлення економічних інтересів одержувачів пільг, консолідуєча фіскальна політика є найкращим вибором для уряду країни. Фіскальна дисципліна сама по собі, як показано в цій статті, позитивно впливатиме на експортну діяльність у середньостроковій перспективі, що покриватиме короткострокові негативні ефекти.

Список використаних джерел

1. Кончин В. Зони вільної торгівлі та мультигравітаційна регіональна торговельна модель України: перспективи розвитку / В. Кончин, А. Ложачевська // Стратегія розвитку України. — 2012. — № 2. — С. 85—106.
2. Полякова О. Моделювання змін зовнішньоторговельних зв'язків у контексті розширення Європейського Союзу / О. Полякова, В. Шликова // Проблеми економіки. — 2014. — № 1. — С. 330—336.
3. Tinbergen J. Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy / J. Tinbergen. — N. Y.: Twentieth Century Fund, 1962. — 330 p.
4. Anderson J. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation / J. Anderson // The American Economic Review. — 1979. — Vol. 69. — P. 106—16.
5. Krugman P. Scale economies, product differentiation and the pattern of trade / P. Krugman // The American Economic Review. — 1980. — Vol. 70. — P. 950—959.
6. A Practical Guide to Trade Policy Analysis / M. Bacchetta, C. Beverelli, O. Cadot et al. — N. Y.: United Nations Publications, 2009. — 232 p. [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://vi.unctad.org/tpa/web/docs/book.pdf>.
7. Shepherd B. The Gravity Model of International Trade: A User Guide / B. Shepherd. — United Nations Publication. — 2012. — 64 p.
8. Anderson J. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle / J. Anderson, E. van Wincoop // The American Economic Review. — 2003. — Vol. 93. — P. 170—192.
9. Baltagi B. Panel Data Gravity Models of International Trade / B. Baltagi, P. Egger, M. Pfaffermayr // CESifo Working Paper Series. — 2014. — No. 4616 [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/DocBase_Content/WP/WP-CESifo_Working_Papers/wp-cesifo-2014/wp-cesifo-2014-01/cesifo1_wp4616.pdf.
10. Gómez-Herrera E. Comparing alternative methods to estimate gravity models of bilateral trade / E. Gómez-Herrera // Empirical Economics. — 2013. — Vol. 44. — Issue 3. — P. 1087—1111.

11. Brodzicki T. Extended gravity panel data model of Polish foreign trade / T. Brodzicki // *Analizy i Opracowania Katedry Ekonomiki Integracji Europejskiej Uniwersytetu Gdańskiego*. — 2009. — № 1 [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://gnu.univ.gda.pl/keie/aio14.pdf>.
12. Tripathi S. India's Trade and Gravity Model: A Static and Dynamic Panel Data / S. Tripathi, N. Leitão // *MPRA Paper*. — 2013. — No. 45502 [Електронний ресурс]. — Режим доступу: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/45502/1/MPRA_paper_45502.pdf.
13. Austerity and Exports / R. Bista, J. Ederington, J. Minier, B. J. Sheridan. — 2014 [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://faculty.bus.lsu.edu/papers/Minier_austerity%20and%20exports%20rev5.pdf.
14. Guajardo J. Expansionary Austerity? International Evidence / J. Guajardo, D. Leigh, A. Pescatori // *Journal of the European Economic Association*. — 2014. — Vol. 12. — Issue 4. — P. 949—968.
15. World Development Indicators / The World Bank [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
16. World Integrated Trade Solution [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://wits.worldbank.org/>.
17. International Financial Statistics / IMF [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://data.imf.org/?sk=5DABAFF2-C5AD-4D27-A175-1253419C02D1>.
18. World Economic and Financial Surveys. World Economic Outlook Database / IMF [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/index.aspx>.
19. Fiscal Monitor Database / IMF [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fm/2011/02/app/FiscalMonitoring.html>.
20. The Regional Trade Agreements Information System / WTO [Електронний ресурс]. — Режим доступу : <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>.
21. GeoDist / СЕПІІ [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.cepii.fr/cepii/en/bdd_modele/presentation.asp?id=6.
22. Egger P. Alternative Techniques for Estimation of Cross-Section Gravity Models / P. Egger // *Review of International Economics*. — 2005. — Vol. 13. — Issue 5. — P. 881—891.
23. Beck S. The Impact of Taxes on Trade Competitiveness / S. Beck, A. Chaves // *UDWP Working Paper*. — 2011. — No. 11-09 [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://graduate.lerner.udel.edu/sites/default/files/ECON/PDFs/RePEc/dlw/WorkingPapers/2011/UDWP2011-09.pdf>.
24. Beetsma R. Trade Spillovers of Fiscal Policy in the European Union: A Panel Analysis / R. Beetsma, M. Giuliodori, F. Klaassen // *DNB Working Paper*. — 2005. — No. 52. — 35 p.
25. Borys P. Panel Data Evidence on the Effects of Fiscal Policy Shocks in the EU New Member States / P. Borys, P. Cizkowicz, A. Rzońca // *Fiscal Studies*. — 2014. — Vol. 35. — No. 2. — P. 189—224.
26. Tagkalakis A. Fiscal Policy, Net Exports, and the Sectoral Composition of Output in Greece / A. Tagkalakis // *Bank of Greece Working Paper*. — 2014. — No. 186. — 37 p.

References

1. Konchyn, V., & Lozhachevs'ka, A. (2012). Zony vil'noyi torhivli ta mul'tyhravitacijna rehional'na torhovel'na model' Ukrainy: perspektyvy rozvytku [Free trade and regional multi gravitational model of Ukraine: trade perspective]. *Stratehiya rozvytku Ukrainy* [The development strategy of Ukraine], 2, 85-106 [in Ukrainian].
2. Polyakova, O., & Shlykova, V. (2014). Modelyuvannya zmin zovnishn'otorhovel'nykh zv'yazkiv u konteksti rozshyrennya Yevropejs'koho Soyuzu [Modelling changes of foreign trade relations in the context of European Union expansion]. *Problemy ekonomiky* [The problems of economy], 1, 330-336 [in Ukrainian].
3. Tinbergen, J. (1962). *Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy*. N. Y.: Twentieth Century Fund.

4. Anderson, J. A. (1979). Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *The American Economic Review*, 69, 106—116.
5. Krugman, P. (1980). Scale economies, product differentiation and the pattern of trade. *The American Economic Review*, 70, 950—959.
6. Bacchetta, M., Beverelli, C., Cadot, O., Fugazza, M., Grether, J.-M., Helble, M., Nicita, A., & Piermartini, R. (2009). *A Practical Guide to Trade Policy Analysis*. N. Y.: United Nations Publications. Retrieved from <http://vi.unctad.org/tpa/web/docs/book.pdf>.
7. Shepherd, B. (2012). *The Gravity Model of International Trade: A User Guide*. United Nations Publication.
8. Anderson, J., & van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. *The American Economic Review*, 93, 170—192.
9. Baltagi, B., Egger, P., & Pfaffermayr, M. (2014). Panel Data Gravity Models of International Trade. *CESifo Working Paper Series*, 4616. Retrieved from http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/DocBase_Content/WP/WP-CESifo_Working_Papers/wp-cesifo-2014/wp-cesifo-2014-01/cesifo1_wp4616.pdf.
10. Gómez-Herrera, E. (2013). Comparing alternative methods to estimate gravity models of bilateral trade. *Empirical Economics*, 44, 3, 1087—1111.
11. Brodzicki, T. (2009). Extended gravity panel data model of Polish foreign trade. *Analizy i Opracowania Katedry Ekonomiki Integracji Europejskiej Uniwersytetu Gdańskiego* [Analysis and Studies of European Integration Department of Economics University of Gdansk], 1. Retrieved from <http://gnu.univ.gda.pl/keie/aio14.pdf>.
12. Tripathi, S., & Leitão, N. (2013). India's Trade and Gravity Model: A Static and Dynamic Panel Data. *MPRA Paper*, 45502. Retrieved from https://mpra.ub.uni-muenchen.de/45502/1/MPRA_paper_45502.pdf.
13. Bista, R., Ederington, J., Minier, J., & Sheridan, B. J. (2014). *Austerity and Exports*. Retrieved from http://faculty.bus.lsu.edu/papers/Minier_austerity%20and%20exports%20rev5.pdf.
14. Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2014). Expansionary Austerity? International Evidence. *Journal of the European Economic Association*, 12, 4, 949—968.
15. The World Bank. (n. d.). *World Development Indicators*. Retrieved from <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
16. The World Bank. (n. d.). *World Integrated Trade Solution*. Retrieved from <http://wits.worldbank.org/>.
17. International Monetary Fund. (n. d.). *International Financial Statistics*. Retrieved from <http://data.imf.org/?sk=5DABAFF2-C5AD-4D27-A175-1253419C02D1>.
18. International Monetary Fund. (n. d.). *World Economic and Financial Surveys. World Economic Outlook Database*. Retrieved from <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/index.aspx>.
19. International Monetary Fund. (n. d.). *Fiscal Monitor Database*. Retrieved from <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fm/2011/02/app/FiscalMonitoring.html>.
20. World Trade Organization. (n. d.). *The Regional Trade Agreements Information System*. Retrieved from <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>.
21. CEPII. (n. d.). *GeoDist*. Retrieved from http://www.cepii.fr/cepii/en/bdd_modele/presentation.asp?id=6.
22. Egger, P. (2005). Alternative Techniques for Estimation of Cross-Section Gravity Models. *Review of International Economics*, 13, 5, 881—891.
23. Beck, S., & Chaves, A. (2011). The Impact of Taxes on Trade Competitiveness. *UDWP Working Paper*, 11-09. Retrieved from <http://graduate.lerner.udel.edu/sites/default/files/ECON/PDFs/RePEc/dlw/WorkingPapers/2011/UDWP2011-09.pdf>.
24. Beetsma, R., Giuliodori, M., & Klaassen, F. (2005). Trade Spillovers of Fiscal Policy in the European Union: A Panel Analysis. *DNB Working Paper*, 52, 35.
25. Borys, P., Cizkowicz, P., & Rzońca, A. (2014). Panel Data Evidence on the Effects of Fiscal Policy Shocks in the EU New Member States. *Fiscal Studies*, 35, 2, 189—224.
26. Tagkalakis, A. (2014). Fiscal Policy, Net Exports, and the Sectoral Composition of Output in Greece. *Bank of Greece Working Paper*, 186, 37.