

Номер 2, Випуск 1, 2019

Сучасні економічні дослідження



Головний редактор:
Тимофій Милованов

Редактори:
Ганна Вахітова і Максим Обрізан

KSE Journal

МЕТА-АНАЛІЗ: ВПЛИВ КЛЮЧОВОЇ СТАВКИ ЦЕНТРАЛЬНОГО БАНКУ НА СТАВКИ БАНКІВСЬКОГО КРЕДИТУВАННЯ

ОЛЕКСАНДРА ЧМЕЛЬ

Київська школа економіки

ВАЛЕНТИНА СІНІЧЕНКО

Київська школа економіки

ДАРИНА ПУСТОВОЙТ

Київська школа економіки

АНТОН ШІМГЕЛЬ¹

Київська школа економіки

АНОТАЦІЯ

Важливість ключової відсоткової ставки важко переоцінити. Знижуючи відсоткову ставку, центральний банк знижує витрати на запозичення, що стимулює інвестиції та споживання. Проте фірми та споживачі, які є агентами у цьому процесі, не беруть позики напряду з центрального банку – вони беруть позики від комерційних банків. Таким чином, для того, щоб усвідомити потенційний вплив центрального банку на економіку, важливо проаналізувати ефект перенесення ключової відсоткової ставки на ставки комерційних кредитів. Чи існує сильний зв'язок між цими ставками? Мета нашої роботи – надати відповідь на це питання.

Ключові слова: мета аналіз, ключова відсоткова ставка, комерційні банки, банківська ставка

Коди JEL (Журналу економічної літератури): C12, C83, E58, E50

1. Вступ

Згідно з макроекономічною теорією ключова відсоткова ставка позитивно впливає на кредитні ставки банків. Однак, насправді цей зв'язок може бути незначущим. Відсоткові ставки за кредитами залежать від багатьох інших чинників (таких як міжбанківська ставка, ставка облігацій, концентрація банківського ринку, зростання економічних заощаджень, доларизація економіки, економічний цикл тощо). Переконаність в тому, що існує позитивний зв'язок між ключовою відсотковою та кредитною ставками, могло виникнути через так зване упередження публікацій (publication bias). Хоча більшість літератури показує, що вплив ключової ставки на ставку банківського кредитування є позитивним, погляди на розмір ефекту суперечливі. Наприклад, оцінене співвідношення між ключовим курсом і курсом кредитування в Нігерії статистично не відрізняється від нуля в одній зі специфікацій, що

¹ ashmihel@kse.org.ua

свідчить про те, що зв'язок є позитивним, але слабким (Келіюм, 2014). Проте з різних оцінок Мадаші та співавторів (2017), ми можемо зробити висновок про те, що ефект перенесення відсоткових ставок є значущим на шведських та датських ринках.

Механізм передачі від ключової до комерційних ставок наведено на рисунку 1. Комерційні банки заробляють гроші за операціями з кредитування, але їм спочатку потрібно запозичити кошти. Банки запозичують у споживачів та інших банків, а іноді і від центрального банку. Отже, комерційні кредитні ставки банків залежать від ставок за депозитами, міжбанківських (або грошових) ринкових ставок та ключової ставки.

Ключова відсоткова ставка безпосередньо впливає на курс грошового ринку, як зазначено на Рисунку 1. Вплив відсоткової ставки центрального банку на відсоткові ставки кредитування посилюється за допомогою цього каналу.

Існує три механізми перенесення ключової ставки на міжбанківські ставки. По-перше, центральний банк (ЦБ) може надавати резерви комерційним банкам за операціями рефінансування за ключовою ставкою. По-друге, ЦБ виділяє резерви через маржинальну позичкову установу за граничною ставкою кредитування, яка встановлюється у розмірі, що перевищує ключову ставку. По-третє, він приймає резерви у вигляді депозитів за ставкою резервного депозиту, що дещо нижче ключової ставки. Таким чином, міжбанківські відсоткові ставки за резервами на одну добу зберігаються у визначеному коридорі між відсотковими ставками за кредитами та депозитами.

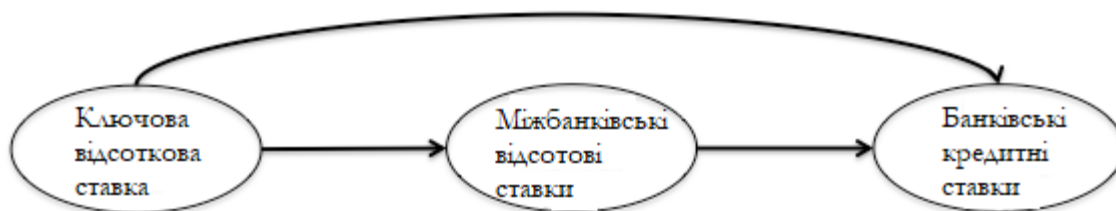


Рисунок 1. Перехід від основної ставки до ставки банківського кредитування

В різних дослідженнях вивчається вплив основної політики на ставки кредитування та депозити, але ми зосередили нашу увагу тільки на відсоткові кредитування. Підхід до метааналізу дозволив нам дослідити, як коефіцієнти відрізняються між країнами та наскільки різні методи оцінки.

Традиційна модель ефекту перенесення передбачає, що ставка монетарної політики є прямим детермінантом ставки роздрібних банків (кредитування та депозитів), за умови, що рівень ризику є низьким та фінансові установи добре капіталізовані. Дане припущення може не виконуватися в менш розвинених країнах, тому в цих країнах ставка банківського кредитування може бути менш тісно пов'язаною з ключовою ставкою.

Наше дослідження організоване наступним чином: у розділі 2 окреслено процедуру збору даних та представлена описова статистика. У розділі 3 пояснюється методологія дослідження. У розділі 4 оцінюється справжній ефект, а також перевіряється ефект упередження публікації. У розділі 5

наведено короткий опис основних висновків та наслідків проведеного дослідження.

2. Процедура збору даних та описова статистика

У цій роботі ми кількісно аналізуємо дослідження, які вивчають вплив ключової ставки на ставки кредитування. Спочатку було відібрано 13 дослідницьких статей. Тоді було виключено дослідження, які описують вплив ключової ставки на ставки грошового ринку, що не є темою нашого дослідження. Ми також виключили статті, які не мали оцінок стандартних помилок. Виключення перерахованих статей не має суттєвого впливу на результати нашого дослідження, тому що вони використовують один і той же набір моделей та всі мають позитивні оцінки коефіцієнтів. Тому було зроблено висновок про те, що немає сенсу включати виключені статті у це дослідження.

Ми зібрали оцінені коефіцієнти екзогенних змінних, включених до з різними часовими лагами: 0, 1 і 2. Іноді регресійні моделі включали не тільки ключову ставку, а також ставки грошового ринку. У цьому випадку, бета-коефіцієнти ключової ставки будуть вимірювати його ефект, не включаючи непрямий канал механізму передачі (див. рис. 1). Ми виключили такі специфікації з аналізу, тому що ми зацікавлені в оцінці ефекту перенесення ключової ставки на ставки банківського кредитування, беручи до уваги всі існуючі канали – прямі й непрямі. Слід зазначити, що в деяких випадках регресійна специфікація включала кілька лагованих екзогенних змінних. Ми вирішили об'єднати всі відповідні коефіцієнти в наш набір оцінок, проте ми виключили коефіцієнти, які були отримані методом першої різниці.

У зібраних дослідженнях використовувались наступні моделі: метод звичайних найменших квадратів (OLS), векторна авторегресійна модель (VAR), структурна векторна модель корекції помилок (VEC), порогові авторегресійні моделі (TAR) та моделі авторегресійних розподілених лагів (ARDL)

Оскільки існують різноманітні методи, що використовуються в досліджуваних роботах, можна створити спеціальні фіктивні змінні, щоб визначити, наскільки коефіцієнти змінюються в залежності від вибраної моделі (Келер та співавтори, 2017). Проте розмір нашої вибірки не дозволяє зробити такий аналіз, що залишає поле для подальшого дослідження.

Ми використовували моделі у наступному загальному вигляді:

$$lr = \beta_0 + \beta_1 mr + \beta_i X + e_t \quad (1)$$

де lr – проксі для кредитної ставки банку: максимальні або первинні кредитні ставки, або середні ставки (короткострокові або довгострокові);

mr – ключова відсоткова ставка, включаючи лаговані значення;

X – вектор контрольних змінних, які впливають на рівень банківського кредитування; не включає курс грошового ринку;

e_t – випадкова похибка.

Після всіх вилучень у нас залишилось 7 статей з 36 оцінками (див. таблицю 1). Вони описують банківські ринки Пакистану, Гани, Індії, Нігерії, Кенії, Швеції та Данії. Шість робіт використовують щомісячні дані, а в одному документі (джерело номер 6 в таблиці 1) використовуються річні дані. Шість статей використовують дані, агреговані на рівні країни, а також оцінюють вплив ключової ставки на ставки кредитування окремих банків (джерело номер 3 в таблиці 1). Усі, крім одного дослідження, використовують дані, що охоплюють період з 1997 по 2015 рік. Одна робота вивчає період, що починається в 1970 році.

Таблиця 1. Коротка статистика використаних статей

Стаття	Кількість оцінок	Країна	Період
D. V. S. Sastry, Balwant Singh, Kaushik Bhattacharya. (2009). <i>Stability of lending rate stickiness: A case study of India</i>	16	Індія	1997–2006
Hasan Muhammad Mohsin. (2011). <i>Impact of monetary policy on lending and deposit rates in Pakistan: Panel data analysis</i>	1	Пакистан	2001–2011
Augustine Addo, ZuKwame A. Seyram. (2013). <i>Central bank's policy rate on the cost of borrowing from some selected commercial banks in Ghana</i>	10	Гана	2007–2011
Christophe Madaschi, Irene Pablos Nuevo. (2017). <i>The profitability of banks in a context of negative monetary policy rates: The cases of Sweden and Denmark</i>	4	Швеція; Данія	2005–2016
Ikechukwu Kelilume. (2014). <i>Effects of the monetary policy rate on interest rates in Nigeria</i>	2	Нігерія	2007–2012
Adeyemi A. Ogundipe, Philip O. Alege. (2013). <i>Interest rate pass-through to macroeconomic variables: The Nigerian experience</i>	2	Нігерія	1970–2011
Muchiri Edith Nyambura. (2012). <i>The impact of Central Bank of Kenya rates on market interest rates of commercial banks in Kenya</i>	1	Кенія	2008–2012

Вибрані статті оцінюють вплив відсоткової ставки центрального банку на ставку банківського кредитування за наявності інших детермінант. З 36 оцінок у нашій вибірці 24 (67%) є позитивними та статистично значущими при рівні 10%, 3 (8%) є позитивними, але незначущими, 6 (17%) є негативними та значущими оцінками, і 3 (8%) – негативні, але незначущі.

3.Методологія

Щоб проаналізувати зібрані оцінки, ми використовуємо процедуру, представлену в роботі Хавранека, Хорвата та Валічкової (2013). Для аналізу стандартизованих розмірів ефектів ми перетворюємо оцінки на часткові коефіцієнти кореляції (ЧКК), які приймають значення від -1 до 1. Високе абсолютне значення ЧКК вказує на високий ступінь асоціації.

$$PCC = \frac{t}{\sqrt{t^2 + df}} \quad (2)$$

Стандартна похибка ЧКК розраховується за формулою:

$$SE_{PCC} = \frac{PCC}{t} \quad (3)$$

Z-оцінка визначається за такою формулою:

$$Z_{PCC} = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+PCC}{1-PCC}\right) PCC = \frac{t}{\sqrt{t^2 + df}} \quad (4)$$

Ми проаналізували центральну тенденцію розмірів ефектів та часткових коефіцієнтів кореляції за допомогою методології Кард (2012). У таблиці 2 наведено розрахункові показники.

Таблиця 2. Часткові коефіцієнти кореляції для співвідношення між ключовою ставкою та ставкою банківського кредитування

Спостереження	
Число досліджень	7
Число оцінок	36
Середні часткові коефіцієнти кореляції ЧКК	
Звичайний середній ЧКК	0.250
Медіанний ЧКК	0.297 (рівень значущості не оцінювався)
Середній ЧКК за методом постійних ефектів	0.278 ***
Середній ЧКК за методом випадкових ефектів	0.253 ***

Примітка: * позначає 10% рівень значущості, ** – 5%, *** – 1%

Згідно з простим середнім показником ЧКК, вплив ставки центрального банку на ставку кредитування є позитивним та статистично незначущим. Однак просте середнє ігнорує той факт, що деякі оцінки більш точні, ніж інші. Методи фіксованих та випадкових ефектів контролюють точність оцінок, присвоюючи більшу вагу для більш точних оцінок. Середнє значення фіксованих ефектів

розглядає стандартне відхилення вибірки як єдине джерело неточності в оцінках. Середній рівень випадкових ефектів також контролює дисперсію населення, як зазначено в Кард (2012). Відповідно до середніх значень ЧКК за методами фіксованих ефектів та випадкових ефектів, вплив ключової ставки кредитування є позитивним та статистично значимим.

Відповідно до шкали Дукуліагоса (2011), ЧКК вважається «маленькими», якщо абсолютне значення становить від 0,07 до 0,17 і «велике», якщо абсолютне значення перевищує 0,33. Якщо ЧКК становить від 0,17 до 0,33, ефект вважається «середнім». З наших оцінок, вплив ключової ставки на ставку кредитування є середнього розміру.

4. Упередження публікацій

Відповідно до Баліма та співавторів (2017), похибка публікації є «дуже поширеною тенденцією серед редакторів, рецензентів та/або дослідників, які віддають перевагу результатам, які узгоджуються з найбільш поширеними поглядами в області (зміщення типу I) або статистично значимими (зміщення типу II)».

Упередження публікації може потенційно призвести до того, що опублікована література не є репрезентативною, а отже розмір ефекту у порівнянні з випадком, коли б розглядалися усі дослідження, є переоціненим. Упередження публікації також може виникнути у нашому випадку, оскільки дослідження, які не мають статистичного ефекту (зміщення типу II), або негативний ефект (зміщення типу I), менш імовірно були опубліковані. Одним із способів коректування упередження публікацій є використання методів, заснованих на принципі воронки.

Відповідно до процедури, яку запропонував Еггер та співавтори (1997), ми аналізуємо асиметрію воронки. Деякі автори використовують це для аналізу похибок публікації, хоча існують і ті, хто критикує цей метод з огляду на проблеми статистичної валідності (Стерн, 2011). На горизонтальній осі воронка показує ЧКК; на вертикальній осі вона демонструє точність оцінок (стандартні помилки в зворотньому порядку на рис. 2 та ступені свободи на рисунку 3).

Обидві фігури мають нормальну форму, причому менш точні оцінки розкидані ширше навколо середнього, ніж більш точні оцінки. Точки більше розкидані навколо середнього, ніж псевдо-довірчі інтервали передбачають. Це вказує на те, що наш набір даних неоднорідний. Ми вважаємо, що це могло виникнути через об'єднання досліджень різних країн і часових періодів (табл. 1). Проте формальна оцінка причин варіацій виходить за рамки нашої роботи.

Спостереження симетрично розподіляються навколо середнього на обох фігурах, що дозволяє припустити, що упередження публікацій, ймовірно, не є проблемою. Проте, формальна статистична перевірка асиметрії воронки все ще є необхідною.

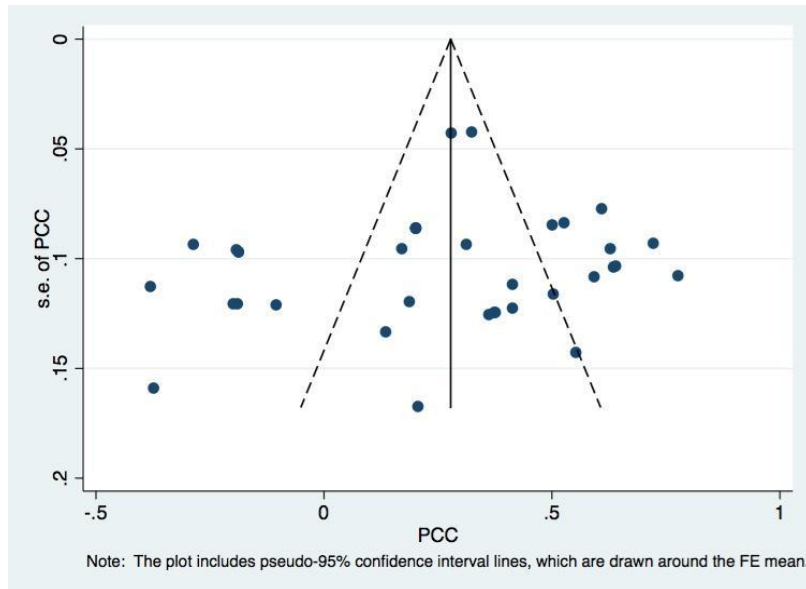


Рисунок 2. Воронка зі стандартними помилками в зворотному порядку

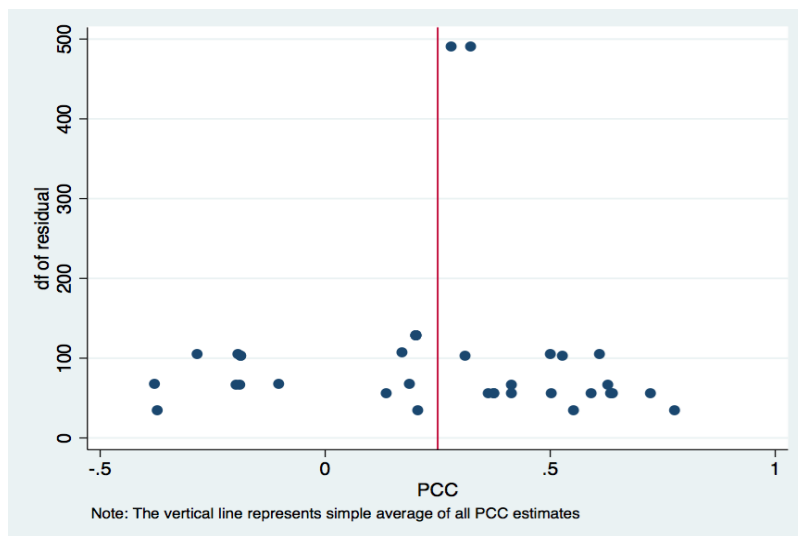


Рисунок 3. Воронка зі ступенями свободи

Щоб статистично оцінити упередження публікацій, ми використовуємо методику Баліма та співавторів. (2017). Модель, яку ми використовуємо, враховує залежність шляхом включення випадкового індивідуального ефекту для кожного вибраного дослідження.

$$Effect_{ij} = \beta_1 + \beta_0 SE_{ij} + e_i + \lambda_j \quad (5)$$

де $Effect$ відповідає оцінчному значенню, SE – стандартна похибка, e та λ відображають оцінку та умови інтервалу навчального рівня, відповідно. β_1 відображає справжній ефект від ключової ставки на відсоткову ставку та $\beta_0 SE$ фіксує «шум», або автори мають намір віддавати перевагу статистично значущим результатам. Розділяючи рівняння (5) на SE , ми виправляємо гетероскедастичність, яка представлена через відмінності між дослідженнями:

$$t_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \left(1/SE_{ij}\right) + e_i + \lambda_j \quad (6)$$

де t відповідає зібраним t -значенням. Потім ми перевіряємо наявність упередженості публікацій типу I шляхом перевірки нульової гіпотези про те, що константа в рівнянні (6) дорівнює нулю. Якщо константа є статистично значущою, це означає, що зібрані оцінки змінюються несиметрично та випадково навколо «справжнього ефекту».

Оскільки у нас є оцінки з протилежними знаками, ми замінюємо ліву частину рівняння (6) абсолютне значення t -значень:

$$|t_{ij}| = \beta_0 + \beta_1 \left(1/SE_{ij}\right) + e_i + \lambda_j \quad (7)$$

Тестування нульової гіпотези $\beta_0 = 0$ у рівнянні (7) дозволяє нам перевірити наявність упереджень у публікаціях типу II.

Таблиця 3. Тест на справжній ефект та тип I упередження дослідження, рівняння

1/SE ЧКК (ефект)	0.479 **
Константа (тип I упередження)	-2.613
Спостереження	36
Дослідження	7

Примітки: *Перехідною змінною є t -статистика оціненого коефіцієнта ключової ставк. Оцінено за допомогою багаторівневої моделі змішаних ефектів. * позначає 10% рівень значущості, ** – 5%, *** – 1%.*

Таблиця 4. Тест на справжній ефект та тип II упередження дослідження, рівняння

1/SE ЧКК (ефект)	0,422 **
Константа (тип II упередження)	-1,215
Спостереження	36
Дослідження	7

Примітки: *Перехідною змінною є модуль t -статистики оціненого коефіцієнта ключової ставк. Оцінено за допомогою багаторівневої моделі змішаних ефектів. * позначає 10% рівень значущості, ** – 5%, *** – 1%.*

Результати метарегресії представлені в табл. 3 та 4. Для обох рівнянь (6) та (7) константа статистично незначуща навіть за 10%, що означає, що упередженість публікацій кожного типу відсутня. Частковий коефіцієнт кореляції становить близько 0,4 і значущий. Відповідно до шкали Дукуліагоса (2011), вплив основної політики на ставку кредитування є «великим».

5. Висновки

Ми проаналізували літературу, в якій досліджується вплив ключової відсоткової ставки на ставку кредитування. Ми почали з 13 статей, але відхилили деякі з них, оскільки вони включали курс грошового ринку як контрольну змінну або не включали оцінки стандартних помилок. У підсумку, наш аналіз базувався на 36 оцінках із 7 статей. На підставі середньої оцінки ЧКК, ми робимо висновок, що існує в середньому позитивний значний вплив ключової ставки на ставки банківського кредитування. Метарегресійний аналіз показав, що ефект є позитивним, «великим» та статистично значущим. Упередженість публікації будь-якого типу є відсутньою.

Варто зазначити, що вплив ключової політики на ставки кредитування може бути слабшим через структуру банківської системи в деяких країнах. Однією з причин є те, що альтернативні витрати банків у разі зміни курсу відсоткової ставки можуть обмежувати перехідний механізм. Наприклад, часті зміни ключової ставки в минулому можуть призвести до того, що банки знаходяться в режимі очікування без моментальної реакції на політику центрального банку.

Друга причина полягає в тому, що зв'язок між ключовою ставкою та кредитними ставками може бути слабким у випадку нееластичного попиту на кредити. Банки не поспішають змінювати свої кредитні ставки, оскільки попит на кредити змінюється менше, ніж зміна ставки кредитів.

Прикладом третьої причини є Україна, яка в середньому має більш ніж 50% «поганих» кредитів. Банки можуть приділяти більше уваги обслуговуванню існуючих портфелів, а не надавати багато нових кредитів економічним агентам. Таким чином, ключова ставка може мати незначний вплив на кредитні ставки в Україні. Наша пропозиція для подальшого дослідження полягає в тому, щоб окремо вивчити ефект перенесення ключової ставки в країнах зі слабкою банківською системою. Такий метааналіз міг би пояснити, якою може бути ситуація в Україні у майбутньому.

ПОСИЛАННЯ

- Balima H. W. et al. (2017). Settling the Inflation Targeting Debate: Lights from a Meta-Regression Analysis. International Monetary Fund. WP/17/213
- Card N. A. (2012). Applied Meta-Analysis for Social Science Research. The Guilford Press. New York London
- Doucoulagos C. (2011). How Large is Large? Preliminary and Relative Guidelines for Interpreting Partial Correlations in Economics. Economics Series Working Paper 05. Deakin University.
- Egger M. et al. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. BMJ Vol. 315
- Kohler C. et al. (2017). A Meta-Analysis of Marketing Communication

СТАТТІ, ЗІБРАНІ ДЛЯ РЕГРЕСИВНОГО МЕТА АНАЛІЗУ

- Addo A. & Seyram Z. A. (2013). Central bank's policy rate on the cost of borrowing from some selected commercial banks in Ghana. *Business Management and Economics* 1 (3), pp. 061–075. Available from: <https://journalissues.org/wp-content/uploads/2014/07/Addo-and-Seyram.pdf>
- Cottarelli C. & Kourelis A. (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. *Staff Papers – International Monetary Fund*, Vol. 41, No. 4 (Dec., 1994), pp. 587–623. Available from: <http://sci-hub.tw/10.2307/3867521>
- Hanif M. Nadim & Mahmood ul Hassan Khan (2012). Pass-through of SBP policy rate to market interest rates: An empirical investigation. MPRA Paper No. 39587. Available from: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39587/>
- Kelilume I. et al. (2014). Effects of the monetary policy rate on interest rates in Nigeria. *The International Journal of Business and Finance Research* 8 (1). Available from: <http://ssrn.com/abstract=2321227>
- Madaschi C. & Nuevo I. P. (2017). The profitability of banks in a context of negative monetary policy rates: The cases of Sweden and Denmark. *Occasional Paper Series No 195 / August 2017*. Available from: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op195.en.pdf?804a60196e55da951eb82a662ac0642c>
- Matemilola B.T. et al. (2014). The impact of monetary policy on bank lending rate in South Africa. *Borsa Istanbul Review* 15 (1) (2015). Available from: www.sciencedirect.com
- Mohsin H. M. (2011). Impact of monetary policy on lending and deposit rates in Pakistan: Panel data analysis. MPRA Paper No. 33301. Available from: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/33301/1/MPRA_paper_33301.pdf
- Nyambura M. E. (2012). The impact of central bank of Kenya rates on market interest rates of commercial banks in Kenya. Available from: http://erepository.uonbi.ac.ke/bitstream/handle/11295/13054/Muchiri_The%20Impact%20of%20central%20bank%20of%20Kenya%20rates%20on%20Market%20interest%20rates%20of%20Commercial%20Banks%20in%20Kenya.pdf?sequence=3
- Ogundipe A. A. & Alege P. O. (2013). Interest rate pass-through to macroeconomic eairiables: The Nigerian experience. *International Journal of Economics and Finance* 5 (10). Available from: <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v5n10p18>
- Sastry D. V. S., Singh B. & Bhattacharya K. (2009). Stability of lending rate stickiness: A case study of India. MPRA Paper No. 26570. Available from: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/26570/1/MPRA_paper_26570.pdf
- Sterne J. A. et al. (2011). Recommendations for examining and interpreting funnel plot asymmetry in meta-analyses of randomised controlled trials. *BMJ* 343:d4002
- Thornton D. L. (1982). The Discount Rate and Market Interest Rates: What's the Connection? Available from: https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/82/06/Discount_Jun_Jul1982.pdf
- Valickova P., Havranek T. & Horvath R. (2013). Financial development and economic growth: A meta-analysis. Working Papers 331, Leibniz Institut für Ost- und Südosteuropaforschung (Institute for East and Southeast European Studies).

ФАКТОРИ ВПЛИВУ НА ЗАПАСИ МІЖНАРОДНИХ РЕЗЕРВІВ: ВИСНОВКИ, ОТРИМАНІ У ХОДІ МЕТА-РЕГРЕСІЙНОГО АНАЛІЗУ

МАРІЯ ЧЕБАНОВА

Київська школа економіки

ОЛЬГА ГАВРИЛИШИН

Київська школа економіки

АНАСТАСІЯ ІВАНОВА

Київська школа економіки

ВЛАДИСЛАВ ШОВКОВИЙ¹

Київська школа економіки

АНОТАЦІЯ

Традиційно, золотовалютні резерви розглядаються як один з ключових елементів захисту економіки від зовнішніх шоків, і їх накопичення, в основному, сприймається як страхування від ризику виникнення негативних (з точки зору впливу на економіку) шоків. Оптимізація резервів має велике економічне значення, оскільки їх зниження погіршує платоспроможність країни на світовому ринку та обмежує регуляторні можливості держави, тоді як протилежна ситуація призводить до заморожування значної частини національного багатства на тривалий період, що означає відсутність потенціалу можливої його інвестиції (альтернативна вартість). Наше дослідження намагається систематизувати наявні дані про основні детермінанти міжнародних резервів та визначити їх ефект.

Ключові слова: міжнародні резерви, економічні шоки, мета-регресійний аналіз

Коди JEL (Журналу економічної літератури): C12, C83, E58, F41

1. Вступ

У світі нещодавньої глобальної фінансової кризи як розвинені країни, так і країни, що розвиваються, мають усвідомлювати, що дедалі більша фінансова інтеграція призводить до вищої схильності відкритих ринків до відтоків капіталу та раптових криз зупинення виробництва (Айзенман та співавтори, 2015). Після фінансової кризи 1990-х років політика країн щодо акумуляції валютних резервів характеризувалась як «політика надмірного накопичення», особливо після того, як було доведено в сучасних дослідженнях, що у випадку Азійської кризи, як відзначають Лейн та Бурк (2001), ті країни, що мали найбільші запаси резервів, найменш постраждали від спекулятивних натисків. Це

¹ vshovkovyi@kse.org.ua

призвело до поживавлення інтересу до вивчення міжнародних резервів. Цікаво також те, що новіші статті (наприклад, уже згадана робота Айземана та співавторів, 2015) намагаються зрозуміти, чи остання міжнародна фінансова криза та подальші структурні зміни в глобальній економіці модифікували наявні запаси валютних резервів. Ці зміни відображаються у зростанні грошових потоків до країн з ринками, що формуються, для отримання вищої прибутковості, а ці країни, у свою чергу, вдаються до більш суттєвих обмежень на рух капіталу.

Традиційно міжнародні резерви вважаються одними з ключових елементів для захисту економіки від зовнішніх шоків, а їхня акумуляція – страхуванням від ризиків настання шоків негативних для економіки. Центральний банк використовує валютні резерви для різноманітних практичних цілей: якщо Центральний банк розпоряджається суттєвим обсягом міжнародних резервів, то він може нейтралізувати дисбаланси на валютному ринку та усунути надмірні коливання валютного курсу; покрити імпорту та виплатити зовнішній борг у випадку бюджетного дефіциту, не зловживаючи кількісним пом'якшенням. МВФ навіть надає позики в іноземній валюті на пільгових умовах, особливо для накопичення резервів. У той самий час Ченг та Іто (2007) вказують, що фундаментальне пояснення для тримання валютних резервів варіюється від транзакційного попиту до додаткового забезпечення й меркантилістської поведінки.

Оптимізація резервів має важливе економічне значення, оскільки їхнє недооцінення погіршує платоспроможність країни на світовому ринку та обмежує регуляторні здатності держави у той час, як протилежна ситуація призводить до замороження значної частини національного багатства на тривалий період часу. У цьому контексті важливо окреслити межу між раціональним страхуванням ризиків та надмірними запобіжними заходами. Однак не існує єдиного правила для оптимізації суми та структури валютних резервів. Все залежить від економічних умов країни, фінансових та інституційних характеристик та навіть певних країнових ознак (які пояснюють зазначені вище обґрунтування щодо тримання запасів міжнародних резервів). Тому наявні обсяги оптимальних запасів резервів суттєво різняться для окремих країн, хоча більшість статей вказують на кількість основних факторів, які мають пояснювати значну частину мінливості міжнародних резервів. Звичайно, важливо також розуміти, як фактори, їх ефект та оптимальні рівні змінюються протягом часу. У нашому дослідженні ми намагаємося систематизувати наявний досвід щодо основних факторів, які впливають на міжнародні резерви, та встановити значущість їх впливу. Більшість досліджень, які ми опрацювали, використовують такі фактори як змінні випуску: ВВП, імпорту (абсолютний вимір чи відношення до ВВП), експорту чи зростання експорту, зовнішній борг (абсолютний вимір чи відношення до ВВП), розрахунки альтернативної вартості запасів резервів, інфляція, пропозиція грошей та інші.

У нашому дослідженні ми сфокусували увагу на двох найбільш вживаних факторах: імпорту та боргу. Ефект між цими двома факторами, без сумніву, є очевидним. Щодо імпорту – то коли він зростає, вразливість поточного рахунку підвищується (якщо тільки експорт не зростає швидшими темпами), що спонукає ЦБ тримати більше резервів. Тому нам слід очікувати позитивний коефіцієнт

у відповідній регресії через мотив непередбачуваності, про який було сказано раніше. І все ж, низка досліджень (у тому числі Човдхурі та співавторів, 2014, та Фатум і Хуї, 2016) показують, що коефіцієнт за цим компонентом поточного рахунку є негативним та не значущим, коли контролюються всі інші фактори. Щодо ефекту боргу на міжнародні резерви, то є декілька пояснень їхнього взаємозв'язку: 1) борг може слугувати як заміник для резервів, а тому зв'язок має бути негативним; 2) резерви можуть бути забезпеченням боргу від міжнародних донорів, а тому знак коефіцієнту буде позитивним; 3) рівень резервів може відображати спроби стабілізувати ринок зовнішнього боргу, тому наявний мотив непередбачуваності застосовується знову для пояснення, чому зростання боргу призводить до збільшення резервів.

Інша змінна, яку часто застосовують для пояснення запасів резервів – це обмінний курс: його ефект на акумуляцію резервів є двояким. З одного боку, логіка схожа, що і в попередньому випадку – вищий рівень резервів при вищій волатильності валютного курсу. З іншого ж боку, при тривалому зміцненні національної валюти проти долара/євро рівень валютних резервів падає. Однак після вивчення статей ми побачили, що різні автори використовували різні співвідношення для валют (долар чи євро до національної валюти і обернено). Багато з них чітко не зазначали його, тому надзвичайно важко визначити знак коефіцієнту для розрахунку часткових кореляцій. Більш того, коли ми спробували відокремити статті, які використовували однакові виміри валютного курсу, ми отримали малу кількість спостережень.

2. Огляд літератури

У численних дослідженнях автори намагалися з'ясувати фактори, які впливають на запаси міжнародних резервів, а також значущість цих факторів. Дослідження, які ми брали до уваги, можна поділити на 2 групи: ті, у яких здійснено перехресний аналіз із застосуванням даних для різних країн протягом одного або декількох періодів; та ті, які здійснюють аналіз часових рядів для однієї чи декількох країн. Тому економетричні методи, які були використані в цих дослідженнях, різнилися від простого регресійного аналізу (OLS) до авторегресивних моделей – векторної авторегресії (VAR) та векторної моделі виправлення помилок (VEC). Як залежну змінну дослідники використали міжнародні валютні резерви, за винятком золота та коригуючи на ВВП (додатково у багатьох роботах були використані логарифми від значень як для незалежних, так і для залежних змінних, що є типовою практикою для макроекономічних моделей). Вибірki варіюються залежно від часових проміжків та кількості країн, які були розглянуті. Більшість досліджень щодо основних факторів впливу на попит на запаси міжнародних резервів показують, що його можна виразити як відносно стабільну функцію з декількома змінними.

Інтерес щодо характеристик акумуляції міжнародних резервів вперше з'явився майже півстоліття тому назад: Хеллер (1966) та Келлі (1970) вивчали потенційний вплив схильності США до імпорту на рівень міжнародних резервів. Це дало суттєвий поштовх для вивчення впливу основних

макроекономічних агрегованих показників на залежні змінні. З початку 2000-х років в основоположній праці науковці Айзенман та Лі (2005) представили попит на міжнародні резерви для непередбачуваних цілей як самострахування проти ризиків, пов'язаних з випуском продукції та відтоку капіталу у випадку, коли затрати на припинення довгострокових проєктів є високими. Більш того, економіка інтегрована у світову фінансову систему, що може призвести до значного зменшення депозитів. Автори наголошують на тому, що оптимальне управління міжнародними резервами є надзвичайно важливим.

Ченг (2007) у своїй роботі розглянув три групи факторів впливу на міжнародні резерви: макропоказники (населення, схильність до імпорту, волатильність резервів та альтернативна вартість зберігання міжнародних резервів), фінансові показники (M2, співвідношення чистого боргу до ВВП тощо) та інституційні показники (корупція, рівень бюрократії тощо). Зв'язок між міжнародними резервами та чистим боргом до ВВП є позитивний: коефіцієнт варіюється від 0.11 до 0.47 залежно від часу та розвиненості економіки.

Кашір та Срідхаран (2017) вказали, що основними факторами, що впливають на валютні резерви є ВВП, реальний ефективний валютний курс та процентні ставки грошового ринку. У свою модель автори включили економічний розмір країни через реальний ВВП та відкритість до торгівлі через суму експорту та імпорту товарів та послуг відносно ВВП. Дані були взяті з Міжнародної фінансової статистики МВФ та Світових індикаторів розвитку Світового Банку з 1984 по 2014 роки. Розрахунки, отримані через векторну авторегресію, показали, що обидва фактори позитивно корелюють із залежною змінною (тобто з міжнародними резервами). Автори дійшли до висновку, що більший вплив відкритості до торгівлі на міжнародні валютні резерви відповідав посиленню впливу мотиву самострахування.

З досліджень, на яких побудований наш метааналіз, ми обрали 180 значень бети для імпорту та 35 значень бети для різних характеристик боргу. Більшість статей використовують трансформації: логарифми від значень чи враховують розмір економіки шляхом ділення на ВВП. У обох випадках більше ніж 60% значень бети є значущими; щодо руху ефекту – то для імпорту 142 коефіцієнти є позитивними у той час, як для зовнішнього боргу більшість є негативними (лише 8 є позитивними). На початковому етапі ми вирішили не брати до уваги декілька статей, оскільки у них були відсутні як ступені свободи, так і кількості спостережень. Важливо зазначити, що декілька статей включали більше моделей, аніж інші, а тому ми використали більше інформації з них відносно інших джерел. У цьому контексті для імпорту варто вказати такі статті: «Міжкраїновий емпіричний аналіз міжнародних резервів» Йін-Вонг Ченга та Хіро Іто (2007) та «Аналіз валютних резервів в арабських країнах, 1980-2002 роки» Алі Болбола та Айтена Фателдіна (2005).

3. Дані

Для того, щоб провести метааналіз статей на нашу тему, ми шукали відповідні дослідження в таких

джерелах: Google Scholar, SSRN, NBER та інші. Після виключення досліджень, які не мали необхідних статистик (t-статистика, стандартні похибки, ступені свободи та кількості спостережень), у нас залишилось 29 досліджень зі змінними, які нас цікавили: міжнародні резерви – залежна змінна та імпорт й обмінний курс – незалежні. Більшість факторів були скориговані на ВВП та/або були подані в логарифмах значень. Ми мали 107 спостережень розрахунків імпорту.

Стандартна модель для розрахунку запасів міжнародних резервів така:

$$IR = IM + ER + ExtD + M2 + Inf + \text{інше}, \text{ де}$$

IR – міжнародні резерви;

IM – імпорт;

$ExtD$ – зовнішній борг;

$M2$ – пропозиція грошей;

Inf – інфляція.

Залежно від вибірок даних були використані різні підходи: OLS, векторна авторегресія (VAR), векторна модель виправлення помилок (VEC), авторегресивна умовна гетероскедастичність (ARCH), авторегресивна модель з розподіленим лагом (ARDL) та фіксований ефект (FE).

4. Методологія

Спочатку, після отримання всіх розрахунків, ми знайшли коефіцієнти часткових кореляцій для наших змінних, застосувавши таку формулу:

$$PCCij = \frac{tij}{\sqrt{tij + dfij}},$$

де $PCCij$ – коефіцієнт часткових кореляцій, tij та $dfij$ є t-статистикою та ступенями свободи відповідно.

Оскільки нам необхідний був нормальний розподіл РСС, ми нормалізували їх через z-трансформацію Фішера (1921 рік), яка широко застосовується (Стенлі та Дукуліагос, 2012 рік):

$$Z_{rcc} = 0.5 \ln \left(\frac{1 + PCCij}{1 - PCCij} \right)$$

Потім ми отримали загальні РСС розрахунків, застосувавши просту середню, середню фіксованого ефекту та середню рандомного ефекту. Різниця між цими підходами полягала у вагах (Боренстейн, 2007). У фіксованому ефекті ми зважували РРС на обернену від його варіації, а в рандомному ефекті – на обернену від суми варіації між розрахунками досліджень та розрахунками в рамках самих досліджень.

Для отримання показників PPC ми застосували такі ваги для фіксованого (Wfe) та випадкового (Wre) ефектів (Хеджис та співавтори, 2009):

$$Wfe_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$$

$$Wre_i = \frac{1}{\sigma_i^2 + \tau^2}$$

де σ_i^2 – варіація PPC в рамках самого дослідження;
 τ^2 – варіація PPC між дослідженнями.

Варто зазначити, що фіксований ефект застосовується за припущення того, що всі дослідження проведені на одній вибірці та кількості спостережень, що означає, що є лише одна вибірка похибка. Цей метод не показує нам правильні розрахунки, оскільки, як вже було зазначено вище, у нас достатньо різні дані.

Більш чіткі розрахунки PPC дає випадковий ефект, який враховує різні характеристики вибірок та розкладає варіацію на варіацію в рамках самих досліджень та варіацію між дослідженнями, а потім застосовує їх з різними вагами.

5. Публікаційне відхилення (упередженість)

Оскільки метааналіз пов'язаний з вивченням багатьох публікацій, така проблема, як публікаційна упередженість, трапляється доволі часто. Загалом, це відхилення, яке відбувається коли результат певного дослідження напряму впливає на те, чи буде воно опубліковане чи ні. Іншими словами, існує багато наукових робіт зі статистично значущими результатами, в той час як статистично незначущі результати не враховуються (Рофштейн, 2005 рік), тобто існує деякий дисбаланс між опублікованими дослідженнями (Сонг, 2010).

Для оцінки публікаційного відхилення використовувався графічний метод, який представляє собою воронкоподібний графік та аналітичний підхід, який передбачає регресію часткового коефіцієнта кореляції на його середні квадратичні похибки шляхом простої OLS моделі. Після того повторюється регресія тієї самої OLS моделі, але зважена для врахування гетероскедастичності. Статистича незначущість константи в цій регресії означає наявність публікаційної упередженості.

Воронкоподібна діаграма є широко застосовуваним інструментом для виявлення публікаційної упередженості. У даному аналізі РСС було розміщено на осі абсцис, а на осі ординат – обернене значення дисперсії. Публікаційна упередженість не спостерігається, коли розсіювання даних

симетрично розподіляється навколо справжнього ефекту.

6. Огляд результатів

6.1. Імпорт

Середнє значення всіх РССі дає середній коефіцієнт часткової кореляції, що дорівнює 0.191 з 95% довірчим інтервалом в межах $[-0.885; 1.268]$. Оскільки цей коефіцієнт часткової кореляції має певні недоліки щодо точності оцінки кожної β та розміру відповідної вибірки. Друге питання, пов'язане з можливим статистичним відхиленням через вибір публікацій, коли дослідники частіше публікують статті, які підтримують загальну теорію, та відповідають іншим публікаціям. Тому, використовуючи вищеописану методологію, автори розраховували оцінки фіксованого і рандомного ефектів, які виправляють описані недоліки. Значення РСС з фіксованим ефектом становить $(-4,93)$ з 95% довірчим інтервалом в межах $[-4,94; -4.93]$, що досить відрізняється від оцінки РСС за допомогою моделі рандомного ефекту, в якій коефіцієнт дорівнює 0,193 з 95% довірчим інтервалом в межах $[0,1115; 0,275]$. Це пояснюється головним чином припущенням використання тієї самої вибірки у всіх дослідженнях для моделі з фіксованим ефектом, тоді як модель з рандомним ефектом послаблює це припущення. Далі автори зосередяться на неоднорідності впливу імпорту на величину резервів за допомогою мета-регресії. Все це узагальнено у Таблиці 1 нижче.

Таблиця 1. Результати оцінки параметрів для імпорту РСС

Змінна	Середнє значення	Довірчий інтервал
Середнє арифметичне значення РСС	0.2238883	$(-0.485; 0.932)$
Середнє значення РСС при фіксованому ефекті	0.205547	$(0.197; 0.214)$
Середнє значення РСС при рандомному ефекті	0.2289497	$(0.174; 0.283)$

Для того, щоб дослідити концепцію публікаційного зміщення, спочатку використовується воронкоподібна діаграма, де РСС (ефект в конкретній моделі) знаходиться на горизонтальній осі, а точність ефекту відображається на вертикальній осі. Відсутність публікаційного відхилення підтверджується, коли діаграма нагадує симетричну воронку.

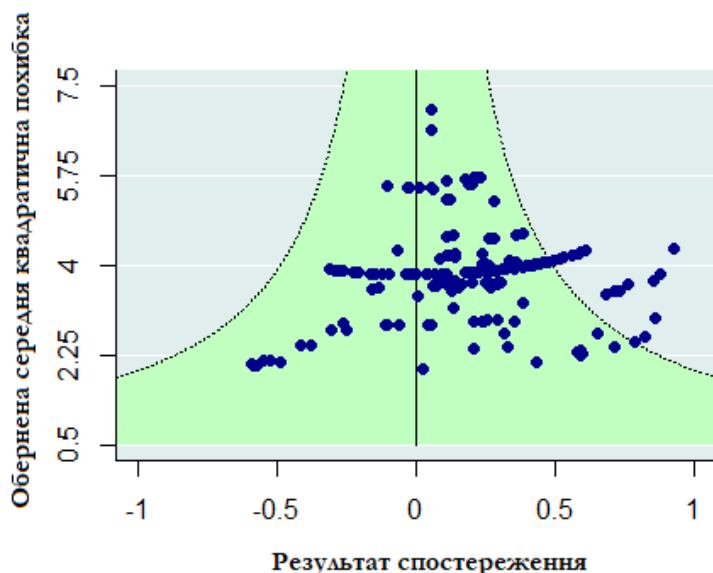


Рисунок 1. Воронкоподібна діаграма для виявлення публікаційного відхилення в ефекті імпорту

З цього неформального тесту можна зробити висновок, що дослідники мають схильність до опису позитивного впливу імпорту на міжнародні резерви. Отримані результати пояснюються формальним тестом за методологією Стенлі та Дукуліагоса (2010). Згідно до зазначеної вище роботи, необхідно регресувати РССі_j на стандартне відхилення від відповідного дослідження, яке в даному випадку точно вказує на публікаційне відхилення:

$$PCC_{ij} = \beta_0 + \beta_1 SE_{pccij} + \mu_i; j = 1, \dots, N; i = 1, \dots, S_{(1)}$$

Якщо коефіцієнт β_1 статистично незначущий, тоді публікаційна упередженість відсутня.

Фактично можна показати, що рівняння (1) є гетероскедастичним, тому доречно використовувати модель WLS. В такому випадку, рівняння (1) перетворюється на:

$$\frac{PCC_{ij}}{SE_{pccij}} = \beta_0 * \frac{1}{SE_{pccij}} + \beta_1 + \mu_{ij} * \frac{1}{SE_{pccij}} = \beta_1 + \beta_0 * \frac{1}{SE_{pccij}} + v_{ij} \quad (2)$$

За допомогою таких модифікацій моделі і з використанням наявних даних, автори отримали наступні коефіцієнти (відповідні р-значення наведені в дужках):

$$\frac{PCC_{ij}}{SE_{pccij}} = t = -0.31 + 0.22 * \frac{1}{SE_{pccij}} + v_{ij}$$

(0.57) (0.00)

Значення t-статистики і відповідних р-значень вказують на те, що коефіцієнт β_1 не є статистично

значущим, тоді як β_0 є статистично значущим навіть при 99% довірчому інтервалі. Таким чином, з точки зору статистики, у авторів є докази відсутності публікаційного відхилення стосовно впливу імпорту на запаси міжнародних резервів, хоча можна спостерігати наявність позитивного ефекту імпорту. Це підтримує аргумент про збільшення резервів центральними банками для захисту фінансової стабільності від зовнішніх шоків, які можуть мати більший вплив на країни зі значною схильністю до імпорту.

7. Державний борг

Досліджуючи вплив державного боргу на міжнародні резерви, необхідно застосувати схожу процедуру аналізу. Отримані результати для простого РРС, РРС з фіксованим ефектом і РРС з випадковим ефектом представлені в Таблиці 2.

Таблиця 2. Результати оцінки параметрів для боргу РСС

Змінна	Середнє значення	Довірчий інтервал
Середнє арифметичне значення РСС	-0.1607342	(-0.709; 0.388)
Середнє значення РСС при фіксованому ефекті	-0.1619223	(-0.186; -0.138)
Середнє значення РСС при випадковому ефекті	-0.1618308	(-0.261; -0.062)

Воронкоподібна діаграма може показувати наявність публікаційного відхилення, але формальний тест спростовує таке припущення. Рівняння (3) підтверджує, що зміщення відсутнє.

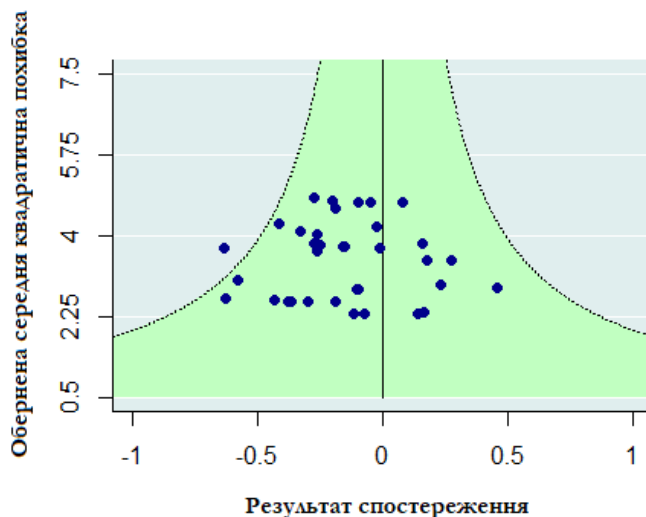


Рисунок 2. Воронкоподібна діаграма для виявлення публікаційного відхилення в ефекті державного боргу

Після цього автори застосували регресійний аналіз, як і в попередньому випадку, щоб визначити, чи наявна публікаційна упередженість та реальний ефект впливу державного боргу (р-значення у дужках):

$$\frac{PCC_{ij}}{SE_{pccij}} = t = 0.163 - 0.165 * \frac{1}{SE_{pccij}} + v_{ij}$$

(0.087) (0.07)

Для цієї, скоригованої на гетероскедастичність, моделі автори знову отримали підстави вважати, що публікаційне відхилення відсутнє у описі ефекту заборгованості на рівень міжнародних резервів у країні, який є негативним. Це, у свою чергу, свідчить про те, що державний борг може фактично розглядатися центральними банками у якості заміни міжнародних резервів.

8. Висновки

У даному звіті автори спробували систематизувати результати існуючих емпіричних досліджень факторів, які впливають на міжнародні резерви. Хоча в літературі використовуються різні змінні для пояснення динаміки обсягу резервів, автори розглянули дві, а саме імпорт (або схильність до імпорту як імпорту / ВВП співвідношення) і борг (або борг / ВВП).

Автори виявили, що як для імпорту, так і для державного боргу існує справжній ефект, тоді як публікаційна упередженість не спостерігається, як це показано у зважених OLS (WLS). Те, що виявив даний метааналіз, є насправді досить примітним результатом. Автори знайшли докази того, що, по-перше, резерви зберігають з запобіжною метою, оскільки зі зростанням імпорту та пов'язаним із цим збільшенням вразливості економіки до зовнішніх факторів, центральні банки прагнуть накопичувати міжнародні резерви. По-друге, дані результати підтверджують теорію, що борг більше є заміною, ніж доповненням до міжнародних резервів країни. Останній висновок, однак, може бути ще більше посилений шляхом проведення різного аналізу для країн з різним положенням з точки зору міжнародної торгівлі (наприклад, експортерів нафти та імпортерів нафти, або збереження тільки статей, які контролюють експорт, або, тим краще, поточний рахунок).

Попри зазначене вище, можуть виникнути певні проблеми з висновками до мета-аналізу, зокрема:

1. Різна специфікація моделі, яка використовується для розрахунку коефіцієнтів для цих змінних.
2. Вплив деяких моделей на середній PPS залежить від кількості моделей у різних роботах; це означає, що якщо дослідник застосував конкретну методологію і побудував кілька моделей лише з невеликими модифікаціями, то ефект результатів цього дослідження на кінцевий PPS були б більшими, ніж результати роботи з однією моделлю.
3. Вплив боргу та імпорту на структуру резервів має відрізнятися в різних країнах і в часі. Якщо

було б проведено додаткове дослідження даних з однієї країни, оцінка часткової кореляції даного дослідження могла б мати статистичне відхилення.

4. Деякі моделі можуть потерпати від відхилень пропущених змінних та гетерогенності за рівнем розвитку економіки країн.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

- Balima H. W. et al. (2017). Settling the Inflation Targeting Debate: Lights from a Meta-Regression Analysis. International Monetary Fund. WP/17/213
- Card N. A. (2012). Applied Meta-Analysis for Social Science Research. The Guilford Press. New York London
- Doucouliaos C. (2011). How Large is Large? Preliminary and Relative Guidelines for Interpreting Partial Correlations in Economics. Economics Series Working Paper 05. Deakin University.
- Egger M. et al. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. BMJ Vol. 315
- Kohler C. et al. (2017). A Meta-Analysis of Marketing Communication

СТАТТІ, ЗІБРАНІ ДЛЯ РЕГРЕСИЙНОГО МЕТА АНАЛІЗУ

- Joshua Aizenman & Jaewoo Lee, 2007. "International Reserves: Precautionary Versus Mercantilist Views, Theory and Evidence," Open Economies Review, Springer, vol. 18(2), pages 191-214, April
- Aizenman, Joshua & Cheung, Yin-Wong & Ito, Hiro, 2015. "International reserves before and after the global crisis: Is there no end to hoarding?," Journal of International Money and Finance, Elsevier, vol. 52(C), pages 102-126.
- Borenstein, M., Hedges, L., & Rothstein, D. (2007). Meta-analysis: Fixed effect vs. random effects. Retrieved from http://www.meta-analysis.com/downloads/Meta-analysis_fixed_effect_vs_random_effects_sv.pdf Google Scholar
- Yin-Wong Cheung & Hiro Ito, 2009. "A Cross-Country Empirical Analysis of International Reserves," CESifo Working Paper Series 2654, CESifo Group Munich.
- Yin-wong Cheung & XingWang Qian, 2007. "Hoarding of International Reserves: Mrs Machlup's Wardrobe and the Joneses," Working Papers 132007, Hong Kong Institute for Monetary Research.
- Meta-regression analysis in economics and business. Stanley, T. D. and Doucouliagos, Hristos (2012), Meta-regression analysis in economics and business, Routledge, Oxon, England.
- Fisher, R. A. (1921). "On the 'probable error' of a coefficient of correlation deduced from a small sample". Metron. 1: 3–32.
- L. V. Hedges, J. P. T. Higgins and H. R. Rothstein. (2009). Introduction to Meta-Analysis. John Wiley & Sons, Ltd. ISBN: 978-0-470-05724-7. Ch-13.
- H. R. Heller, "Optimal International Reserves," Economic Journal, Vol. 76, No. 302, 1966, pp. 296-311. doi:10.2307/2229716
- M Kashif, P Sridharan, 2017. "Factors Affecting International Reserves: With Special Reference to Sri Lanka", African Journal of Economic and Management Studies
- Kelly, M. G. (1970), THE DEMAND FOR INTERNATIONAL RESERVES*. The Journal of Finance, 25: 700.

doi:10.1111/j.1540-6261.1970.tb00543.x

Lane, P.R. & Burke, D. *Open Economies Review* (2001) 12: 423. <https://doi.org/10.1023/A:1017939118781>

H. Rothstein, A. J. Sutton and M. Borenstein. (2005). *Publication bias in meta-analysis: prevention, assessment and adjustments*. Wiley. Chichester, England ; Hoboken, NJ.

Song, F.; Parekh, S.; Hooper, L.; Loke, Y. K.; Ryder, J.; Sutton, A. J.; Hing, C.; Kwok, C. S.; Pang, C.; Harvey, I. (2010). "Dissemination and publication of research findings: An updated review of related biases". *Health technology assessment* (Winchester, England). 14 (8): iii, iix–xi, iix–193. doi:10.3310/hta14080. PMID 20181324.

МЕТА-АНАЛІЗ: ЕФЕКТ FX-ІНТЕРВЕНЦІЙ НА ВАЛЮТНИЙ КУРС

СОЛОМІЯ БРИЧКА

Київська школа економіки

ДЕНИС КЛИНОВСЬКИЙ

Київська школа економіки

ДМИТРО КРУКОВЕЦЬ

Київська школа економіки

АРТЕМ ОГАРКОВ ¹

Київська школа економіки

АНОТАЦІЯ

Сьогодні валютні інтервенції (FXI) залишаються одним з найбільш актуальних та популярних інструментів монетарної політики серед центральних банків. Дане дослідження спрямоване на вивчення короткострокового впливу валютних інтервенцій центрального банку на номінальний валютний курс та його волатильність. Робота проведена у формі мета-аналізу та базується на показниках для 8 країн, описаних у 12 наукових роботах з однаковим монетарним режимом. Результати дослідження свідчать про те, що у наукових роботах не досягнуто консенсусу стосовно предмету дослідження. Використовуючи модель випадкових ефектів, автори встановили, що, відповідно до вивчених наукових робіт, валютні інтервенції центрального банку (продаж долару США) в короткостроковій перспективі призводить до зміцнення національної валюти та одночасно підвищує ринкову волатильність. Проте, описані ефекти незначні та близькі до нуля. Достовірність результатів була перевірена на упередженість публікацій за допомогою формальних методів.

Ключові слова: валютні інтервенції, валютний курс, монетарна політика, мета-аналіз

Коди JEL (Журналу економічної літератури): C12, C83, E58, F41

1. Вступ

З 2016 року Україна перейшла до режиму таргетування інфляції у монетарній політиці з регульованим плаваючим валютним курсом. Проте, оскільки Україна є малою відкритою економікою, вона значним чином залежить від коливань валютного курсу, які зазвичай транслюються на рівень цін внутрішнього ринку та впливає на таргетовані показники. У таких умовах, український орган монетарної політики звертає особливу увагу на вибір відповідного інструменту для стабілізації валютного курсу. Сьогодні валютні інтервенції (FXI) залишаються одним з найбільш актуальних та популярних інструментів монетарної політики серед центральних банків.

¹ aoharkov@kse.org.ua

В той час як деякі з останніх досліджень стверджують що інтервенції допомагають підвищити рівень добробуту (наприклад Габаїкс та Магтіорі, 2015), існує ряд досліджень, які ставлять під сумнів їх ефективність. Тому, дослідження магнітуди та часового ефекту застосування одного з найбільш розповсюджених інструментів центральних банків – валютних інтервенцій – є важливим питанням сьогодення.

Цей мета-аналіз вивчає різноманітні практики валютних інтервенцій та їх вплив на динаміку валютного курсу (XR). У даній роботі автори досліджують можливий вплив як на рівень, так і на волатильність валютного курсу. Для проведення аналізу були розглянуті ті дослідження, в яких розглядаються споріднені до України ситуації, особливо зі стерилізованими валютними інтервенціями та плаваючим валютним курсом. Оскільки автори розглядають наукові роботи з інформацією, яка надається щоденно, дане дослідження вивчає вплив у довгостроковому періоді.

В той час як деякі дослідження показують незначний вплив валютних інтервенцій на динаміку валютного курсу (якщо ми розглядаємо їх розміри), існує теорія про сигнальну функцію валютних інтервенцій. Вона полягає в тому, що інтервенції можуть стати важливим сигналом для учасників валютного ринку. Тому, даний аналіз впливу інтервенцій окремо порівнює різні обсяги валютних інтервенцій і факт інтервенцій в якості сигналів центрального банку через коливання валютного курсу.

Дане дослідження може допомогти Національному банку України визначити мету валютних інтервенцій та свідчить про ефективність цього інструменту в стабілізації валюти.

Структура даної роботи може бути описана наступним чином. У 2 частині автори надають огляд попередньої літератури на тему впливу валютних інтервенцій на динаміку валютного курсу. У частині 3 продовжується опис літературних джерел, використаних для мета-регресійного аналізу, висунуто певні припущення з метою розробки єдиних критеріїв подальшого дослідження, а також надано опис використаних у літературі моделей. Крім того, у 3 частині описана методологія даного мета-аналізу, що включає два підходи до врівноваження попередніх досліджень.

2. Огляд літератури

Мета-аналіз – це робота, яка базується на попередніх дослідженнях з певної теми та направлена на пошук консенсусу з досліджуваного питання.

Загалом, початковою аналітичною базою для даного дослідження було обрано 69 робіт, в той час як лише 12 з них були використані в мета-аналізі після додаткового розгляду на предмет майбутнього порівняння та підсумування результатів дослідження. Причинами виключення великої частини робіт з аналізу можна назвати наступні: відсутність належним чином оформлених результатів дослідження (теоретичних статей, включення симуляцій); неможливість застосування результатів у мета-аналізі через особливості моделі та/або використані залежні/незалежні змінні, що не можуть бути зведені до уніфікованої форми; низька якість робіт та інформації з приводу специфіки країн.

Мета-аналіз вимагає створення роботи з сильною емпіричною базою та достовірними

результатами для використання в моделі. Проте, у даному дослідженні розглядаються і деякі переважно теоретичні роботи з метою кращого розуміння причин валютних інтервенцій. У статті «Валютні інтервенції Європейського центрального банку» від Френкеля, П'єдзіоха та Стадмана (2012) розглядаються різні мотиви інтервенцій, але серед основних наводиться стерилізація. Існують деякі заходи, що застосовуються для нейтралізації ефектів політики грошової експансії та скорочення, але нейтралізація не означає повну відсутність таких ефектів, тому зазначене вище дослідження описує саме їх. Ця тема є дуже важливою, оскільки стерилізовані інтервенції розглядаються у багатьох наукових роботах, включених даного мета-аналізу.

Ішим важливим фактором, який значно впливає на ефект валютних інтервенцій (враховуючи відповідну якість даних та інших незначних факторів), є тип економіки. Відповідь на це питання може кардинально змінити ситуацію в зв'язку з відмінностями в наборі проблем, що стоять перед національними банками і суспільством в цілому. Значна кількість досліджуваних документів було проаналізовано для Японії і країн Латинської Америки. Вибір зазначених країн обумовлений тим, що Японія є розвинутою економікою, а країни Латинської Америки – економіками, що розвиваються. В роботі «Інтервенція Центрального банку і волатильність валютного курсу» від Домінгеса (1998), є дослідження про діяльність центральних банків G-3 (США, Німеччина, Японія), в результаті чого стверджується, що інтервенції можуть вплинути на волатильність валютного курсу, однак існує поділ на ефект прихованих і оголошених інтервенцій, які будуть розглянуті в наступному розділі. У першому випадку ефект не є настільки сильним, як в другому, і може бути пояснений зовсім іншим механізмом очікувань населення, яка ґрунтується на рівні довіри до центрального банку. Рівень довіри залежить від рівня розвитку економіки і має певний причинно-наслідковий ефект, як це було показано в серії досліджень, включаючи роботу «Незалежність і прозорість центрального банку: еволюція і ефективність» від Кроу і Меаде (2008). Інше дослідження, що містить велику частину інформації про достовірність документів останнього десятиліття, яка стала популярною темою в кінці 90-х, – це робота «Комунікація та грошово-кредитна політика центрального банку: огляд теорії і доказів» від Блайндера і співавторів (2008). В іншому дослідженні стосовно економіки, що розвивається, Каміль в своїй доповіді «Чи ефективна інтервенція центрального банку в умовах режимів таргетування інфляції? Приклад Колумбії» (2008) показує, що в країнах, що розвиваються, ринок стикається з багатьма переломами і змінами, дуже агресивною стратегією інтервенцій, а також іншими факторами, які збільшують ефект, порівняно з розвиненими країнами. Така різниця може бути зведена до порівняння сучасного метро з американськими гірками, але і метро і атракціони мали бути зроблені правильно у будь-якому випадку.

Модель проведення дослідження прямо впливає на результат дослідження, тому її слід обирати з особливою увагою. Як помітили автори, існує тенденція до використання GARCH-моделей для дослідження ефекту інтервенцій. Це зрозумілий вибір, оскільки тут використовуються щоденні (дуже короткострокові) дані й існує необхідність спостерігати в основному волатильність. Більш структурні моделі або моделі OLS, більшою мірою орієнтовані на довгострокові тенденції, що не є найкращим вибором для аналізу високочастотних даних, однак існують і деякі довгострокові наслідки

інтервенцій, які також потребують вивчення. Таким чином, модель обирається залежно від об'єкта дослідження, тому автори розглянули деякі з прикладів. Оскільки GARCH-моделі є найбільш популярними моделями в даному сегменті наукових робіт, автори розпочали огляд прикладів з них. Стаття «Чи є контроль капіталу та інтервенції центрального банку ефективними?» від Рінкона і Торо (2010) – це робота, в якій досліджується ефективність різних стратегій девальвації валютного курсу і зниження його волатильності в Колумбії. Для обробки близько 4.5 тис. спостережень і використання цієї інформації для аналізу, автори оцінили модель $AR(1)$ -GARCH(1,1), в якій залежною змінною є прибутковість валютного курсу, а незалежні змінні включають лаги, інтервенції і податки. Але інший інтерес для авторів представляє волатильність, яка моделюється великим рівнянням з інтервенціями, податками, їх залежністю, спредами і різними лагами. Таким чином, ці два рівняння мають невелику різницю, але статистична значущість відповідного коефіцієнта відрізняється. У цьому випадку, за оцінками авторів, коефіцієнт на інтервенціях не є статистично значущим у разі використання середніх значень і дуже статистично значущий у випадку дисперсії прибутковості. Цей результат є достовірним, оскільки у разі використання звичайної OLS-моделі коефіцієнт на інтервенціях може бути статистично незначущим, хоча це не може відрізнитись в реальності (або, принаймні, при використанні GARCH-підходу) через проблеми з ендогенністю. Іншим дослідженням в цьому секторі є робота «Чи збільшує інтервенція центрального банку волатильність валютних курсів?» від Домінгеса (1993), яка проаналізувала інтервенційну політику Бундесбанку і Банку Японії в їх намірі вплинути на рівень валютного курсу. Було виявлено свідчення високого ступеня волатильності валютного курсу в цей період, і його можна вивчити за допомогою відповідної GARCH-моделі. Зазначена робота є одним з найстаріших досліджень в даному мета-аналізі і однією з найперших з дослідження волатильності валютного курсу. GARCH був змодельований таким чином, щоб відбити інтервенції в США, Німеччині та Японії, щоденні та святкові фіктивні змінні щоденності, світ, новин і кофіденційності, а також їх вплив на логарифм валютного курсу. Волатильність була модельована таким же чином, але вона включає лише різні інтервенції і фіктивну змінну новин. Використання такої моделі допомагає дослідникам зробити різні висновки, але важливо те, що існує різниця між впливом одних і тих же інтервенцій на рівень валютного курсу і волатильність, як і в попередньому прикладі. Це дуже важливий висновок, який свідчить про важливість розрізняти рівень валютного курсу та волатильність при вивченні валютного курсу.

Однак існує зовсім інший спосіб поглянути на інтервенції і їх вплив. Як буде показано в наступному розділі, де будуть розглянуті довгострокові тенденції. Перший приклад містить незвичайну структурну VAR-модель, яка використовується для того, щоб подивитися на ефект екзогенної зміни валютної інтервенції через три структурних шоки. Про це йдеться в статті Лахури і Веги «Асиметричні ефекти валютної інтервенції з використанням внутрішньоденних даних: докази з Перу» (2013). У цій моделі необхідно в першу чергу визначити довгострокові обмеження (що істотно відрізняється від інших досліджень на самому початку, оскільки вони в основному стосуються короткострокових періодів), оцінити SVAR і подивитися на результати. Наприклад, позитивний шок валютного курсу має негативний кумулятивний вплив на покупку долара і позитивне на продаж, що

видається цілком обґрунтованим. Ця модель не сприяє короткостроковому розумінню валютного курсу, як і очіувалося. Є ще один приклад: ця DSGE-модель (Варгас, Гонсалес, Родрігес, 2013) була розроблена Банком Республіки Корея для опису політики валютних інтервенцій в рамках проекту «Валютні інтервенції в Колумбії». У кращих традиціях DSGE-моделей, вона містить близько 30 різних рівнянь, які дають можливість поглянути на різні шоківі впливи на економіку в рамках двох різних стратегій (агресивної і пасивної політики валютних інтервенцій). Інтервенції моделюються таким чином, що відхилення від цільового значення реального валютного курсу призводить до відповідної інтервенції. І в самому кінці розділу надано найпростіший, але все ж дуже важливий метод, такий як OLS, з використанням роботи «Впливи інтервенцій японського валютного ринку на волатильність валютного курсу єни до долара США» від Френкеля, Г'єрдзіоха та Стадмана (2003). Однак належне використання такої моделі може дати достовірний результат. Тут залежною змінною є логарифм співвідношення волатильності валютного курсу зараз і в попередньому періоді, в той час як незалежні змінні містять інтервенції і різні інші фіктивні змінні і індекси. Результати показали значний вплив інтервенцій на щоденні дані, тому можна використовувати і цей підхід, а також GARCH. Таким чином, існує велика кількість моделей для спостереження за ефектом інтервенцій, які служать для різних цілей, що створює багато можливостей для мета-аналізу з метою оцінки результатів різних груп моделей.

Ще однією важливою відмінністю між дослідженнями є набір даних. Вони були побудовані по-різному для відповідних цілей. Наприклад, структурні моделі більше покладаються на щоденні/тижневі/місячні дані, в той час як моделі, які вивчають волатильність, використовують денні або інші типи внутрішньоденних даних. Наприклад, Тейлор використовував прості щоденні дані в своїй роботі «Чи ефективна офіційна інтервенція валютного курсу?» (2003) для дослідження впливу офіційних інтервенцій, наприклад, в роботі «Ефективність інтервенцій центрального банку в СЕМ. Досвід після 1993 року» від Бранднера, Греха та Стікса (2001). Причиною відмови від використання більш складних внутрішньоденних даних є відсутність визначення типу транзакції і невірне її тлумачення, що може привести до значної похибки. Однак в інших роботах з сучасними даними ця проблема вирішена, і автори змогли використовувати більше даних. Наприклад, в дослідженні «Інтервенція центрального банку і нестійкість валютного курсу: дані з Японії з використанням реалізованої волатильності» від Чена, Даса і Шімотані (2013) було використано дані 5-хвилинної частоти для розрахунку добової дисперсії, іншими словами, для об'єднання даних в значущий результат. 5-хвилинні дані самі по собі не можуть бути настільки корисні з точки зору моделювання ефекту інтервенцій, оскільки вони надходять з деяким запізненням (яке відрізняється для агентів), але, поки звіти в робочих документах вірні, вони варіюються в інтервалі 1 день (залежить від годин роботи на різних ринках, де використовується сена і різниця в часі).

Одне з питань, які широко піднімаються в документах, полягає у відмінності між прихованими і оголошеними інтервенціями і їх впливом на валютний курс. Кім і Ле в своїй статті «Тасмниця інтервенції Банку Японії в єну: докази ефективності внутрішньоденних даних» (2010) піднімає це питання як основне і будує спеціальну модель для дослідження відмінностей між ефектами. Це

GARCH-модель, яка містить спеціальні елементи для оголошеної, прихованої з чутками і прихованої непоміченої інтервенції в її середній і волатильній частинах. Різниця між відповідними коефіцієнтами і їх знаком була найважливішою частиною роботи. Але є й інші цікаві елементи, такі як фіктивні змінні новин і подій в дослідженні «Про інтервенції центральних банків на мексиканському валютному ринку песо/долар» (Гарсія-Верду, Зересеро, 2013). Вони оцінили моделі з фіктивними змінними різної конструкції, тому що ті впливають в дуже короткостроковій перспективі і зумовляють волатильність. Це може бути оголошення про якусь інтервенцію з боку центрального банку або новина на кшталт проблеми з деякими товарами, які експортуються з країни, і багато іншого. В даному дослідженні фіктивні змінні такого типу мають значний ефект і повинні бути включені в модель, якщо дані дають таку можливість. І останнє, але не менш важливе – це інший додатковий об'єкт для вивчення: серія інтервенцій, їх кількість і тому подібне. Це зроблено, наприклад, в статті «Ефективність валютних інтервенцій в чотирьох латиноамериканських країнах» (Брото, 2012). Фіктивні змінні, згадані вище, включені як в середнє значення, так і волатильність GARCH-моделі, і їх вплив досить великий. Це працює на кшталт новин, які дають уявлення про те, що станеться на ринку в найближчому майбутньому – іншими словами – це формування очікувань.

Статті цього дослідження багаті на різні підходи, об'єкти дослідження і різні значення, які можуть враховуватися при оцінці загального впливу інтервенцій на рівень валютного курсу. Однак у новій роботі все повинно бути зважено, з урахуванням доступності даних, специфіки країни та інших факторів.

3. Опис даних

Автори розпочали свій аналіз з 69 наукових статей, базуючись в кінцевому результаті на 12 дослідженнях, які відповідають наступним критеріям:

- дослідження номінального валютного курсу;
- режим плаваючого валютного курсу;
- стерилізовані інтервенції;
- щоденна частота даних.

Зменшення кількості використаних у дослідженні наукових робіт було необхідним для отримання порівнюваних результатів і висновку про однорідність ефекту поміж наукових робіт. Спостереження для мета-аналізу були запозичені з економетричних моделей, які можуть бути подані у вигляді наступної загальної форми:

- GARCH-модель та її модифікація:

$$\log\left(\frac{e_{it}}{e_{it-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot I_{it-1} + \beta_2 \cdot X_i + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon \cdot \sqrt{h_t}$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot I_{t-1} + \gamma_2 \cdot X_i + \gamma_3 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_4 h_{t-1}$$

де e – валютний курс (прибутковість);

I – валюта інтервенція;

X – вектор незалежних змінних;

i та t – показники країни (в дослідженнях з даними про більше однієї країни) та часу відповідно;

ϵ – похибки, ϵ' – похибка Гауса та

h – дисперсія (волатильність як розрахована величина).

- OLS модель:

$$\log\left(\frac{e_{it}}{e_{it-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot I_{it-1} + \beta_2 \cdot X_i + \epsilon_t$$

де e – валютний курс (прибутковість або волатильність);

I – валютна інтервенція;

X – вектор незалежних змінних;

i та t – показники країни (в дослідженнях з даними про більше однієї країни) та часу відповідно;

ϵ – похибки.

Автори дослідили ідею впливу інтервенцій центрального банку окремо на валютний курс та волатильність. Загальна сукупність оцінок змінних була поділена на 2 групи: ті, що оцінюють кількісні характеристики впливу інтервенцій (розмір інтервенцій був нормалізований до 100 млн USD), а також ті, які відображають вплив факту застосування валютних інтервенцій, незалежно від обсягу залученої/вилученої з обігу валюти. Наступна таблиця підсумовує загальну кількість оцінок для кожної із залежних змінних та визначає форму, в якій залежна змінна була включена до моделі:

Таблиця 1: Підсумкова таблиця отриманих оцінок для аналізу

Залежна змінна	У якій формі включена в модель	# спостережень
Рівень валютного курсу	Прибутковість валютного курсу у логарифмічній формі	13
Волатильність (обсяг)	Різниця в одне стандартне відхилення у логарифмі волатильності, отримана з GARCH моделі з розрахунком волатильності похідних інструментів	17
Волатильність (факт)	Різниця в одне стандартне відхилення у логарифмі волатильності, отримана з GARCH моделі	5
Загалом		35

При проведенні аналізу, автори використали оцінки зв'язку валютного курсу та інтервенцій центрального банку у 8 країнах, представлених нижче. Серед них є як розвинуті країни, так і країни, що розвиваються, з плаваючим валютним курсом та режимом таргетування інфляції.



Рисунок 1: Карта світу з виділенням країн, оцінки для яких використовуються в аналізі

4. Методологія

Мета-аналіз – це тип роботи, направлений на надання погляду-консенсусу на досліджуване питання. Існує дві основні статистичні моделі проведення мета-аналізу: моделі фіксованих та випадкових ефектів. Вони значно відрізняються за методологією та результатами аналізу, відповідно.

Модель фіксованих ефектів: використання даної моделі базується на тому, що існує єдиний правильний параметр всіх моделей і результати оцінок відрізняються лише через помилку формування вибірки. У даному дослідженні автори використали модель фіксованих ефектів з оберненою дисперсією, яка використовує обернену дисперсію для отримання зважених оцінок коефіцієнтів, зібраних з різних досліджень. Недоліком цієї моделі є надання значної ваги декільком оцінкам параметрів, що не вважається проблемою лише у випадку розглядання єдиного правильного параметру для всіх досліджень. Формально, доцільність використання моделі фіксованих ефектів може бути оцінена за допомогою I^2 . Високий коефіцієнт свідчить про значу гетерогенність серед оцінок правильних параметрів використаних робіт – в такому випадку застосування моделі фіксованих ефектів не є доцільним.

Формальний вираз моделі фіксованих ефектів:

$$\overline{ES} = \frac{\sum w_{FE} * ES}{\sum w_{FE}}, w_{FE} = \frac{1}{V_{ES}}$$

де w_{FE} – відносна вага оцінки параметра;

V_{ES} – дисперсія оцінки параметра.

Модель випадкових ефектів: модель передбачає існування різних правильних параметрів серед різних моделей. Відповідно до таблиці 1, модель фіксованих ефектів не повинна застосовуватись у даному випадку через значну гетерогенність. Це пояснюється фактом поєднання оцінок параметрів різних країн та часових періодів з відповідно різними економічними та монетарними системами, що мають місцеві особливості.

Формальний вираз моделі випадкових ефектів:

$$\overline{ES} = \frac{\sum w_{RE} * ES}{\sum w_{RE}}, w_{RE} = \frac{1}{V_{ES} + \tau^2}$$

де w_{RE} – відносна вага оцінки параметра;

V_{ES} – дисперсія оцінки параметра;

τ – випадкова змінна.

При проведенні аналізу, ми розділили отримані оцінки на дві підвибірки для подальшого аналізу:

- моделі, в яких валютні інтервенції мають грошовий вимір (коефіцієнти перед змінними інтервенцій мають грошовий вимір: коефіцієнт рівний 1 означає валютну інтервенцію розміром 100 млн USD);
- моделі, в яких валютні інтервенції враховуються в якості факту (фіктивна змінна – 1 для позначення днів валютних інтервенцій).

З огляду на описане вище, перша модель описує консенсус з приводу впливу певного обсягу валютних інтервенцій (залучення/вилучення іноземної валюти з ринку), в той час як друга модель представляє вплив факту інтервенції – присутність центрального банку на ринку.

Публікаційне відхилення (упередженість). Оскільки мета-аналіз є типом дослідження, який значною мірою залежить від методів та засобів використання результатів попередніх досліджень, така робота має бути аналізована та перевірена на предмет статистичних спотворень. Розповсюдженою для мета-досліджень практикою є перевірка на упередженість публікацій. Вона здійснюється шляхом оцінки кореляції між ефектом розміру оцінки параметра та його точністю або розміром вибірки, використаних в певному дослідженні. Публікаційна упередженість прослідковується через тенденцію до публікації робіт, результати яких співпадають з популярними науковими теоріями. Результати перевірки на публікаційне відхилення (упередженість) відображаються через воронкоподібну діаграму, яка складається з оцінки параметра (коефіцієнт часткової кореляції) по x-осі та оберненого стандартного відхилення по y-осі (Стенлі та співавтори, 2010). Симетрична воронкоподібна діаграма

свідчить про відсутність публікаційної упередженості, в той час як похилена діаграма говорить про наявність публікаційного відхилення. Існування відхилення може бути формально оцінено через регресійний тест Еггера, в якому нормалізовані оцінки параметрів включаються у регресію з їх уточнюючими величинами (Еггер, 1997):

$$\frac{ES_i}{SE_i} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{SE_i} + \varepsilon_i$$

У випадку, якщо бета-коефіцієнти не є статистично значущими, наявність публікаційної упередженості відхиляється.

5. Результати дослідження

Перш за все, автори оцінили вплив конкретного обсягу валютних інтервенцій на валютний курс. Розглядаючи модель фіксованих ефектів, І-статистика вказує на велику гетерогеність у всіх дослідженнях. Отже, консенсус, досягнутий на основі цієї моделі, не є стабільним.

Таблиця 2: I²-статистика моделі фіксованих ефектів

	I ²	Модель фіксованих ефектів
Рівень валютного курсу	99.80%	Не релевантна
Волатильність валютного курсу	99.90%	Не релевантна

Джерело: розрахунки авторів

Застосування моделі випадкових ефектів показує наступні результати:

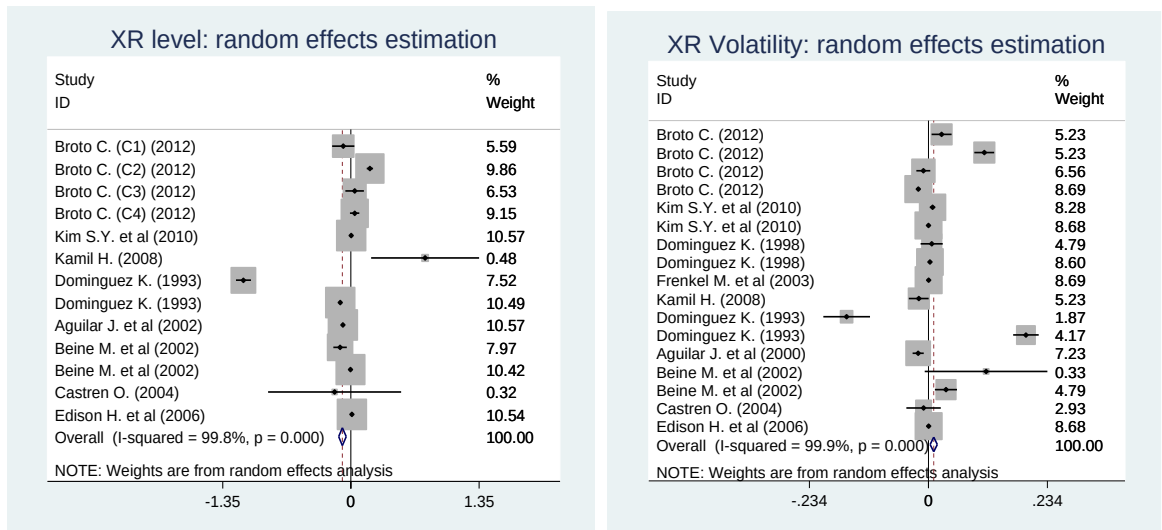


Рисунок 2, 3. Моделі випадкових ефектів з рівнем валютного курсу (2) та волатильністю (3)

Джерело: розрахунки авторів

У всіх проаналізованих дослідженнях більшість учасників не прийшло до єдиної думки про значення і магнітуду ефектів. За оцінками моделі випадкових ефектів, консенсусний вплив інтервенцій розміром в 100 млн USD (продаж іноземної валюти) на рівень валютного курсу склав - 0.1% (в період $t+1$), що можна розглядати як нейтральний ефект. Однак, незважаючи на використання загальних методів оцінки, результати досліджень були досить різноманітними. Наприклад, було виявлено (Домінгес, 1993) значний негативний вплив валютних інтервенцій на валютний курс: валютні інтервенції розміром 100 млн USD привели до зниження номінального валютного курсу більш ніж на 1.1%. Навпаки, Каміль (2008) оцінив ефект як позитивний. В середньому його розмір становить 0.8%, але він пов'язаний з відносно низькою статистичною значущістю.

Вплив на волатильність є ще більш неоднозначним. В середньому кожна інтервенція в 100 млн USD (абсолютна сума) збільшує волатильність на 0.01%, що близько до нуля і може ігноруватись. Одне з пояснень, чому валютні інтервенції центрального банку, спрямовані на згладжування волатильності, призводять до зворотнього ефекту – це те, що учасники ринку отримують сигнал про погіршення ринкової кон'юнктури, онакою цього є те, що центральний банк виходить на ринок аби виправити ситуацію, негативно впливаючи на очікування агентів і підвищуючи невизначеність. В результаті – волатильність валютного курсу зростає.

Таблиця 3: Результати оцінки моделі випадкових ефектів

	Значення оцінки параметра	95% довірчий інтервал	
		Нижня межа	Верхня межа
Рівень валютного курсу	-0.089	-0.129	-0.048
Волатильність валютного курсу	0.01	0.003	0.017

Джерело: розрахунки авторів

На наступному етапі слід перевірити наявність публікаційного відхилення (упередженості). Наступні воронкоподібні діаграми являють собою зв'язок між оцінками параметрів (часткові коефіцієнти кореляції) і зворотне стандартне відхилення для оцінок рівня і волатильності.

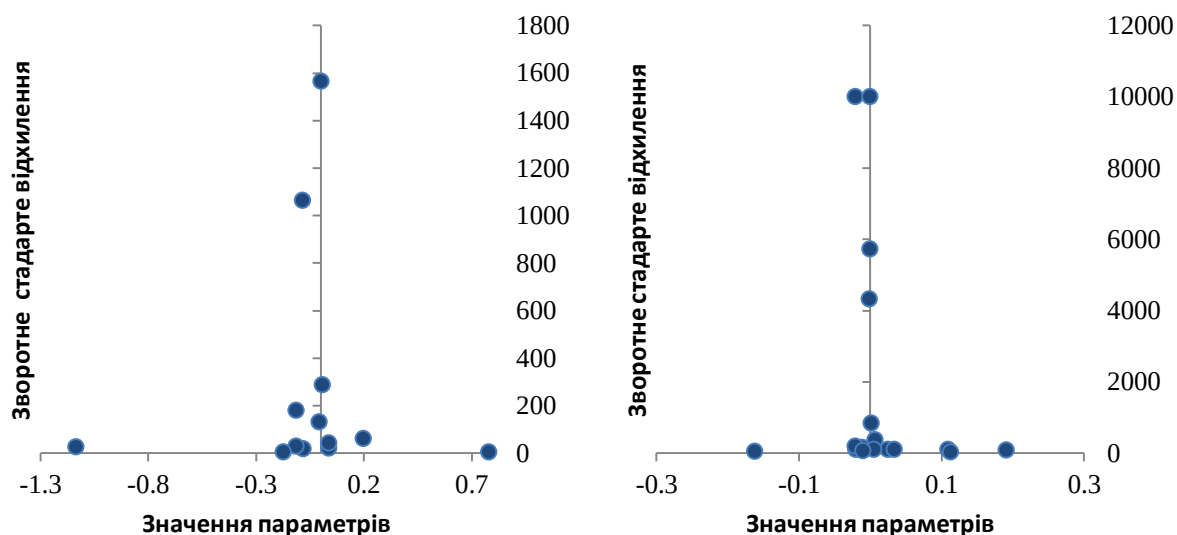


Рисунок 4, 5. Воронкоподібні діаграми для рівня валютного курсу (4) та волатильності (5)

Джерело: розрахунки авторів

Тоді як воронкоподібний графік для оцінки впливу інтервенцій на рівень валютного курсу не показує візуальних ознак відхилення публікації, графік воронки для волатильності виглядає децю асиметричним – зміщеним вправо. Однак, слід зазначити, що публікаційна упередженість є лише однією з можливих причин зміщеного графіка воронки (Стерн та Харборда, 2004). У разі високої гетерогенності між дослідженнями (Таблиця 1), причиною викривленого графіка воронки може бути не стільки відхилення публікації або вибору, скільки інший ефект. Крім візуальної оцінки наявності публікації, ми використовуємо регресійний тест Еггера для обох наборів оцінок параметрів.

Таблиця 4: Результати тесту Еггера

	p-величина	
	Константа (β_0)	β_1
Рівень валютного курсу	0.666	0.194
Волатильність валютного курсу	0.493	0.781

Джерело: розрахунки авторів

Згідно тесту Еггера, коефіцієнти регресії є статистично незначущими, що свідчить про відсутність публікаційного зміщення в аналізі.

Наш аналіз складається з окремих груп оцінок параметрів, перша розглядає вплив інтервенцій в залежності від їх величини на рівень валютного курсу і волатильність (виділена вище), а друга група оцінює вплив валютних інтервенцій центрального банку на волатильність.

Дослідження, в яких вивчався вплив факту інтервенції на волатильність валютного курсу,

проводяться рідше. Після використання методології, що дозволяє вважати дослідження порівнянними, автори отримують 5 доступних оцінок. І-статистики на основі моделі фіксованих ефектів при 95% довірчому інтервалі, що вказує на високу гетерогенність і недоцільність використання моделі фіксованих ефектів.

Оцінка моделі випадкових ефектів дає наступні результати (включаючи попередні результати):

Таблиця 5: Результати оцінки моделі випадкових ефектів

Значення оцінки параметра	95% довірчий інтервал	
	Нижня межа	Верхня межа
Волатильність валютного курсу	0.000	-0.012 0.013

Джерело: розрахунки авторів

Відповідно до проведених досліджень, автори прийшли до висновку щодо нейтрального ефекту факту інтервенції на ринкову волатильність на основі консенсусу. У той час як значення консенсусу прирівнюється до 0, діапазон оцінок параметра досить широкий і коливається від -0.015% до 0.317% впливу на волатильність, включаючи обидві оцінки параметрів одного і того ж автора, хоча і в різні часові рамки.

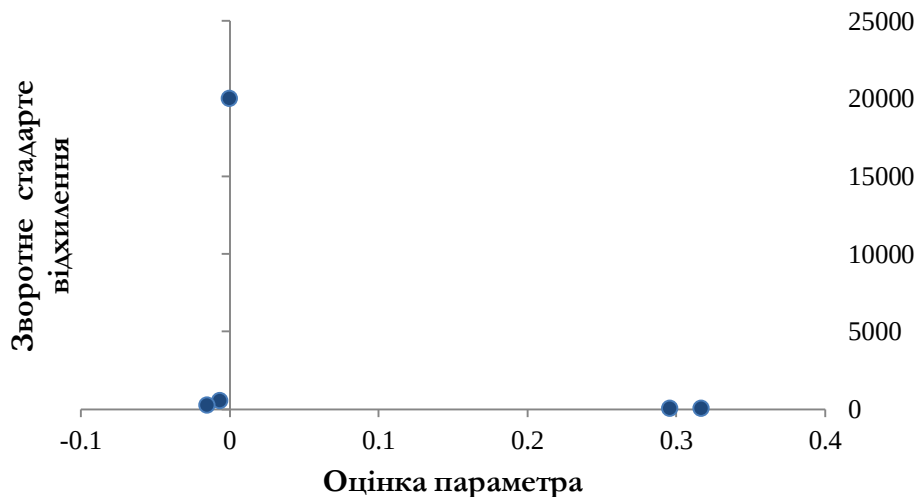


Рисунок 6-7: Моделі випадкових ефектів з рівнем валютного курсу (6) та волатильністю (7)

Джерело: розрахунки авторів

Воронкоподібна діаграма зміщена вправо, однак через невелику кількість спостережень у вибірці, висновок про наявність зміщеності не є релевантним. Цікаво, що позитивні оцінки відносяться до розвинених країн (Німеччина та Японія), тоді як негативні результати отримані за даними з країн, що розвиваються/ринкових країн з перехідною економікою (Перу, Мексика, Німеччина в кінці 70-х -

початку 90-х років). Таким чином, результати узгоджуються з теорією сигналів. Формальні результати (регресійний тест Еггера), хоча і не підтверджують наявності публікаційного зміщення в аналізі (статистично незначуща константа та коефіцієнт), проте загальна якість моделі досить низька.

6. Висновки

Ключовим питанням даного мета-аналізу є те, як валютні інтервенції центрального банку впливають на рівень номінального валютного курсу та короткострокову волатильність.

Автори проаналізували 12 наукових робіт про валютні інтервенції центральних банків у 8 країнах світу (як розвинутих, так і тих, що розвиваються) з плаваючим валютним курсом (переважно режим інфляційного таргетування).

Згідно даного аналізу, автори можуть зробити висновок, що не існує загального консенсусу серед джерел літератури про знак або магнітуду впливу на номінальний валютний курс. Відповідно до оцінок моделі випадкових ефектів, продаж 100 млн USD центральним банком призводить до зміцнення національної валюти в середньому на 0.1%, що розглядається як нейтральний або незначний ефект інтервенції на рівень валютного курсу.

Вплив інтервенцій на волатильність є більш неочікуваним. В середньому, кожні 100 млн USD інтервенцій (абсолютний вимір) збільшує волатильність на 0.01%, що дуже близько до нуля і є незначним показником. Однією з імовірних відповідей чому інтервенції центрального банку, спрямовані на зменшення волатильності, призводять до зворотного ефекту є те, що учасники ринку отримують сигнал про погіршення умов на ринку, якщо центральний банк проводить валютні інтервенції. Такі дії центрального банку негативно впливають на очікування суб'єктів ринку та підвищує нестабільність на ринку. Як результат – волатильність валютного курсу підвищується також.

Аналіз факту інтервенції центрального банку також приніс нейтральний результат, хоча він значно відрізняється серед аналізованих досліджень. Цікаво, що наукові роботи Домінгеса (1993, 1998, 2006), враховуючи як обсяг, так і факт інтервенції, демонструють статистично значущий позитивний ефект від валютних інтервенцій центрального банку. Хоча консенсус зводиться до 0, діапазон оцінок параметрів досить широкий і коливається від -0,015% до 0,317%.

Подальший аналіз впливу інтервенцій центрального банку на валютний курс може включати:

- аналіз валютних інтервенцій центрального банку на валютний курс у середньо- та довгостроковому періоді;
- відмінності впливу на валютний курс між прихованими та оголошеними валютними інтервенціями центрального банку.

Отже, в літературі не існує загального консенсусу щодо впливу валютних інтервенцій центрального банку на валютний курс, хоча модель випадкових ефектів показує загалом нейтральний вплив інтервенцій на рівень валютного курсу та волатильність у короткостроковій перспективі. Ця тема може бути дуже корисною для правління центрального банку, доки валютні інтервенції є одним з основних інструментів впливу на валютний курс та його волатильність. Існує широкий набір

подальших об'єктів дослідження, включаючи різний вплив конфіденційності інтервенцій, новин та відкритості центрального банку, рівень розвитку досліджуваної економіки (розвинена або економіка, що розвивається), а також інші аспекти, які спостерігалися під час пошуку статей. Різні моделі аспектів інтервенцій можуть допомогти вирішити, чи слід змінити стратегію та погляди на них. Таким чином, цей мета-аналіз є важливою основою для подальших досліджень у цій сфері.

Додаток А

Таблиця 6. Агреговані дані використані у мета-аналізі

Залежна змінна	Оцінка параметра (РСС)	Середня квадратична похибка	Зворотна середня квадратична похибка	Автор	Рік	Країна
За обсягом валютної інтервенції						
Рівень XR	-0.08	0.06	16.67	Broto C. (C1)	2012	Чилі
+	0.20	0.02	58.82	Broto C. (C2)	2012	Колумбія
+	0.04	0.05	20.00	Broto C. (C3)	2012	Мексика
+	0.04	0.03	40.00	Broto C. (C4)	2012	Перу
+	0.00	0.00	1564.95	Kim S.Y. et al	2010	Японія
+	0.78	0.29	3.45	Kamil H.	2008	Колумбія
+	-1.13	0.04	24.69	Dominguez K.	1993	Німеччина
+	-0.11	0.01	178.57	Dominguez K.	1993	Японія
+	-0.08	0.00	1062.70	Aguilar J. et al	2002	Швеція
+	-0.11	0.04	27.56	Beine M. et al	2002	Німеччина
+	0.00	0.01	129.79	Beine M. et al	2002	Японія
+	-0.17	0.36	2.80	Castren O.	2004	Японія
+	0.01	0.00	285.71	Edison H. et al	2006	Австралія
Волатильність XR	0.03	0.01	100.00	Broto C.	2012	Чилі
+	0.11	0.01	100.00	Broto C.	2012	Колумбія
+	-0.01	0.01	142.86	Broto C.	2012	Мексика
+	-0.02	0.00	10000.00	Broto C.	2012	Перу
+	0.01	0.00	368.19	Kim S.Y. et al	2010	Японія
+	0.00	0.00	4310.34	Kim S.Y. et al	2010	Японія
+	0.01	0.01	90.09	Dominguez K.	1998	Німеччина
+	0.00	0.00	833.33	Dominguez K.	1998	Японія
+	0.00	0.00	10000.00	Frenkel M. et al	2003	Японія
+	-0.02	0.01	100.00	Kamil H.	2008	Колумбія
+	-0.16	0.02	42.55	Dominguez K.	1993	Німеччина
+	0.19	0.01	78.13	Dominguez K.	1993	Японія
+	-0.02	0.01	180.83	Aguilar J. et al	2000	Швеція
+	0.11	0.06	16.22	Beine M. et al	2002	Німеччина
+	0.03	0.01	90.15	Beine M. et al	2002	Японія

+	-0.01	0.02	58.00	Castren O.	2004	Японія
+	0.00	0.00	5714.29	Edison H. et al	2006	Австралія
За фактом валютної інтервенції						
Волатильність XR	0.30	0.07	15.16	Dominguez K.	Попередня публікація	Німеччина
+	0.32	0.05	18.77	Dominguez K.	Попередня публікація	Японія
+	-0.01	0.00	512.82	Garcia-Verdu S.	2014	Мексика
+	0.00	0.00	20000.00	Garcia-Verdu S.	2014	Перу
+	-0.02	0.00		Dominguez K.	1998	Німеччина

Додаток Б

Таблиця 7. Опис статей

Наукова робота	Країна	Період часу	Модель	Інтерпретована / Офіційна
Broto, C. "The Effectiveness of FX Interventions in Four Latin American Countries" (2012)	Чилі, Колумбія, Мексика, Перу	1996 - 2011	GARCH	Інтерпретована
Suk-Joong Kim; Anh Tu Le. "Secrecy of Bank of Japan's Yen intervention: Evidence of efficacy from intra-daily data" (2010)	Японія	1991 - 2004	AR-EGARCH	Офіційна
Dominguez, K. "Central bank intervention and exchange rate volatility" (1998)	США, Німеччина, Японія	1977 - 1994	GARCH	Офіційна
Frenkel, M.; Pierdzioch, C.; Stadtmann, G. "The Effects of Japanese Foreign Exchange Market Interventions on the Yen/U.S. Dollar Exchange Rate Volatility" (2003)	Японія	1993 - 2000	OLS (AR)	Офіційна
Kamil, H. "Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia" (2008)	Колумбія	2004 - 2006; 2007	2SLS, Tobit, GARCH	Офіційна
Dominguez, K. "Does Central Bank intervention increase the volatility of foreign exchange rates?" (1993)	США, Німеччина, Японія	1985 - 1991	GARCH	Інтерпретована
Aguilar, J.; Nydahl, S. "Central bank intervention and exchange rates: the case of Sweden." (2000)	Швеція	1993 - 1996	OLS, GARCH-M, SUR	Офіційна
Beine, M.; Benassy-Quere, A.; Lecourt, C. "Central bank intervention and foreign exchange rates: new evidence from FIGARCH estimations" (2002)	Німеччина, Японія	1985 - 1995	GARCH, FIGARCH	Інтерпретована

Castrén, O. "Do options-implied RND functions on G3 currencies move around the times of interventions on the JPY/USD exchange rate?" (2004)	Японія	1992 - 2003	E-GARCH	Офіційна
Edison, H.; Cashin, P.; Hong Liang. "Foreign exchange intervention and the Australian dollar: has it mattered?" (2006)	Австралія	1984 - 2001	GARCH	Офіційна
Dominguez K. "When do CB FX interventions influence intra-daily and longer-term exchange rate movements?" (Working paper)	Німеччина, Японія	1989-1995	FIGARCH, OLS	-
Garcia-Verdu S. "Interventions and expected exchange rates in emerging market economies." (2013)	Мексика, Перу	2009-2013	OLS	-

Додаток В**Таблиця 8. Група 1 (обсяг інтервенції) рівень XR, модель фіксованих ефектів (Stata)**

Наукова робота	Розмір ефекту	[95% Довірчий інтервал]		% Ваги
Broto C. (C1) (2012)	-0.080	-0.198	0.038	0.01
Broto C. (C2) (2012)	0.200	0.167	0.233	0.09
Broto C. (C3) (2012)	0.040	-0.058	0.138	0.01
Broto C. (C4) (2012)	0.040	-0.009	0.089	0.04
Kim S.Y. et al (2010)	0.003	0.002	0.004	65.91
Kamil H. (2008)	0.782	0.214	1.350	0.00
Dominguez K. (1993)	-1.132	-1.211	-1.053	0.02
Dominguez K. (1993)	-0.111	-0.122	-0.100	0.86
Aguilar J. et al (2000)	-0.084	-0.085	-0.082	30.39
Beine M. et al (2002)	-0.113	-0.184	-0.042	0.02
Beine M. et al (2002)	-0.005	-0.020	0.011	0.45
Castren O. (2004)	-0.172	-0.873	0.530	0.00
Edison H. et al (2006)	0.011	0.004	0.017	2.20
I-V pooled ES	-0.024	-0.025	-0.023	100.00

Heterogeneity chi-squared=7106.03 (d.f.=12), p=0.000

I-squared (variation in ES attributable to heterogeneity) =99.8%

Test of ES=0: z=46.33, p=0.000

Таблиця 9. Група 1 (обсяг інтервенції). Волатильність XR, модель фіксованих ефектів (Stata)

Наукова робота	Розмір ефекту	[95% Довірчий інтервал]		% Ваги
Broto C. (2012)	0.026	0.006	0.046	0.00
Broto C. (2012)	0.110	0.090	0.130	0.00
Broto C. (2012)	-0.010	-0.024	0.004	0.01
Broto C. (2012)	-0.020	-0.020	-0.020	39.66
Kim S.Y. et al (2010)	0.008	0.003	0.013	0.05

Kim S.Y. et al (2010)	0.000	-0.000	0.001	7.37
Dominguez K. (1998)	0.007	-0.015	0.028	0.00
Dominguez K. (1998)	0.003	0.001	0.005	0.28
Frenkel M. et al (2003)	0.000	0.000	0.000	39.66
Kamil H. (2008) (2002)	-0.019	-0.039	0.001	0.00
Dominguez K. (1993)	-0.161	-0.207	-0.115	0.00
Dominguez K. (1993)	0.192	0.167	0.217	0.00
Aguilar J. et al (2000)	-0.020	-0.031	-0.009	0.01
Beine M. et al (2002)	0.114	-0.007	0.234	0.00
Beine M. et al (2002)	0.035	0.013	0.056	0.00
Castren O. (2004)	-0.009	-0.043	0.024	0.00
Edison H. et al (2006)	0.000	0.000	0.001	12.95
I-V pooled ES	-0.008	-0.008	-0.008	100.00

Heterogeneity chi-squared=25355.72 (d.f.=16), p=0.000

I-squared (variation in ES attributable to heterogeneity) =99.9%

Test of ES=0: z=122.90, p=0.000

Таблиця 10. Група 1 (обсяг інтервенції). Рівень, модель випадкових ефектів (Stata)

Наукова робота	Розмір ефекту	[95% Довірчий інтервал]		% Ваги
Broto C. (C1) (2012)	-0.080	-0.198	0.038	5.59
Broto C. (C2) (2012)	0.200	0.167	0.233	9.86
Broto C. (C3) (2012)	0.040	-0.058	0.138	6.53
Broto C. (C4) (2012)	0.040	-0.009	0.089	9.15
Kim S.Y. et al (2010)	0.003	0.002	0.004	10.57
Kamil H. (2008)	0.782	0.214	1.350	0.48
Dominguez K. (1998)	-1.132	-1.211	-1.053	7.52
Dominguez K. (1998)	-0.111	-0.122	-0.100	10.49
Aguilar J. et al (2000)	-0.084	-0.085	-0.082	10.57
Beine M. et al (2002)	-0.184 -0.042	-0.184	-0.042	7.97
Beine M. et al (2002)	-0.005	-0.020	0.011	10.42
Castren O. (2004)	-0.172	-0.873	0.530	0.32
Edison H. et al (2006)	0.011	0.004	0.017	10.54
D+L pooled ES	-0.089	-0.129	-0.048	100.00

Heterogeneity chi-squared=7106.03 (d.f.=12), p=0.000

I-squared (variation in ES attributable to heterogeneity) =99.8%

Estimate of between-study variance Tau-squared=0.0040

Test of ES=0: z=4.30, p=0.000

Таблиця 11. Група 1 (обсяг інтервенції). Волатильність XR, модель випадкових ефектів (Stata)

Наукова робота	Розмір ефекту	[95% Довірчий інтервал]		% Ваги
Broto C. (2012)	0.026	0.006	0.046	5.23
Broto C. (2012)	0.110	0.090	0.130	5.23

Broto C. (2012)	-0.010	-0.024	0.004	6.56
Broto C. (2012)	-0.020	-0.020	-0.020	8.69
Kim S.Y. et al (2010)	0.008	0.003	0.013	8.28
Kim S.Y. et al (2010)	0.000	-0.000	0.001	8.68
Dominguez K. (1998)	0.007	-0.015	0.028	4.79
Dominguez K. (1998)	0.003	0.001	0.005	8.60
Frenkel M. et al (2003)	0.000	0.000	0.000	8.69
Kamil H. (2008) (2002)	-0.019	-0.039	0.001	5.23
Dominguez K. (1993)	-0.161	-0.207	-0.115	1.87
Dominguez K. (1993)	0.192	0.167	0.217	4.17
Aguilar J. et al (2000)	-0.020	-0.031	-0.009	7.23
Beine M. et al (2002)	0.114	-0.007	0.234	0.33
Beine M. et al (2002)	0.035	0.013	0.056	4.79
Castren O. (2004)	-0.009	-0.043	0.024	2.93
Edison H. et al (2006)	0.000	0.000	0.001	8.68
D+L pooled ES	0.010	0.003	0.017	100.00

Heterogeneity chi-squared=25355.72 (d.f.=16), p=0.000

I-squared (variation in ES attributable to heterogeneity) =99.9%

Estimate of between-study variance Tau-squared=0.0002

Test of ES=0: z=2.85, p=0.004

Додаток Г

Таблиця 12. Група 1 (обсяг інтервенцій). Рівень XR, тест Еггера

Джерело	Сума квадратів	Рівні свободи	Середнє квадратне	Число спостережень = 13 F(1, 11) = 1.91
Model	1214.52775	1	1214.52775	Prob > F = 0.1940
Residual	6980.82001	11	634.620001	R-squared = 0.1482 Adj R-squared = 0.0708
Всього	8195.34776	12	682.945647	Root MSE = 25.192

w_estimate	Коефіцієнт	Стандартне відхилення	t	P> t	[95% Довірчий інтервал]
inverse_se	-.0207588	.0150056	-1.38	0.194	-.053786 .0122684
_cons	-3.563544	8.022572	-0.44	0.666	-21.22111 14.09402

Таблиця 13. Група 1 (обсяг інтервенцій). Волатильність XR, тест Еггера

Джерело	Сума квадратів	Рівні свободи	Середнє квадратне	Число спостережень = 13 F(1, 11) = 1.91
Model	2.23355834	1	2.23355834	Prob > F = 0.7811
Residual	302.900587	11	27.536417	R-squared = 0.0073 Adj R-squared = -0.0829
Всього	305.134145	12	25.4278454	Root MSE = 5.2475

w_estimate	Коефіцієнт	Стандартне відхилення	t	P> t	[95% Довірчий інтервал]
inverse_se	.0001392	.0004887	0.28	0.781	-0.0009364 .0012148
_cons	1.186173	1.67178	0.71	0.493	-2.493389 4.865735

Додаток Д**Таблиця 14. Група 2 (факт інтервенції). Волатильність XR, модель фіксованих ефектів (Stata)**

Наукова робота	Розмір ефекту	[95% Довірчий інтервал]		% Ваги
Dominguez K. (Working paper)	0.296	0.167	0.425	0.00
Dominguez K. (Working paper)	0.317	0.213	0.421	0.00
Garcia-Verdu S. (2014)	-0.006	-0.010	-0.002	0.07
Garcia-Verdu S. (2014)	-0.000	-0.000	0.000	99.92
Dominguez K. (1998)	-0.015	-0.023	-0.007	0.02
I-V pooled ES	-0.000	-0.000	0.000	100.00

Heterogeneity chi-squared=79.31 (d.f.=4), p=0.000

I-squared (variation in ES attributable to heterogeneity) =95.0%

Test of ES=0: z=1.52, p=0.129

Таблиця 15. Група 2 (факт інтервенції). Волатильність XR, модель випадкових ефектів (Stata)

Наукова робота	Розмір ефекту	[95% Довірчий інтервал]		% Ваги
Dominguez K. (Working paper)	0.296	0.167	0.425	0.89
Dominguez K. (Working paper)	0.317	0.213	0.421	1.34
Garcia-Verdu S. (2014)	-0.006	-0.010	-0.002	33.25
Garcia-Verdu S. (2014)	-0.000	-0.000	0.000	34.35
Dominguez K. (1998)	-0.015	-0.023	-0.007	30.17
I-V pooled ES	-0.000	-0.012	0.013	100.00

Heterogeneity chi-squared=79.31 (d.f.=4), p=0.000

I-squared (variation in ES attributable to heterogeneity) = 95.0%

Estimate of between-study variance Tau-squared=0.0001

Test of ES=0: $z=0.04$, $p=0.966$

Додаток Е

Таблиця 16. Група 2 (інтервенції). Волатильність XR, тест Еггера

Джерело	Сума квадратів	Рівні свободи	Середнє квадратне	Число спостережень = 5 $F(1, 3) = 0.19$
Model	4.88020402	1	4.88020402	Prob > F = 0.6901
Residual	75.8532911	3	25.2844304	R-squared = 0.0604 Adj R-squared = -0.2527
Всього	80.7334952	4	20.1833738	Root MSE = 5.0284

w_estimate	Коефіцієнт	Стандартне відхилення	t	P> t	[95% Довірчий інтервал]	
inverse_se	-.0001247	.0002838	-0.44	0.690	-.001028	.0007786
_cons	.9392471	2.53983	0.37	0.736	-7.143626	9.02212

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

- Adam, M., Koziński, W., & Zieliński, J. (2013). To what extent can central banks influence exchange rates with foreign exchange interventions? The case of Poland.
- Adler, G., & Tovar, C. E. (2014). Foreign exchange interventions and their impact on exchange rate levels. *Monetaria*, 2(1), 1-48.
- Aguilar, J., & Nydahl, S. (2000). Central bank intervention and exchange rates: the case of Sweden. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(3-4), 303-322.
- Al-Hamidy, A., & Banafe, A. (2013). Foreign exchange intervention in Saudi Arabia.
- Beine, M., Bénassy-Quéré, A., & Lecourt, C. (2002). Central bank intervention and foreign exchange rates: new evidence from FIGARCH estimations. *Journal of International Money and Finance*, 21(1), 115-144.
- Beine, M., Laurent, S., & Lecourt, C. (2003). Official central bank interventions and exchange rate volatility: Evidence from a regime-switching analysis. *European Economic Review*, 47(5), 891-911.
- Beneš, J., Hurnik, J., & Vávra, D. (2008). Exchange rate management and inflation targeting: Modeling the exchange rate in reduced-form New Keynesian models. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 58(03-04), 166-194.
- Blinder, A., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J., Jansen, D. (2008). Central Bank communication and monetary policy: a survey of theory and evidence.
- Brandner, P., Grech, H., & Stix, H. (2001). The Effectiveness of Central Bank Intervention in the EMS. The Post 1993 Experience(No. 168). WIFO Working Papers.
- Broto, C. (2013). The effectiveness of FX interventions in four Latin American countries. *Emerging Markets Review*, 17, 224-240.
- Castrén, O. (2004). Do options-implied RND functions on G3 currencies move around the times of interventions on the JPY/USD exchange rate?.

- Chaboud, A., & Humpage, O. (2005). An assessment of the impact of Japanese foreign exchange intervention: 1991-2004.
- Chutasripanich, N., & Yetman, J. (2015). Foreign exchange intervention: strategies and effectiveness.
- Crowe, C. & Meade, E. (2008). Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness.
- Da Silva, S. (2001). The dornbusch model with chaos and foreign exchange intervention. Working Paper, Department of Economics.
- Da Silva, S., & Nunes, M. (2007). Latin American foreign exchange intervention-Updated.
- Das, K., & Shimatani, T. (2013). Central bank intervention and exchange rate volatility: Evidence from Japan using realized volatility. *Journal of Asian Economics*, 28, 87-98.
- Daude, C., Yeyati, E. L., & Nagengast, A. (2014). On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets.
- De Grauwe, P., Dewachter, H., & Embrechts, M. (1995). Exchange rate theory: chaotic models of foreign exchange markets.
- De Gregorio, J., & Tokman, A. (2005, May). Flexible exchange rate regime and FX intervention. In *Participants in the meeting* (p. 127).
- Disyatat, P., & Galati, G. (2005). The effectiveness of foreign exchange intervention in emerging market countries. *BIS papers*, 24, 97-113.
- Domanski, D., Kohlscheen, E., & Moreno, R. (2016). Foreign exchange market intervention in EMEs: what has changed?
- Dominguez, K. M. (1993). Does central bank intervention increase the volatility of foreign exchange rates? (No. w4532). National Bureau of Economic Research.
- Dominguez, K. M. (1998). Central bank intervention and exchange rate volatility¹. *Journal of International Money and Finance*, 17(1), 161-190.
- Dominguez, K. M. (2006). When do central bank interventions influence intra-daily and longer-term exchange rate movements? *Journal of International Money and Finance*, 25(7), 1051-1071.
- Echavarría, J. J., López, E., & Misas, M. (2009). Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia. Un análisis de VAR estructural. *Borradores de Economía*, 580, 1-37.
- Echavarría, J. J., Vásquez, D., & Villamizar, M. (2010). Impacto de las intervenciones cambiarias sobre el nivel y la volatilidad de la tasa de cambio en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 28(62), 12-69.
- Echavarría, J. J., Velandia, L. F. M., & Villamizar, M. (2013). The Impact of Different Types of Foreign Exchange Intervention: An Event Study Approach¹².
- Edison, H., Cashin, P., & Liang, H. (2006). Foreign exchange intervention and the Australian dollar: has it mattered? *International Journal of Finance & Economics*, 11(2), 155-171.
- Egger, Matthias, George Davey Smith, and Andrew N. Phillips. "Meta-analysis: principles and procedures." *Bmj* 315, no. 7121 (1997): 1533-1537.
- Fatum, R., & Hutchison, M. (2006). Effectiveness of official daily foreign exchange market intervention operations in Japan. *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 199-219.
- Fischer, A. M., & Zurlinden, M. (1999). Exchange rate effects of central bank interventions: an analysis of transaction prices. *The Economic Journal*, 109(458), 662-676.
- Frenkel, M., Pierdzioch, C., & Stadtmann, G. (2005). The effects of Japanese foreign exchange market interventions on the yen/US dollar exchange rate volatility. *International Review of Economics & Finance*, 14(1), 27-39.

- Frenkel, M., Pierdzionc, C., & Stadtmann, G. (2012). The foreign exchange market interventions of the European Central Bank. *PSL Quarterly Review*, 54(218).
- Gadanecz, B., Mehrotra, A. N., & Mohanty, M. S. (2014). Foreign exchange intervention and the banking system balance sheet in emerging market economies.
- Galati, G., & Melick, W. R. (1999). Perceived central bank intervention and market expectations: an empirical study of the yen/dollar exchange rate, 1993-96.
- García-Verdú, S., & Ramos-Francia, M. (2014). Interventions and expected exchange rates in emerging market economies. *The Quarterly Journal of Finance*, 4(01), 1450002.
- García-Verdú, S., & Zerecero, M. (2013). On central bank interventions in the Mexican peso/dollar foreign exchange market.
- Gerlach-Kristen, P., McCauley, R., & Ueda, K. (2012). Currency intervention and the global portfolio balance effect: Japanese lessons.
- Goyal, A., & Arora, S. (2010). The Indian Exchange Rate and Central Bank Action: A GARCH Analysis. Indira Gandhi Institute of Development Research. Mumbai Working Paper 2010-009
- Hassan, M. (2012). Japanese foreign exchange intervention: A tale of pattern, size, or frequency. *Japan and the World Economy*, 24(3), 184-192.
- Herrera, A. M., & Ozbay, P. (2005). A dynamic model of central bank intervention: evidence from Turkey. Unpublished manuscript, Michigan State University.
- Kamil, H. (2008). Is central bank intervention effective under inflation targeting regimes? The case of Colombia (No. 8-88). International Monetary Fund.
- Kim, S. J., & Le, A. T. (2010). Secrecy of Bank of Japan's yen intervention: Evidence of efficacy from intra-daily data. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(3), 369-394.
- Lahura, E., & Vega, M. (2013). Asymmetric effects of FX intervention using intraday data: Evidence from Peru.
- Lízal, L., & Schwarz, J. (2013). Foreign exchange interventions as an (un) conventional monetary policy tool.
- Marins, J. T. M., Araujo, G. S., & Vicente, J. V. M. (2017). Do central bank foreign exchange interventions affect market expectations?. *Applied Economics*, 49(31), 3017-3031.
- Mayer, H., & Taguchi, H. (1983). Official intervention in the exchange markets: Stabilising or destabilising? (No. 6). Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department.
- Melick, W., & Galati, G. (2002). Central Bank Intervention and Market Expectations. *BIS Papers*, (10).
- Mihalke, D. (2005). Survey of Central Banks' Views on Effects of Intervention. *BIS Papers*, 24.
- Miyajima, K., & Montoro, C. (2013). Impact of foreign exchange interventions on exchange rate expectations.
- Mohanty, M. (2013). Market Volatility and Foreign Exchange Intervention in EMEs: What Has Changed?-An Overview.
- Mohanty, M. S., & Turner, P. (2005). Intervention: what are the domestic consequences?. *BIS Papers*, 24, 56-81.
- Mohanty, M., & Berger, B. E. (2013). Central bank views on foreign exchange intervention.
- Moreno R. (2005). Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications
- Neely, C. J. (2005). An analysis of recent studies of the effect of foreign exchange intervention.
- Payne, R., & Vitale, P. (2003). A transaction level study of the effects of central bank intervention on exchange rates. *Journal of international economics*, 61(2), 331-352
- Phuc, N. T., & Duc-Tho, N. (2009). Exchange rate policy in Vietnam, 1985-2008. *ASEAN Economic Bulletin*, 137-163.

- Pincheira, P. (2013). Interventions and inflation expectations in an inflation targeting economy.
- Ribon, S. (2017). Bank of Israel Research Department. Discussion Paper Series.
- Rincón, H., & Córdoba, J. H. T. (2010). Are capital controls and central bank intervention effective?. Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos.
- Rossini, R., Quispe, Z., & Rodríguez, D. (2011). Capital flows, monetary policy and FX intervention in Peru. BIS background papers, 261.
- Ryoo, S., Kwon, T., & Lee, H. (2013). Foreign exchange market developments and intervention in Korea.
- Smith, M., McLennan, M., & Sheen, J. (2004). Joint Estimation of an Endogenous Model of Central Bank Intervention and Foreign Exchange Volatility with Application to Australia, 1983 to 2003. University of Sydney School of Economics and Political Science Working Paper ECMT2004-3.
- Stanley, Tom D., and Hristos Doucouliagos. "Picture this: a simple graph that reveals much ado about research." *Journal of Economic Surveys* 24, no. 1 (2010): 170-191.
- Sterne, Jonathan AC, and Roger M. Harbord. "Funnel plots in meta-analysis." *Stata Journal* 4 (2004): 127-141.
- Svoronos J.P (2018). Early intervention regimes for weak banks.
- Tashu, M. (2014). Motives and effectiveness of FX interventions: evidence from Peru (No. 14-217). International Monetary Fund.
- Taylor, M. P. (2004). Is official exchange rate intervention effective?. *Economica*, 71(281), 1-11.
- Toro, J., & Julio, J. M. (2005). Efectividad de la intervención discrecional del Banco de la República en el mercado cambiario. *Borradores de economía*, 336, 1-23.
- Uribe, J. D. (2005). Capital controls and foreign exchange market intervention in Colombia. In *Participants in the meeting* (p. 128).
- Vargas, H., González, A., & Rodríguez, D. (2013). Foreign exchange intervention in Colombia.
- Wong, H. T. (2014). Exchange rate and central bank intervention. *Journal of Global Economics*, 2(1), 1-4.
- Zeman, J., Banerjee, B., Odor, L., & Riiska Jr, W. O. (2017). On the Effectiveness of Central Bank Intervention in the Foreign Exchange Market: The Case of Slovakia, 1999-2007 (No. WP 4/2017). Research Department, National Bank of Slovakia.

ВИЗНАЧЕННЯ РІВНЯ АНОМАЛЬНО НИЗЬКОЇ ЦІНИ: ПРИКЛАД УКРАЇНИ

АНТОН ШМІГЕЛЬ

Київська школа економіки

ДАРИНА ПУСТОВОЙТ

Київська школа економіки

КОСТЯНТИН ЗАГОРУЛЬКО

Київська школа економіки

ОЛЕКСАНДРА ЧМЕЛЬ¹

Київська школа економіки

АНОТАЦІЯ

Випадки аномального зниження ціни під час аукціонів в системі Prozorro привертають увагу дослідників та реформаторів. Метою цієї роботи є визначення аномально низької ціни в системі закупівель України і створення методології та рекомендацій з попередження негативних наслідків, спричинених наявністю аномально низької ціни. Максимальний крок для аукціону (згідно методології Світового банку для визначення аномально низьких цін) був визначений для двох груп аукціонів: з двома і більше учасниками, а також трьома і більше учасниками на основі логіт та лінійної регресії. Також, були визначені сектори (згідно кодів CPV) з найбільшою ймовірністю аномальних низьких цін.

Ключові слова: публічні закупівлі, ПроЗорро, аномально низька ціна

Коди JEL (Журналу економічної літератури): D44, H57, C57

1. Вступ

З провадженням в Україні системи публічних закупівель Prozorro постало питання про зменшення впливу негативних наслідків під час проведення процедури закупівлі та на етапах підписання та виконання договору. Ряд цих проблем можна вирішити за допомогою встановлення максимального кроку зниження ціни в нульовому (під час подачі цінових пропозицій) і/або наступних раундах аукціону.

Сьогодні, для пониження ціни під час електронного аукціону, існує єдине правило – закупівельник визначає мінімальний крок зниження ставки. Максимальний ціновий поріг відсутній в українському законодавстві, але він дозволяє виокремити ставки, які є аномально низькими, тобто такими, що є нижчими, наприклад, за очікувану вартість. Аномально низьку ціну (АНЦ) можна розглядати як спробу саботажу аукціону з метою виграти тендер (а саме: зменшення конкуренції, відмова від підписання договору, розірвання договору, корупція через додаткові угоди). Механізми

¹ ochmel@kse.org.ua

запобігання встановленню такої ціни, на жаль, відсутні в Україні, проте наявні в системах інших країн, зокрема країн Європейського Союзу та Грузії.

В українській системі немає чіткої методики боротьби з АНЦ, а тому постають запитання про необхідність автоматичного відхилення державним регулятором ставок з АНЦ. Можливо, це право має перейти до організаторів аукціону, які отримають можливість вимагати від учасників документи з інформацією про собівартість товарів, послуг або робіт. Потібно визначити процедуру встановлення АНЦ, адже встановлена ціна може бути аномально низькою для одного учасника, але «нормальною» для іншого. Також необхідно розробити процедуру подання заяви до суду учасником аукціону, ціну якого суд визнав аномально низькою та встановити відповідальність сторін за ризики, пов'язні з встановленням АНЦ.

Метою цього дослідження є спосіб визначення АНЦ і створення методології та рекомендацій для України. Описана методологія дозволить визначати розмір відхилення ставки учасників у «сліпому» нульовому або третьому раундах від середньої ставок усіх учасників в нульовому раунді або ж від очікуваної вартості. Зокрема чотири показники (GAP) буде розраховано як незалежні змінні. Після цього будуть визначені негативні наслідки (вони ж, залежна змінна), що в подальшому слугуватимуть агрегованим показником (NE) рівня «спотворення» результатів аукціону. Для перевірки кожного випадку буде використана модель, результати якої нададуть достатньо інформації для подальшого аналізу.

Створена модель дозволить протестувати вплив АНЦ на результати аукціону і закупівель в цілому; визначити формулу розрахунку АНЦ; встановити рівень збільшення розриву між ставками учасників і очікуваною вартістю або середньою ставок нульового раунду; ідентифікувати негативні наслідки відсутності максимального кроку аукціону; запропонувати ринки (товарів, робіт чи послуг), на яких доцільно зробити «пілотний» проєкт по введенню АНЦ для перевірки результатів.

2. Огляд літератури

Положення про закупівлі від Світового банку² надає наступні варіанти визначення АНЦ: «Аномально низька ціна/пропозиція – це така, у якій ціна/пропозиція в поєднанні з іншими складовими ціни пропозиції, виглядає настільки низькою, що це ставить під сумнів спроможність Учасника/Позичальника виконати контракт за запропонованою ціною». Світовий банк виокремлює два підходи для ідентифікації АНЦ в залежності від кількості отриманих ставок/пропозицій. У випадку з отриманням п'яти і менше ставок АНЦ застосовується так званий «абсолютний підхід» ('absolute' approach), що порівнює початкову ціну та її складові частини. Під «відносним» підходом ('relative' approach) мається на увазі статистичний розрахунок з використанням принаймні п'яти цін.

² The World Bank. Guide to the identification and treatment. Published February 1, 2016 – Second Edition.

Ціна вважається аномально низькою, якщо низька ставка становить більше одного стандартного відхилення нижче за середнє значення ставок.

Директива ЄС про державні закупівлі³ розглядає явище АНЦ як термін «аномально низький тендер» (АНТ). Процес виявлення АНТ є наступним: 1) регулятор не зобов'язаний проводити розслідування АНТ; 2) регуляторів не дозволяється відхиляти тендери без запиту в учасників роз'яснення в письмовій формі щодо цінової пропозиції; 3) математичні розрахунки можуть використовуватися лише як індикатори для визначення аномально низьких тендерних пропозицій, для яких може бути запропоновано пояснення. У ЄС 8 з 28 членів використовують аналогічний Світовому банку підхід – абсолютні та відносні системи оцінювання. Відносні стандарти перевіряють відхилення тендеру від середніх тендерних пропозицій, тоді як абсолютні стандарти перевіряють відхилення від оцінки витрат клієнтів. Конкурентною перевагою відносних стандартів є відображення дійсних ринкових умов, а недолік полягає в тому, що вони залишають місце для маніпуляцій та вимагають мінімальної кількості ставок.

Організація економічного співробітництва та розвитку (OECD) наводить свій аналіз заходів, які використовуються різними країнами, щодо АНЦ⁴. Потрібно зауважити, що багато країн-членів OECD не передбачають жодного конкретного способу визначення аномально низьких тендерних пропозицій.

АНЦ описана у дослідженнях Ароусміт (1996, 2005, 2011-2012), яка визначає АНЦ як ціну, що не дозволяє учасникам отримати прибуток та не надає учасникам можливості заключити та виконати контракт. У статті 2014 року, до визначення АНЦ додається пункт про невиконання юридичних домовленостей та зобов'язань. Зокрема у Іспанії відомий випадок звернення до суду з приводу аномально низької ціни⁵. І хоча позов було відхилено, даний прецедент дозволив поглибити процедуру прийняття рішень на нормативному рівні. Ще однією країною, яка зіткнулася з АНЦ стала Азербайджанська Республіка⁶. Регулятором було виокремлено декілька причин низьких ставок: конкуруючий ринок, нестача матеріалів, очікування укладання компромісу з організатором тендеру, невміння персоналу працювати з системою. Потрібно зауважити, що система закупівель Азербайджанської Республіки дозволяє відхилити низькі ставки – Пункт 2.7.4: «У випадку великої різниці між ціною будь-якої тендерної пропозиції та очікуваної вартості відповідних товарів (послуг чи робіт). Клієнт має право відхилити пропозицію. Це рішення має бути підтверджено

³ Article 55, Directive 2004/18/EC of the European parliament and of the council, of 31 March 2004. On the coordination of procedures for the award of public works contracts, public supply contracts and public service contracts.

⁴ OECD. Abnormally low tenders. September 2016

⁵ Kingdom of Spain v European Commission. Abnormally low tenders. Article H(2) of Annex II of Regulation No 1164/94 Proportionality, Judgment of the General Court (First Chamber) of 16 September 2013.

⁶ Hijran Valehov. Low Tenders - The Azerbaijan Experience

відповідним виконавчим органом».

Визначення АНЦ за допомогою математичного розрахунку передбачає, що цінова ставка є конкурентною та незалежною. Тобто не існує змови на ринку, яка штучно стримує ціни. Арифметичні способи ідентифікації аномально низьких цінових пропозицій застосовуються в деяких державах, наприклад, у Італії, Польщі, Португалії, Румунії, Словаччині та Словенії (Табл. 1). Ці методи базуються на порівнянні ціни тендеру з очікуваною вартістю закупівлі, середньою ціною поданих тендерних пропозицій або відмінностями між найнижчою та другою найнижчою ціновою пропозицією.

Таблиця 1. Способи ідентифікації АНЦ в країнах Європейського Союзу

Країна	Відхилення ставки учасників	Інше
Італія	Приклад: за наявності 11 ставок (з відхиленнями 8% - 25%) - 16%	• щонайменше 16/20 пунктів за ціну; • • щонайменше 64/80 пунктів за інші якісні показники
Польща	30%	Відсутні дані
Португалія	• 40% або більше для контрактів на будівництво; • 50% або більше для інших видів договорів.	АНТ є таким, якщо його ціна нижча за встановлену замовником бюджету ціну («базову ціну»)
Румунія	• 85% (менше 5 учасників); • 85% не враховуючи мінімальні та максимальні встановлені ціни (більше 5 учасників).	Відсутні в новій редакції закону про публічні закупівлі (2016)
Словаччина	15% / 10%	Як мінімум 3 учасники

Джерело: [1], [3], [5], [9]

3. Опис використаних даних

У дослідженні було використано базу даних Prozorro (bipro.prozorro.org.ua). Вибірка складається з 537 742 спостережень з такими обмеженнями:

- Часовий проміжок для аналізу: вересень 2016 – серпень 2017;
- Статус лота: завершено;
- Процедура закупівлі – конкурентні торги (відкриті торги, відкриті торги з публікацією англійською мовою, допорогові закупівлі);
- Ціни вказані в гривнях;
- Оскільки один учасник може брати участь у допорогових закупівлях (за переговорною процедурою), дані про них виключені з аналізу. Тобто, якщо кількість учасників у лоті – менше 2, такі лоти виключені з вибірки.

Загалом є два типи аукціонів: надпорогові (206 024 спостережень) та допорогові (331 718 спостережень). Для аналізу було взято закупівлі з 182 280 лотів.

За обраний період було складено 33 087 додаткових угод (25 942 лотів), це приблизно 1 додаткова угода на 7 лотів. Основними причинами укладання додаткових угод були: зміна ціни за одиницю товару (32,1% від усіх додаткових угод), покращення якості предмета закупівлі (18,5%) та зменшення обсягів закупівлі (16,8%).

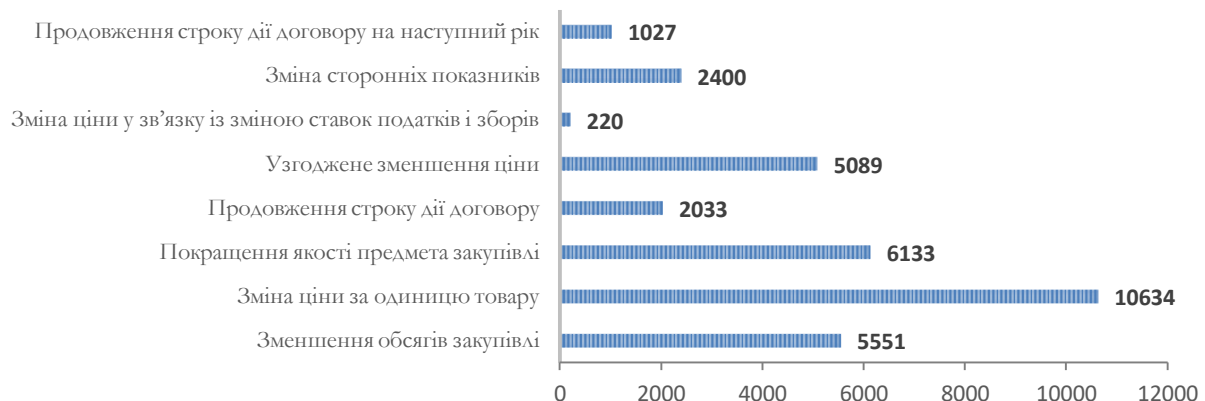


Рисунок 1. Розподіл додаткових угод

Джерело: власні розрахунки

Найбільша доля додаткових угод (згідно класифікації Єдиного закупівельного словника) спостерігалася у таких сферах: «Готельні, ресторанный послуги та послуги з роздрібною торгівлі» (19,1%), «Нафтопродукти, паливо, електроенергія та інші джерела енергії» (18,1%), «Сільськогосподарська, фермерська продукція, продукція рибальства, лісівництва та супутня продукція» (11,83%).

Згідно даних вибірки відбулося 2 817 випадків розірвання договорів, що були заключені в результаті перемоги цінової пропозиції. 44,2% випадків були зумовлені невиконанням учасником умов договору, надання неналежної якості товарів/послуг, відсутності поставки товарів/надання послуг, збільшення ціни товарів/послуг.

Якщо ставки учасника в кожному з трьох раундів аукціону були однакові, то вважається, що учасник є неконкурентним. У вибірці 51,9% гравців не брали активної участі, а 48,1% учасників змінювали свою ставку впродовж динамічного аукціону (тобто конкурували).

Згідно статусу гравця (змінна LotBidStatus), у 34,9% випадках учасник переміг у тендері (на рівні лотів), у 29,3% – учасник програв з вищою, ніж у переможця, ціною, у 23,8% – цінова пропозиція не була розглянута, а у 11,8% – учасник був дискваліфікований. У решті випадків цінова пропозиція була скасована або очікує на розгляд (разом 0,2%).

Основними змінними, що були використані в подальших розрахунках є:

- InitPricePropos – ставка учасника в «сліпому» раунді;

- *ExpVal* – очікувана вартість;
- *R3* – ставка учасника в третьому раунді;
- *Date* – дата публікації закупівлі;
- *IsVATincluded* - фіктивний параметр (1 – включено ПДВ, 0 – не включено ПДВ);
- *NumberBidders* – кількість учасників (отримані результати відрізняються від інформації з Prozorro. Оскільки непронумеровані лоти не надають правильне число учасників, для отримання точної кількості учасників, було використано власні розрахунки);
- *i.Purchase* – категоріальний параметр (1 – товари, 2 – послуги, 3 – роботи), розроблений на основі CPV класифікатора, виокремлено ринки за першими двома цифрами, що визначають розділ: до 45 – товари, 45 – роботи і більше 45 – послуги;
- *i.Region* – категоріальний параметр (1 – Захід, 2 – Північ, Центр, 3 – Схід; 4 – Південь, 5 – інші країни);
- *BelowThresholdness* – фіктивний параметр (1 – надпороги, 2 – допороги);
- *NumberDays* – кількість днів між датою публікації та датою договору.

Повний опис та аналіз структури даних наведений у Додатку А.

4. Методологія

АНЦ можна визначити наступними способами (GAP):

1. GAP1 – відхилення ставки учасника у відсотках в нульовому раунді (*InitPricePropos*) порівняно з середньою ставкою усіх учасників у «сліпому» раунді:

$$gap1 = \frac{(mean(InitPricePropos) - InitPricePropos)}{mean(InitPricePropos)} * 100\%$$

2. GAP2 – відхилення ставки учасника у відсотках в 3му раунді (*R3*) порівняно з середньою ставкою усіх учасників у «сліпому» раунді:

$$gap2 = \frac{(mean(InitPricePropos) - R3)}{mean(InitPricePropos)} * 100\%$$

3. GAP3 – відхилення ставки учасника у відсотках в нульовому раунді порівняно з очікуваною вартістю (*ExpVal*):

$$gap3 = \frac{(ExpVal - InitPricePropos)}{ExpVal} * 100\%$$

4. GAP4 – відхилення ставки учасника у відсотках в 3му раунді порівняно з очікуваною вартістю:

$$gap4 = \frac{(ExpVal - R3)}{ExpVal} * 100\%$$

Для вимірювання максимального кроку гравця було використано 2 нелінійні моделі зі змінними GAP і GAP у квадраті для отримання граничного значення максимального кроку для лотів з кількістю учасників більше одного і більше двох, а також чотири логіт-регресії (logit regression), де залежною змінною виступають негативні наслідки, а незалежними – контрольні змінні, GAP's, а також 20 змінних (GAP0_5, GAP5_10, ..., GAP95_100), які повинні відображати ймовірність настання негативного ефекту в певному діапазоні (наприклад, коефіцієнт біля GAP5_10 показує ймовірність настання негативного ефекту, коли «GAP» в діапазоні 5-10%). Перші дві логіт-регресії показують вірогідність настання негативної події в залежності від розміру GAP для лотів з двома і з трьома і більше учасниками. Дві останні логіт-регресії включають незалежні змінні GAP0_5, GAP5_10 і т.д для лотів з двома і більше учасниками, а також з трьома і більше учасниками.

Негативними наслідками (Negative effect або NE) існування АНЦ виступає залежна змінна, що виражена через:

1. Статус цінових пропозицій (LotBidStatus):

- 3 – учасник дискваліфікований,
- 4 – цінова пропозицію не розглянута,
- 5 – цінова пропозиція скасована,
- 6 – цінова пропозиція очікує на розгляд.

Якщо негативний ефект наявний і змінна LotBidStatus приймає значення від 3 до 6 у вибірці, то NE присвоюється значення 1.

2. Змінна !mi(terminationDetails) показує, чи було розірвання договору з переможцем аукціону чи ні.

Якщо негативний ефект наявний і поле terminationDetails у вибірці заповнене, тобто вказаний коментар про розірвання договору або додатково вказано конкретне порушення, то NE присвоюється значення 1.

3. Змінна TypeChanges показує причину заключення додаткової угоди.

Якщо негативний ефект наявний і змінна TypeChanges приймає значення від 1 до 8 у вибірці, то NE присвоюється значення 1.

4. Змінна NoComp відображає стимул інших гравців до конкуренції (якщо змінна дорівнює 1, це означає, що інші учасники аукціону не конкурують, а якщо вона дорівнює 0, то інші гравці конкурують).

Було розглянуто 15 сценаріїв з негативними випадками (наприклад, АНЦ одного з учасників

приводить до небажання інших учасників знижувати ціну під час динамічного аукціону та/або присутнє розірвання договору – NE9). Перелік комбінацій різних негативних наслідків (NE) вказано в Табл. 2.

Таблиця 2. Перелік комбінацій різних негативних наслідків (NE)

	Absence of competition (AC)	Additional agreement signed (AA)	Agreement is not signed (NS)	Agreement is terminated (AT)
NE1	AC	AA	NS	AT
NE2		AA	NS	AT
NE3	AC		NS	AT
NE4	AC	AA		AT
NE5	AC	AA	NS	
NE6			NS	AT
NE7		AA		AT
NE8		AA	NS	
NE9	AC			AT
NE10	AC		NS	
NE11	AC	AA		
NE12				AT
NE13			NS	
NE14		AA		
NE15	AC			

Джерело: власні розрахунки

Нижче наведені формули для визначення рівня АНЦ

1. Формула лінійної моделі (OLS, GАР для лотів з двома і більше, а також з трьома і більше учасниками):

$$NE_{y'} = Date + IsVATincluded + NumberBidders + i.Purchase + i.Region + BelowThresholdness + gap_{x'} + gap_{x'}^2 + NumberDays$$

2. Формула логіт-регресій (з дамі-GАР для лотів з двома і більше, а також з трьома і більше учасниками):

$$NE_{y'} = Date + IsVATincluded + NumberBidders + i.Purchase + i.Region + BelowThresholdness + gap_{x'} + NumberDays$$

3. Формула логіт-регресії (з дамі-GАР для лотів з двома і більше, а також з трьома і більше учасниками):

$$\begin{aligned}
NE_y' = & Date + IsVATincluded + NumberBidders + NumberDays + i.Purchase \\
& + i.Region + BelowThresholdness + GAP0_5_x' + GAP5_10_x' + GAP10_15_x' \\
& + GAP15_20_x' + GAP20_25_x' + GAP25_30_x' + GAP30_35_x' + GAP35_40_x' \\
& + GAP40_45_x' + GAP45_50_x' + GAP50_55_x' + GAP55_60_x' + GAP60_65_x' \\
& + GAP65_70_x' + GAP70_75_x' + GAP75_80_x' + GAP80_85_x' + GAP85_90_x' \\
& + GAP90_95_x' + GAP95_100_x'
\end{aligned}$$

У формулах `x` – номер GAP від 1 до 4, `y` – номер комбінації NE від 1 до 15.

5. Результати

За допомогою статистичного пакету Stata було проаналізовано 360 випадків взаємозв'язку між розміром GAP і негативними наслідками (NE) – 6 типів регресій*, 4 типи GAP*, 15 комбінацій негативних ефектів. Результати регресійного аналізу представлені у Таблиці 3.

Таблиця 3. Логіт-моделі (зі статистично значущими відношеннями шансів (odds-ratio) змінних GAPs та dummy-GAPs)

GAP in % (від трьох учасників / від двох учасників)	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	Дамі-GAP (від трьох учасників / від двох учасників)	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4
NE1	-/-		-/+		NE1	↓/		>90↑/	
NE2	-/-	-/-	-/-	-/-	NE2	↓/	>90↑	>90↑/ випадково	↓/ випадково
NE3	-/-		-/+		NE3	>85↑/		>90↑/	
NE4	+/+		+/+		NE4	<40↑		<90↑	
NE5	-/-		-/+		NE5			>95↑/	
NE6	-/-	-/-	-/-	-/-	NE6		>90↑	>90↑	↓/>90↑
NE7	+/+	+/+	/+	-/-	NE7		/↑	↑	↑
NE8	-/-	-/-	-/-	-/-	NE8		>90↑	>90↑/ випадково	↓/ випадково
NE9	+/+		+/+		NE9	<35↑		<75↑/<70↑	
NE10	-/-		-/+		NE10			>95↑/	
NE11	+/+		+/+		NE11	<35↑		<80↑	
NE12	+/+	+/+	+/+	+/+	NE12	↑	↑	↑	↑
NE13	-/-	-/-	-/-	-/-	NE13	>80↑/ >65↑	>90↑	>90↑	↓/>90↑
NE14	+/+	-/+	-/+	-/-	NE14			<70↑	<85↑/<90↑
NE15	+/+		+/+		NE15	<35↑		<70↑/ <75↑	

Джерело: власні розрахунки

Коментар: якщо в клітці вказано значення тільки один раз без слешу (/), то дане значення відноситься як до лотів з 2ма і більше, так і до лотів з 3ма і більше учасниками. До прикладу, якщо розмір GAP2 більший за 90%, то вірогідність настання NE2 або NE6 збільшується (за детальним описом NE див. Табл.2)

Згідно результатів, представлених в таблиці вище, можна зробити такі висновки:

- Якщо не включати відсутність конкуренції, то вплив додаткових договорів, а також розірвання або не підписання договору є зворотнім від збільшення відхилення ставок учасників. У випадку GAPs in % (для NE4, NE9, NE11, NE12, NE15): відсутність конкуренції, підписання додаткових угод і розірвання договорів з'являються після зростання GAP1 та GAP3. Непідписання договору не збільшує вірогідність появи NE у цих випадках.

- Вірогідність закінчення додаткових угод і розірвання договорів (NE7, NE12, NE14) зростає тільки тоді, коли учасник сильно знижує ціну в 3-му раунді відносно середньої ставок нульового раунду.

- Якщо дивитись на різницю результатів між моделями, що включають лоти з двома і більше учасниками і лотами з кількістю учасників більше двох, то підвищення розміру падіння ставки учасника в GAP3 призводить до збільшення ймовірності появи NE для лотів з двома і більше учасниками, або до зменшення ймовірності для лотів з трьома і більше учасниками.

- При розрахунку GAP1 як фіктивної змінної, ймовірність наявності додаткових угод не збільшується завдяки зниженню ставки учасниками, а навпаки знижується при збільшенні величини розриву.

- Для зниження ймовірності незакінчення договорів максимальний крок розриву між ставкою учасника і середньою величиною ставок «сліпого» раунду потрібно встановити на рівні 65% (для лотів з двома і більше учасниками) та 80% (для лотів з трьома та більше учасниками). Додатково для зменшення вірогідності розірвання договорів та усунення проблеми відсутності конкуренції під час аукціону величина максимального кроку має бути 85%.

- Констатація АНЦ при відхиленні ставки в 3-му раунді відносно середньої величини ставок «сліпого» раунду на рівні 90% знижує ймовірність появи NE2, NE6, NE8, NE13. Тобто це стосується, у першу чергу, не підписання договору учасником, у другу, закінчення додаткових угод та розірвання контракту.

- Аналіз відхилення ставки учасника в «сліпому» раунді відносно очікуваної вартості показав значення максимального кроку на рівні 90% (NE1, NE2, NE3, NE6, NE8, NE13) для зменшення ймовірності настання всіх NE: відсутність конкуренції під час торгів, не підписання договорів, закінчення додаткових угод, розірвання договору.

- Аналізуючи тільки регламентовану законом частину аукціону (зменшення ціни учасниками під час торгів для досягнення кінцевої мети, а саме підписання договору), достатньо збільшити поріг для ідентифікації АНЦ до 95%.

- Варто зазначити, що відсутня проблема небажання учасників конкурувати після значного пониження одним з учасників ставки в «сліпому» раунді відносно очікуваної вартості. Даний факт може свідчити про те, що потенційні продавці оцінюють товар, роботу чи послугу за цінами, відмінними від закупівельних або ринкових.

- При розрахунку GAP3 та GAP4 було зроблено два припущення: 1) учасники торгів з часом

навчаються грати на аукціоні, перемагають, підписують договір й надалі виконують зобов'язання без жодних негативних наслідків; 2) організатори торгів з часом теж навчаються правильно заповнювати тендерну документацію з чітким визначенням характеристик предмету закупівлі, очікувану вартість встановлюють на рівні ринкових цін або цін договорів попередніх закупівель за відповідними кодами CPV.

Але дані припущення дещо спростовуються статистично значущими відношеннями шансів (odds-ratio) змінної часу (дата публікації оголошення про закупівлю) на рівні 1 для всіх способів поєднання NE та розрахунку GAPs. А отже, організатори і учасники аукціону не змінюють своїх стратегій поведінки на аукціонах Prozorro і негативні наслідки продовжують відбуватись.

- Значне пониження ставки учасниками у GAP4 не має наслідків на підписання чи розірвання договору, з додатковою угодою чи без. Більш того, це пониження іноді має зворотню залежність. Причина такої ситуації – це здорова конкуренція під час проведення динамічного аукціону.

- Ідентифікація АНЦ при відхиленні ставки на 95% у GAP4 суттєво знизить ймовірність невідписання договору учасниками.

Таблиця 4. Визначення рівня АНЦ за допомогою граничної величини (за виключенням значень більше 100% і наближених до нуля)

GAP in %	GAP1	GAP2	GAP3
NE1	/30		/69
NE2			
NE3	/42		/72
NE4	87/92		65/65
NE5	/33		/68
NE6			
NE7		34/	/59
NE8			
NE9			67/67
NE10	/46		/71
NE11	85/89		64/65
NE12			
NE13			
NE14			/57
NE15	93/91		66/67

Джерело: власні розрахунки

За результатами наведеної вище Табл. 4 на основі коефіцієнтів лінійної моделі можна підсумувати наступне:

- Різниця між ставкою учасника в третьому раунді і очікуваною вартістю показала присутність конкуренції між учасниками під час трираундового аукціону, а також відсутність інших негативних наслідків через присутність великого значення GAP4. А отже, немає сенсу визначати АНЦ за GAP4.

- Недоцільно одночасно зменшувати негативний вплив непідписання, підписання з додатковою угодою, розірвання договору без врахування впливу відсутності конкуренції під час торгів.

- Для лотів з кількістю учасників три і більше: АНЦ потрібно встановити на рівні 35% для зменшення ймовірності розірвань договорів, а також 85-90% – для зменшення вірогідності відсутності бажання учасників понижувати ціну.

- Порівнюючи відхилення ставок учасників в нульовому раунді з очікуваною вартістю або з середньою ставок «сліпого» раунду (GAP1 та GAP3 відповідно) для лотів з кількістю учасників два і більше, рівень АНЦ відрізняється на 30-40% і становить 60-70% (для GAP1) та 30-40% (для GAP3). Більше того, встановлення АНЦ на рівні 85-90% знижує вірогідність настання негативних наслідків, якщо не враховувати непідписання договорів учасниками.

Для впровадження «пілотного» проекту були викоремлені ринки (товарів, робіт, послуг) з наведеними відповідними способами розрахунку максимального кроку аукціону (Г – товари, Р – роботи, П – послуги).

Таблиця 5. Вплив пониження цін учасниками на НЕ на різних ринках (наведені статистично значущі відношення шансів (odds-ratio) змінної Purchase)

Purchase	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4
NE1	G		G	
NE2	W	G	G,W	S,W
NE3	G		G	
NE4	G		G	
NE5	G		G	
NE6	W	П	S,W	S,W
NE7	W	G,W	G,W	G,W
NE8	W	S,W	G,W	S,W
NE9	G		G	
NE10	G		G	
NE11	G		G	
NE12	G	G	G,S	G
NE13	W	S,W	S,W	S,W
NE14	G,W	G,W	G,W	G,W
NE15	G		G	

Джерело: власні розрахунки

Підсумовуючи результати, подані в Таблиці 5, можна сказати наступне:

GAP1. На ринках робіт не враховується зменшення конкуренції через збільшення величини розриву. На ринках товарів збільшення ймовірності настання одночасно всіх випадків спричиняється

збільшенням відхилення ставки учасника від середньої ставок всіх учасників в «сліпому» раунді.

GAP2. Ринок робіт характеризується найбільшим прямим впливом збільшення GAP2 на вірогідність невідписання, відписання з додатковою угодою, розірвання договору. В той час, як на ринку послуг зростає вірогідність відписання додаткових угод, а на ринку товарів – випадків невідписання контракту.

GAP3. На ринку товарів вірогідність настання всіх NE є більшою, ніж на ринках робіт і послуг.

GAP4. На ринку послуг зростає вірогідність розірвання договору, а на ринку товарів – відписання додаткових угод та/або розірвання договору.

Додаткові контрольні змінні показали, що переважно під час надпорогових закупівель вірогідність настання негативних подій збільшується зі збільшенням величини відхилення ставки учасника. Для допорогових закупівель характерна розповсюджена практика відписання додаткових угод, а саме через значне пониження цін учасниками під час торгів (для всіх 4х видів GAPs). Зі збільшенням кількості учасників зростає ймовірність настання негативних подій. Виключення: NE7, NE12, NE14. Тобто для всіх GAPs із підвищення кількості учасників зменшується вірогідність укладання додаткових угод та/або розірвання договору.

6. Висновки

Аномально низька ціна (АНЦ) у світовій практиці публічних закупівель розглядається як спроба саботажу аукціону з метою виграти тендер (зменшення конкуренції, відмова від відписання договору, розірвання договору, корупція через додаткові угоди). Механізми запобігання встановленню такої ціни, на жаль, відсутні в Україні, проте наявні в системах інших країн, зокрема країн Європейського Союзу.

Одним із можливих методів боротьби з АНЦ для України є встановлення максимального кроку (згідно методології Світового банку щодо визначення АНЦ), після якого організатор аукціону або регулятор має право перевірити учасника та запросити документальне підтвердження і розрахунки собівартості товарів, послуг чи робіт.

За результатами дослідження встановлено, що для зниження ймовірності неукладання договору максимальний крок, а саме відхилення ставки учасника у відсотках в нульовому раунді порівняно з середньою ставок усіх учасників у «сліпому» раунді, потрібно встановити на рівні 65% (для лотів з двома і більше учасниками) та 80% (для лотів з трьома та більше учасниками). Додатково для зменшення вірогідності розірвання договору та усунення проблеми відсутності конкуренції під час аукціону величина максимального кроку має бути 85%. Визначення АНЦ при відхиленні ставки в третьому раунді відносно середньої величини ставок «сліпого» раунду на рівні 90% знижує ймовірність появи, у першу чергу, невідписання договору учасником, у другу, укладання додаткових угод та розірвання контракту.

Аналіз відхилення ставки учасника в «сліпому» раунді відносно очікуваної вартості показав значення максимального кроку на рівні 90% для зменшення ймовірності появи всіх NE: відсутність

конкуренції під час торгів, непідписання договорів, заключення додаткових угод, розірвання договору. Варто зазначити, що окремо проблема небажання учасників конкурувати після значного пониження одним з учасників ставки в «сліпому» раунді відносно очікуваної вартості відсутня. Даний факт може свідчити про те, що потенційні продавці оцінюють товар, роботу чи послугу за цінами, відмінними від закупівельних або ринкових.

АНЦ можна застосовувати як «пілотну» версію у надпорогових закупівлях на ринку товарів, що відповідають коду CPV – менше 44. За розглянутий річний період найбільша частка додаткових угод підписувалась на ринках «Нафтопродукти, паливо, електроенергія та інші джерела енергії», «Сільськогосподарська, фермерська продукція, продукція рибальства, лісівництва та супутня продукція», найбільша частка дискваліфікацій учасників відбувалась на ринках «Одяг, взуття, сумки та аксесуари», «Електротехнічне устаткування, апаратура, обладнання та матеріали; освітлювальне устаткування».

Потрібно зауважити, що досвід інших країн дозволяє розробити законодавчі базу для встановлення процедур подання та апеляцій до суду у разі виявлення аномально низької ціни.

Для подальшого впровадження рекомендується встановити максимальний крок для учасників у «сліпому» раунді на рівні 65% для лотів з 2-ма і більше учасниками та 80% для лотів з 3-ма і більше учасниками.

Додаток А. Опис використаних даних

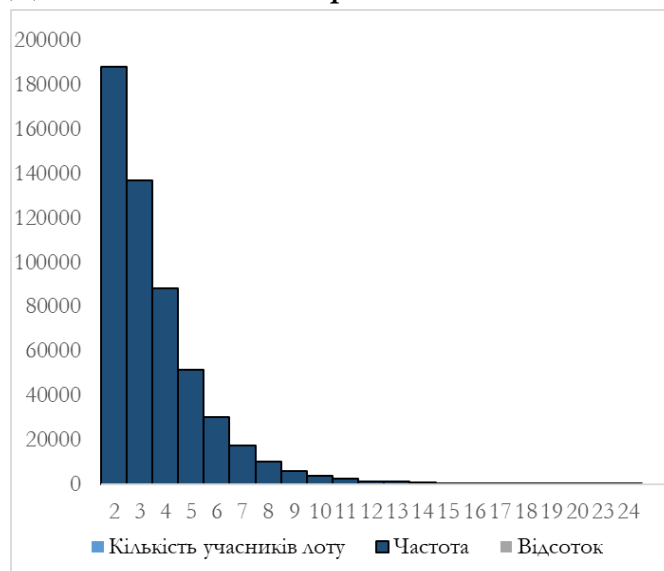


Рисунок 2. Гістограма «Розподіл учасників у вибірці»

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 6. Розподіл учасників у вибірці

Кількість учасників лоту	Частота	Відсоток
2	188272	35.01
3	136755	25.43
4	88020	16.37
5	51535	9.58
6	29952	5.57
7	17353	3.23
8	10152	1.89
9	5913	1.1
10	3540	0.66
11	2277	0.42
12	1260	0.23
13	936	0.17
14	532	0.1
15	300	0.06
16	384	0.07
17	153	0.03
18	198	0.04
19	76	0.01
20	40	0.01
23	46	0.01
24	48	0.01
Загалом	537,742	100

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 7. Розподіл учасників у вибірці за змінними «NumberBidders» (Кількість учасників з bipro.prozorro.org.ua), «NumberPropos» (розрахунок кількості учасників на рівні лотів)

. tab NumberBidders			. tab NumberPropos		
Number of bidders of lot	Freq.	Percent	Number of bidders of lot	Freq.	Percent
1	41	0.01	1	3	0.00
2	196,498	36.54	2	188,272	35.01
3	135,175	25.14	3	136,755	25.43
4	85,299	15.86	4	88,020	16.37
5	49,661	9.24	5	51,535	9.58
6	28,939	5.38	6	29,952	5.57
7	16,662	3.10	7	17,353	3.23
8	9,985	1.86	8	10,152	1.89
9	5,724	1.06	9	5,913	1.10
10	3,562	0.66	10	3,540	0.66
11	2,268	0.42	11	2,277	0.42
12	1,267	0.24	12	1,260	0.23
13	887	0.16	13	936	0.17
14	532	0.10	14	532	0.10
15	300	0.06	15	300	0.06
16	384	0.07	16	384	0.07
17	153	0.03	17	153	0.03
18	198	0.04	18	198	0.04
19	76	0.01	19	76	0.01
20	40	0.01	20	40	0.01
23	46	0.01	23	46	0.01
24	48	0.01	24	48	0.01
Total	537,745	100.00	Total	537,745	100.00

*Джерело: власні розрахунки***Таблиця 8. Структура розподілу додаткових угод за класифікатором CPV⁷**

CPV	1	2	3	4	5	6	7	8	Частка, %
03	2.49	5.47	1.25	0.37	1.51	0.02	0.57	0.15	11.83
09	3.10	9.47	1.72	0.42	2.03	0.15	0.87	0.30	18.06
14	1.41	3.93	0.77	0.55	1.33	0.00	0.25	0.61	8.85
15	2.31	6.66	1.09	0.23	0.86	0.04	0.44	0.05	11.69
33	0.92	0.85	1.62	0.17	1.72	0.13	0.58	0.32	6.30
34	0.34	0.49	1.15	0.68	1.54	0.01	0.36	0.56	5.14

⁷ Прим. 1. Зменшення обсягів закупівлі; 2. Зміна ціни за одиницю товару; 3. Покращення якості предмета закупівлі; 4. Продовження строку дії договору; 5. Узгоджене зменшення ціни; 6. Зміна ціни у зв'язку із зміною ставок податків і зборів; 7. Зміна сторонніх показників; 8. Продовження строку дії договору на наступний рік.

45	0.80	0.12	2.88	1.79	1.64	0.04	1.17	0.31	8.76
55	9.76	0.33	4.60	0.33	2.85	0.08	0.68	0.48	19.09
63	2.66	0.00	3.89	0.61	3.07	0.00	2.46	0.00	12.70
85	1.30	0.27	2.60	1.99	1.03	0.00	2.05	1.10	10.34
98	2.92	0.19	1.75	0.68	1.46	0.00	1.65	0.00	8.65

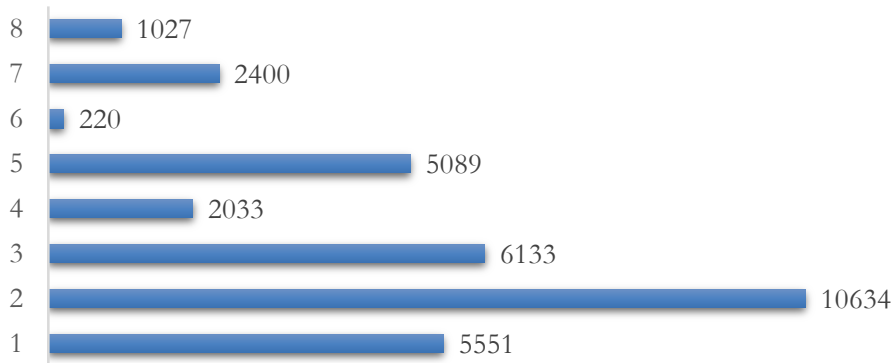
Джерело: власні розрахунки

Таблиця 9. Структура розподілу статусу учасників аукціону за результатами тендера за класифікатором⁸

CPV класифікатор	1	2	3	4	5	6	Разом	Разом 3- 4-5-6	Вибірка	Частка, %
66	643	581	218	1011	1	1	2455	1231	2455	50.14
76	193	164	124	200	0	0	681	324	681	47.58
31	6730	5956	2913	8504	19	16	24138	11452	24138	47.44
18	3745	3200	1633	4517	10	4	13109	6164	13109	47.02
22	3350	3058	821	4403	12	3	11647	5239	11647	44.98
39	10807	9502	4185	11748	65	11	36318	16009	36318	44.08
30	13554	12048	4852	13892	57	10	44413	18811	44413	42.35
37	1700	1378	857	1328	9	2	5274	2196	5274	41.64
42	4456	3866	2009	3884	18	11	14244	5922	14244	41.58
44	11080	9716	4255	9753	51	27	34882	14086	34882	40.38
16	688	563	360	483	3	0	2097	846	2097	40.34
71	3785	3154	1688	2925	10	3	11565	4626	11565	40.00

Джерело: власні розрахунки

⁸ 1 – учасник переміг, 2 – учасник не переміг (з вищою ціною), 3 – учасник дискваліфікований, 4 – цінова пропозицію не розглянута, 5 – цінова пропозиція скасована, 6 – цінова пропозиція очікує на розгляд.

Рисунок 3. Розподіл додаткових угод у вибірці класифікатором CPV⁹*Джерело: власні розрахунки*Таблиця 10. Структура аукціонів за параметром NoComp¹⁰

NoComp	Частота	Відсоток
0	258,541	48.08
1	279,201	51.92
Загалом	537,742	100

*Джерело: власні розрахунки*Таблиця 11. Структура аукціонів за параметром LotBidStatus¹¹

LotBidStatus	Частота	Відсоток
1	187668	34.9
2	157710	29.33
3	63413	11.79
4	128117	23.82
5	581	0.11
6	253	0.05
Загалом	537,742	100

Джерело: власні розрахунки

⁹ Прим. 1. Зменшення обсягів закупівлі; 2. Зміна ціни за одиницю товару; 3. Покращення якості предмета закупівлі; 4. Продовження строку дії договору; 5. Узгоджене зменшення ціни; 6. Зміна ціни у зв'язку із зміною ставок податків і зборів; 7. Зміна сторонніх показників; 8. Продовження строку дії договору на наступний рік.

¹⁰ Прим. 0 – відсутня конкуренція, 1 – присутня конкуренція.

¹¹ Note. 1 – a participant has won; 2 – a participant has lost with higher price; 3 – a participant is disqualified; 4 – price proposal is not considered; 5 – price proposal is annulled; 6 – price proposal is to be considered.

Таблиця 12. Структура аукціонів за причиною розірвання договору

Розірвання договору	Кількість лотів
За згодою сторін або внаслідок непереборної сили	1194
Закінчення строку дії договору	33
Реорганізація/ліквідація постачальника/організатора, зміна основного виду діяльності	223
Зменшення плану потреби закупівлі / бюджетного фінансування	121
Розірвання договору через невиконання Постачальником умов договору, неналежної якості наданих товарів/послуг, відсутності поставки товару/надання послуг, збільшення ціни товару	1246
Всього	2817

Джерело: власні розрахунки

Додаток Б. Результати логістичної регресії

Таблиця 13. GAP1 (відхилення ставки учасника у відсотках в нульовому раунді (InitPricePropos) порівняно з середньою ставкою усіх учасників у «сліпому» раунді), для лотів з двома і більше учасниками

1	Date	1.000 (3.96)**
	IsVATincluded	1.072 (4.02)**
	NumberBidders	1.164 (52.70)**
	2bn.Purchase	0.955 (2.99)**
	3.Purchase	1.792 (32.96)**
	2bn.Region	0.893 (6.77)**
	3.Region	0.906 (4.63)**
	4.Region	0.899 (5.99)**
	5.Region	1.114 (0.46)
	BelowThresholdness	0.489 (51.47)**
	GAP0_5_1	2.929 (86.55)**
	GAP5_10_1	6.130 (116.88)**
	GAP10_15_1	7.989 (109.15)**
	GAP15_20_1	9.251 (94.85)**
	GAP20_25_1	10.430

		(81.24)**
	GAP25_30_1	11.408
		(68.19)**
	GAP30_35_1	12.745
		(57.71)**
	GAP35_40_1	13.381
		(46.92)**
	GAP40_45_1	13.073
		(38.13)**
	GAP45_50_1	13.363
		(30.85)**
	GAP50_55_1	12.414
		(23.09)**
	GAP55_60_1	13.680
		(18.67)**
	GAP60_65_1	9.989
		(13.86)**
	GAP65_70_1	5.506
		(8.36)**
	GAP70_75_1	10.138
		(9.42)**
	GAP75_80_1	10.070
		(7.44)**
	GAP80_85_1	0.572
		(1.05)
	GAP85_90_1	2037621464.048
		(0.01)
	GAP90_95_1	0.182
		(1.07)
	GAP95_100_1	2.461e+60
	NumberDays	0.985
		(20.16)**
2	Date	0.998
		(8.51)**
	IsVATincluded	1.412
		(3.44)**
	NumberBidders	0.672
		(13.47)**
	2bn.Purchase	1.288
		(3.34)**
	3.Purchase	1.075
		(0.64)
	2bn.Region	0.860
		(1.56)
	3.Region	0.857
		(1.24)
	4.Region	1.235
		(2.14)*
	5.Region	0.167
		(0.63)
	BelowThresholdness	0.478
		(10.97)**
	GAP0_5_1	3.493
		(19.73)**
	GAP5_10_1	3.561
		(12.71)**
	GAP10_15_1	3.731

			(9.63)**
	GAP15_20_1		4.929
			(9.85)**
	GAP20_25_1		4.275
			(6.41)**
	GAP25_30_1		4.344
			(5.07)**
	GAP30_35_1		7.415
			(6.88)**
	GAP35_40_1		8.380
			(5.95)**
	GAP40_45_1		2.869
			(1.48)
	GAP45_50_1		2.427
			(0.87)
	GAP50_55_1		0.294
			(0.34)
	GAP55_60_1		6.704
			(1.94)
	GAP60_65_1		7.263
			(1.91)
	GAP65_70_1		0.060
			(0.24)
	GAP70_75_1		0.142
			(0.19)
	GAP75_80_1		0.158
			(0.16)
	GAP80_85_1		0.001
			(0.11)
	GAP85_90_1		0.000
			(0.00)
	GAP90_95_1		0.001
			(0.04)
	GAP95_100_1	9824950316.627	
	NumberDays		1.011
			(5.21)**
3	Date		0.997
			(39.98)**
	IsVATincluded		1.899
			(24.08)**
	NumberBidders		0.986
			(2.81)**
	2bn.Purchase		0.731
			(13.99)**
	3.Purchase		1.199
			(7.33)**
	2bn.Region		0.610
			(22.40)**
	3.Region		1.173
			(6.01)**
	4.Region		0.928
			(3.26)**
	5.Region		0.705
			(1.16)
	BelowThresholdness		0.101
			(119.15)**
	GAP0_5_1		5.490

		(110.58)**
	GAP5_10_1	3.510
		(46.84)**
	GAP10_15_1	3.090
		(28.65)**
	GAP15_20_1	2.590
		(16.79)**
	GAP20_25_1	2.138
		(9.39)**
	GAP25_30_1	2.178
		(7.51)**
	GAP30_35_1	1.522
		(2.63)**
	GAP35_40_1	2.008
		(3.77)**
	GAP40_45_1	1.358
		(1.20)
	GAP45_50_1	1.461
		(1.19)
	GAP50_55_1	2.455
		(2.88)**
	GAP55_60_1	1.017
		(0.03)
	GAP60_65_1	1.008
		(0.01)
	GAP65_70_1	0.911
		(0.14)
	GAP70_75_1	0.597
		(0.43)
	GAP75_80_1	0.217
		(0.63)
	GAP80_85_1	0.043
		(1.19)
	GAP85_90_1	0.188
		(0.00)
	GAP90_95_1	0.001
		(0.18)
	GAP95_100_1	9.189e+41
		(0.00)
	NumberDays	1.002
		(2.58)**
4	Date	1.000
		(3.90)**
	IsVATincluded	0.946
		(4.01)**
	NumberBidders	1.485
		(190.58)**
	2bn.Purchase	0.895
		(8.69)**
	3.Purchase	0.805
		(12.20)**
	2bn.Region	0.919
		(6.25)**
	3.Region	0.960
		(2.42)*
	4.Region	0.908
		(6.77)**

5.Region	1.320 (1.53)
BelowThresholdness	1.227 (17.74)**
GAP0_5_1	1.380 (34.16)**
GAP5_10_1	2.058 (55.05)**
GAP10_15_1	2.052 (40.94)**
GAP15_20_1	1.833 (25.94)**
GAP20_25_1	1.628 (15.77)**
GAP25_30_1	1.538 (10.85)**
GAP30_35_1	1.570 (9.00)**
GAP35_40_1	1.490 (6.20)**
GAP40_45_1	1.307 (3.30)**
GAP45_50_1	1.304 (2.64)**
GAP50_55_1	1.109 (0.75)
GAP55_60_1	1.331 (1.68)
GAP60_65_1	0.649 (1.88)
GAP65_70_1	0.323 (3.65)**
GAP70_75_1	1.003 (0.01)
GAP75_80_1	0.981 (0.05)
GAP80_85_1	0.081 (3.79)**
GAP85_90_1	0.000 (0.00)
GAP90_95_1	0.002 (1.77)
GAP95_100_1	4.183e+46 (0.00)
NumberDays	0.996 (6.30)**
N	483,843

* p<0.05; ** p<0.01

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 14. GAP1 (відхилення ставки учасника у вигляді фіктивної змінної в нульовому раунді (InitPricePropos) порівняно з середньою ставкою всіх учасників у «сліпому» раунді), для лотів з 3ма і більше учасниками

1	Date	1.000 (2.32)*
	IsVATincluded	1.059 (2.75)**
	NumberBidders	1.004 (1.25)
	2bn.Purchase	1.019 (0.97)
	3.Purchase	1.795 (26.46)**
	2bn.Region	0.918 (4.16)**
	3.Region	0.988 (0.48)
	4.Region	0.877 (6.04)**
	5.Region	1.415 (1.30)
	BelowThresholdness	0.382 (57.85)**
	GAP0_5_1	3.082 (71.56)**
	GAP5_10_1	5.493 (91.67)**
	GAP10_15_1	7.056 (87.66)**
	GAP15_20_1	8.090 (77.77)**
	GAP20_25_1	9.165 (68.18)**
	GAP25_30_1	9.886 (57.40)**
	GAP30_35_1	11.550 (50.25)**
	GAP35_40_1	11.577 (40.64)**
	GAP40_45_1	12.486 (34.48)**
	GAP45_50_1	14.180 (29.29)**
	GAP50_55_1	11.601 (20.70)**
	GAP55_60_1	14.128 (17.27)**
	GAP60_65_1	11.082 (13.13)**
	GAP65_70_1	8.196 (10.41)**
	GAP70_75_1	12.375 (9.09)**
	GAP75_80_1	9.608 (6.57)**

	GAP80_85_1	6.585 (6.34)**
	GAP85_90_1	0.009 (1.21)
	GAP90_95_1	0.302 (0.90)
	GAP95_100_1	1.689e+30 (71.58)**
	NumberDays	0.988 (13.50)**
2	Date	0.998 (3.57)**
	IsVATincluded	1.385 (1.71)
	NumberBidders	0.791 (5.53)**
	2bn.Purchase	1.193 (1.12)
	3.Purchase	1.747 (3.13)**
	2bn.Region	0.730 (1.88)
	3.Region	0.755 (1.25)
	4.Region	0.948 (0.31)
	5.Region	0.205 (0.27)
	BelowThresholdness	0.306 (8.42)**
	GAP0_5_1	2.367 (6.47)**
	GAP5_10_1	4.061 (9.08)**
	GAP10_15_1	4.163 (7.15)**
	GAP15_20_1	5.699 (7.85)**
	GAP20_25_1	6.793 (7.43)**
	GAP25_30_1	5.171 (4.45)**
	GAP30_35_1	10.321 (6.88)**
	GAP35_40_1	11.439 (6.01)**
	GAP40_45_1	5.231 (2.29)*
	GAP45_50_1	4.866 (1.62)
	GAP50_55_1	0.281 (0.26)
	GAP55_60_1	12.513 (2.49)*
	GAP60_65_1	31.262 (4.72)**
	GAP65_70_1	0.092

		(0.18)
	GAP70_75_1	0.190
		(0.12)
	GAP75_80_1	0.255
		(0.09)
	GAP80_85_1	0.054
		(0.13)
	GAP85_90_1	0.000
		(0.01)
	GAP90_95_1	0.001
		(0.03)
	GAP95_100_1	8.638e+27
		(6.28)**
	NumberDays	0.986
		(1.85)
3	Date	0.997
		(32.15)**
	IsVATincluded	2.073
		(20.36)**
	NumberBidders	0.858
		(21.53)**
	2bn.Purchase	0.760
		(8.48)**
	3.Purchase	1.063
		(1.85)
	2bn.Region	0.630
		(16.02)**
	3.Region	1.231
		(6.01)**
	4.Region	0.884
		(4.16)**
	5.Region	0.439
		(1.52)
	BelowThresholdness	0.083
		(99.65)**
	GAP0_5_1	6.330
		(93.18)**
	GAP5_10_1	2.914
		(32.22)**
	GAP10_15_1	2.645
		(20.86)**
	GAP15_20_1	2.338
		(13.33)**
	GAP20_25_1	1.935
		(7.37)**
	GAP25_30_1	2.052
		(6.44)**
	GAP30_35_1	1.429
		(2.09)*
	GAP35_40_1	1.850
		(3.14)**
	GAP40_45_1	1.515
		(1.63)
	GAP45_50_1	1.562
		(1.37)
	GAP50_55_1	1.977
		(1.89)

	GAP55_60_1	1.319 (0.47)
	GAP60_65_1	1.392 (0.52)
	GAP65_70_1	0.698 (0.44)
	GAP70_75_1	0.996 (0.00)
	GAP75_80_1	0.515 (0.36)
	GAP80_85_1	0.644 (0.37)
	GAP85_90_1	0.000 (0.06)
	GAP90_95_1	0.002 (0.20)
	GAP95_100_1	0.000
	NumberDays	1.003 (3.88)**
4	Date	1.000 (1.77)
	IsVATincluded	0.945 (3.80)**
	NumberBidders	1.190 (80.43)**
	2bn.Purchase	0.966 (2.43)*
	3.Purchase	0.811 (10.67)**
	2bn.Region	0.920 (5.69)**
	3.Region	0.984 (0.86)
	4.Region	0.869 (9.06)**
	5.Region	1.482 (2.06)*
	BelowThresholdness	1.122 (9.13)**
	GAP0_5_1	1.870 (58.94)**
	GAP5_10_1	2.190 (55.37)**
	GAP10_15_1	2.094 (39.91)**
	GAP15_20_1	1.838 (25.33)**
	GAP20_25_1	1.610 (15.21)**
	GAP25_30_1	1.527 (10.63)**
	GAP30_35_1	1.557 (8.79)**
	GAP35_40_1	1.437 (5.69)**
	GAP40_45_1	1.326 (3.49)**

	GAP45_50_1	1.337 (2.85)**
	GAP50_55_1	1.070 (0.49)
	GAP55_60_1	1.427 (2.08)*
	GAP60_65_1	0.804 (0.96)
	GAP65_70_1	0.404 (2.97)**
	GAP70_75_1	1.207 (0.59)
	GAP75_80_1	0.945 (0.14)
	GAP80_85_1	0.305 (2.37)*
	GAP85_90_1	0.001 (1.15)
	GAP90_95_1	0.005 (1.44)
	GAP95_100_1	2.611e+27
	NumberDays	0.998 (3.54)**
	N	315,285
* p<0.05; ** p<0.01		

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 15. GAP3 (відхилення ставки учасника у відсотках в нульовому раунді порівняно з очікуваною вартістю (ExpVal)), для лотів з 2ма і більше учасниками

1	Date	1.000 (3.13)**
	IsVATincluded	1.022 (1.28)
	NumberBidders	1.125 (41.95)**
	2bn.Purchase	1.014 (0.94)
	3.Purchase	1.907 (37.19)**
	2bn.Region	0.889 (7.22)**
	3.Region	0.907 (4.70)**
	4.Region	0.878 (7.52)**
	5.Region	1.342 (1.27)
	BelowThresholdness	0.467 (55.72)**
	GAP0_5_2	1.393 (12.86)**
	GAP5_10_2	2.897 (39.16)**

	GAP10_15_2	3.686
		(47.00)**
	GAP15_20_2	4.326
		(51.11)**
	GAP20_25_2	4.960
		(54.27)**
	GAP25_30_2	5.509
		(55.37)**
	GAP30_35_2	5.406
		(52.15)**
	GAP35_40_2	6.132
		(52.63)**
	GAP40_45_2	6.901
		(52.51)**
	GAP45_50_2	6.902
		(47.15)**
	GAP50_55_2	7.900
		(47.47)**
	GAP55_60_2	8.555
		(41.65)**
	GAP60_65_2	8.151
		(34.38)**
	GAP65_70_2	9.768
		(30.79)**
	GAP70_75_2	9.113
		(24.30)**
	GAP75_80_2	10.321
		(21.53)**
	GAP80_85_2	9.524
		(15.87)**
	GAP85_90_2	10.379
		(12.45)**
	GAP90_95_2	8.804
		(14.02)**
	GAP95_100_2	10.080
		(18.66)**
	NumberDays	0.985
		(19.53)**
2	Date	0.998
		(8.50)**
	IsVATincluded	1.390
		(3.27)**
	NumberBidders	0.620
		(15.67)**
	2bn.Purchase	1.292
		(3.36)**
	3.Purchase	1.097
		(0.83)
	2bn.Region	0.858
		(1.59)
	3.Region	0.865
		(1.16)
	4.Region	1.223
		(2.04)*
	5.Region	0.150
		(0.62)
	BelowThresholdness	0.453

		(11.69)**
	GAP0_5_2	1.433
		(3.26)**
	GAP5_10_2	1.703
		(4.12)**
	GAP10_15_2	2.100
		(5.46)**
	GAP15_20_2	2.294
		(5.72)**
	GAP20_25_2	1.643
		(2.84)**
	GAP25_30_2	2.299
		(4.71)**
	GAP30_35_2	2.521
		(4.94)**
	GAP35_40_2	2.981
		(5.46)**
	GAP40_45_2	2.963
		(4.73)**
	GAP45_50_2	3.508
		(5.06)**
	GAP50_55_2	2.557
		(2.88)**
	GAP55_60_2	4.198
		(4.39)**
	GAP60_65_2	4.267
		(3.82)**
	GAP65_70_2	3.339
		(2.11)*
	GAP70_75_2	4.713
		(2.72)**
	GAP75_80_2	2.243
		(0.81)
	GAP80_85_2	4.029
		(1.41)
	GAP85_90_2	0.235
		(0.30)
	GAP90_95_2	0.043
		(0.39)
	GAP95_100_2	0.920
		(0.06)
	NumberDays	1.011
		(5.22)**
3	Date	0.997
		(41.60)**
	IsVATincluded	1.931
		(24.47)**
	NumberBidders	0.910
		(17.56)**
	2bn.Purchase	0.745
		(13.14)**
	3.Purchase	1.195
		(7.23)**
	2bn.Region	0.605
		(22.91)**
	3.Region	1.211
		(7.27)**

	4.Region	0.923 (3.55)**
	5.Region	0.686 (1.26)
	BelowThresholdness	0.085 (122.83)**
	GAP0_5_2	3.073 (32.23)**
	GAP5_10_2	3.445 (32.02)**
	GAP10_15_2	3.926 (33.89)**
	GAP15_20_2	3.961 (31.97)**
	GAP20_25_2	3.950 (29.68)**
	GAP25_30_2	3.793 (25.98)**
	GAP30_35_2	3.687 (23.27)**
	GAP35_40_2	3.463 (19.40)**
	GAP40_45_2	3.621 (17.85)**
	GAP45_50_2	3.681 (15.85)**
	GAP50_55_2	3.511 (12.89)**
	GAP55_60_2	3.474 (10.14)**
	GAP60_65_2	2.447 (5.37)**
	GAP65_70_2	4.420 (8.50)**
	GAP70_75_2	1.989 (2.35)*
	GAP75_80_2	2.683 (3.40)**
	GAP80_85_2	4.083 (4.34)**
	GAP85_90_2	3.342 (2.70)**
	GAP90_95_2	0.398 (1.08)
	GAP95_100_2	0.530 (1.20)
	NumberDays	1.002 (4.12)**
4	Date	1.000 (4.04)**
	IsVATincluded	0.934 (4.96)**
	NumberBidders	1.445 (178.83)**
	2bn.Purchase	0.914 (7.03)**
	3.Purchase	0.840

	(9.81)**
2bn.Region	0.915
	(6.65)**
3.Region	0.958
	(2.55)*
4.Region	0.895
	(7.78)**
5.Region	1.359
	(1.70)
BelowThresholdness	1.164
	(13.14)**
GAP0_5_2	1.382
	(17.39)**
GAP5_10_2	2.056
	(36.13)**
GAP10_15_2	2.266
	(39.58)**
GAP15_20_2	2.339
	(39.11)**
GAP20_25_2	2.391
	(38.25)**
GAP25_30_2	2.380
	(35.62)**
GAP30_35_2	2.320
	(32.56)**
GAP35_40_2	2.340
	(29.81)**
GAP40_45_2	2.325
	(26.76)**
GAP45_50_2	2.231
	(22.17)**
GAP50_55_2	2.172
	(19.36)**
GAP55_60_2	2.175
	(15.67)**
GAP60_65_2	2.339
	(14.66)**
GAP65_70_2	2.166
	(10.18)**
GAP70_75_2	1.567
	(4.43)**
GAP75_80_2	1.627
	(3.81)**
GAP80_85_2	1.640
	(3.01)**
GAP85_90_2	1.321
	(1.13)
GAP90_95_2	0.670
	(1.49)
GAP95_100_2	0.368
	(3.32)**
NumberDays	0.997
	(5.40)**
N	483,843

* p<0.05; ** p<0.01

Джерело: власні розрахунки

Таблиця 16. GAP3 (відхилення ставки учасника у відсотках в нульовому раунді порівняно з очікуваною вартістю (ExpVal)), для лотів з 3ма і більше учасниками

1	Date	1.000
		(1.72)
	IsVATincluded	1.014
		(0.67)
	NumberBidders	0.986
		(4.11)**
	2bn.Purchase	1.032
		(1.70)
	3.Purchase	1.941
		(30.78)**
	2bn.Region	0.922
		(4.06)**
	3.Region	0.989
		(0.45)
	4.Region	0.874
		(6.37)**
	5.Region	1.579
		(1.76)
	BelowThresholdness	0.374
		(59.90)**
	GAP0_5_2	1.268
		(7.18)**
	GAP5_10_2	2.328
		(24.45)**
	GAP10_15_2	2.996
		(31.32)**
	GAP15_20_2	3.510
		(34.90)**
	GAP20_25_2	4.076
		(38.12)**
	GAP25_30_2	4.594
		(40.01)**
	GAP30_35_2	4.419
		(37.49)**
	GAP35_40_2	5.303
		(40.04)**
	GAP40_45_2	5.901
		(40.16)**
	GAP45_50_2	5.909
		(36.53)**
	GAP50_55_2	7.250
		(38.83)**
	GAP55_60_2	7.920
		(34.40)**
	GAP60_65_2	7.267
		(28.28)**
	GAP65_70_2	8.610
		(25.54)**
	GAP70_75_2	9.578
		(22.04)**
	GAP75_80_2	10.833
		(19.43)**
	GAP80_85_2	9.729
		(14.14)**

	GAP85_90_2	13.605
		(11.40)**
	GAP90_95_2	23.784
		(15.01)**
	GAP95_100_2	4.038e+30
		(0.58)
	NumberDays	0.988
		(12.74)**
2	Date	0.998
		(4.06)**
	IsVATincluded	1.540
		(2.27)*
	NumberBidders	0.783
		(6.03)**
	2bn.Purchase	1.352
		(2.06)*
	3.Purchase	1.700
		(3.00)**
	2bn.Region	0.654
		(2.67)**
	3.Region	0.705
		(1.63)
	4.Region	0.900
		(0.65)
	5.Region	0.320
		(0.25)
	BelowThresholdness	0.272
		(9.47)**
	GAP0_5_2	1.814
		(1.93)
	GAP5_10_2	2.650
		(3.01)**
	GAP10_15_2	4.095
		(4.37)**
	GAP15_20_2	3.645
		(3.83)**
	GAP20_25_2	2.905
		(2.92)**
	GAP25_30_2	4.894
		(4.49)**
	GAP30_35_2	5.275
		(4.62)**
	GAP35_40_2	8.790
		(6.17)**
	GAP40_45_2	5.275
		(3.99)**
	GAP45_50_2	9.167
		(5.57)**
	GAP50_55_2	5.578
		(3.46)**
	GAP55_60_2	10.978
		(5.01)**
	GAP60_65_2	7.067
		(3.10)**
	GAP65_70_2	3.982
		(1.36)
	GAP70_75_2	17.964

		(4.36)**
	GAP75_80_2	0.963
		(0.01)
	GAP80_85_2	29.393
		(4.32)**
	GAP85_90_2	0.918
		(0.01)
	GAP90_95_2	0.373
		(0.10)
	GAP95_100_2	1.389e+26
	NumberDays	0.985
		(1.90)
3	Date	0.997
		(37.07)**
	IsVATincluded	2.288
		(25.88)**
	NumberBidders	0.863
		(23.93)**
	2bn.Purchase	0.705
		(12.24)**
	3.Purchase	0.992
		(0.27)
	2bn.Region	0.629
		(18.00)**
	3.Region	1.317
		(8.92)**
	4.Region	0.918
		(3.23)**
	5.Region	0.360
		(2.26)*
	BelowThresholdness	0.076
		(113.37)**
	GAP0_5_2	2.557
		(22.54)**
	GAP5_10_2	2.329
		(18.60)**
	GAP10_15_2	2.609
		(20.44)**
	GAP15_20_2	2.640
		(19.59)**
	GAP20_25_2	2.666
		(18.60)**
	GAP25_30_2	2.548
		(16.29)**
	GAP30_35_2	2.518
		(14.99)**
	GAP35_40_2	2.419
		(12.81)**
	GAP40_45_2	2.721
		(13.31)**
	GAP45_50_2	2.640
		(11.26)**
	GAP50_55_2	2.678
		(9.80)**
	GAP55_60_2	2.590
		(7.44)**
	GAP60_65_2	2.255

		(5.19)**
	GAP65_70_2	3.584
		(7.29)**
	GAP70_75_2	2.007
		(2.53)*
	GAP75_80_2	2.242
		(2.70)**
	GAP80_85_2	3.150
		(3.33)**
	GAP85_90_2	3.522
		(2.44)*
	GAP90_95_2	0.425
		(0.70)
	GAP95_100_2	2.098e+27
		(0.52)
	NumberDays	1.009
		(12.49)**
4	Date	1.000
		(2.02)*
	IsVATincluded	0.946
		(3.68)**
	NumberBidders	1.172
		(73.04)**
	2bn.Purchase	0.948
		(3.73)**
	3.Purchase	0.853
		(8.01)**
	2bn.Region	0.917
		(5.86)**
	3.Region	0.988
		(0.66)
	4.Region	0.871
		(8.87)**
	5.Region	1.458
		(1.96)*
	BelowThresholdness	1.076
		(5.65)**
	GAP0_5_2	1.439
		(16.88)**
	GAP5_10_2	2.057
		(31.58)**
	GAP10_15_2	2.255
		(34.61)**
	GAP15_20_2	2.325
		(34.43)**
	GAP20_25_2	2.377
		(33.92)**
	GAP25_30_2	2.358
		(31.79)**
	GAP30_35_2	2.259
		(28.78)**
	GAP35_40_2	2.295
		(26.80)**
	GAP40_45_2	2.292
		(24.45)**
	GAP45_50_2	2.210
		(20.63)**

GAP50_55_2	2.208 (18.76)**
GAP55_60_2	2.242 (15.47)**
GAP60_65_2	2.324 (13.94)**
GAP65_70_2	2.164 (9.87)**
GAP70_75_2	1.734 (5.28)**
GAP75_80_2	1.753 (4.26)**
GAP80_85_2	1.779 (3.40)**
GAP85_90_2	1.665 (1.90)
GAP90_95_2	1.094 (0.28)
GAP95_100_2	5.227e+24 (0.45)
NumberDays	0.998 (2.52)*
N	315,285

* p<0.05; ** p<0.01

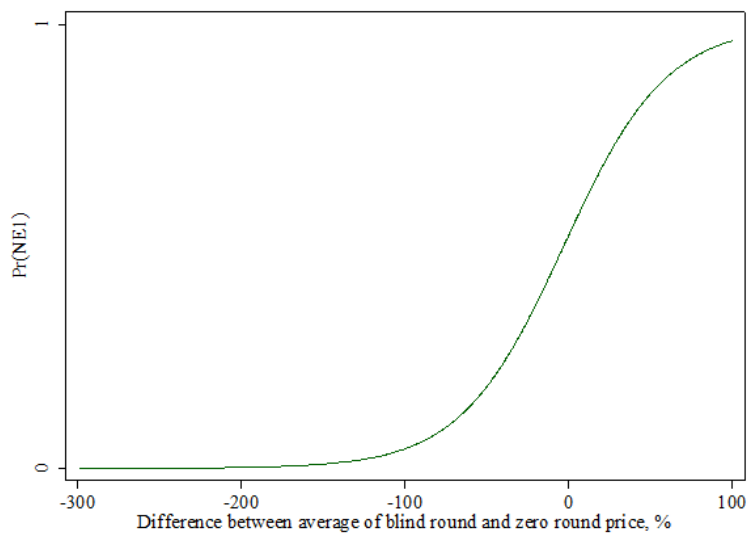
Джерело: власні розрахунки

Рисунок 4. Відхилення ціни учасника в нульовому раунді відносно середньої ставок учасників нульового раунду і NE1

Джерело: власні розрахунки

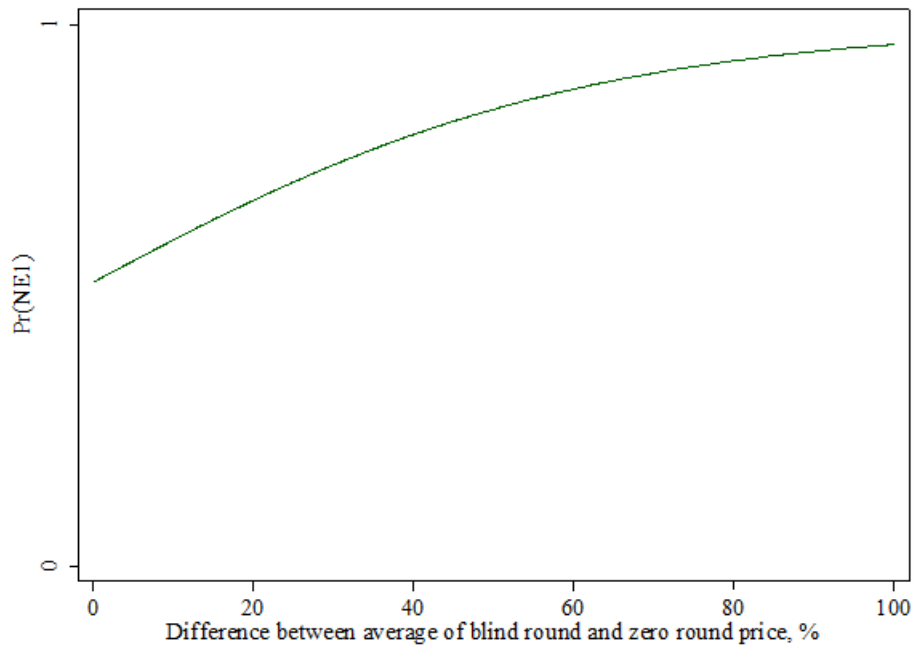


Рисунок 5. Відхилення ціни учасника в нульовому раунді відносно середньої ставок учасників нульового раунду і NE1 ($GAP1 > 0$)

Джерело: власні розрахунки

ВИКОРИСТАНА ЛІТЕРАТУРА

- Antonis Megremis. Abnormally low tenders. COSTandVALUE, 2015
- Jason Coppel. Abnormally low tenders: a litigator's perspective. QC 15 October 2013
- S. Arrowsmith. The Law of Public and Utilities Procurement. 1996
- Sweet & Maxwell S. Arrowsmith. The Law of Public and Utilities Procurement. 2. ed., 2005
- Sweet & Maxwell S. Arrowsmith. The Purpose of the EU Procurement Directives: Ends, Means and the Implications for National Regulatory Space for Commercial and Horizontal Procurement Policies. In C. Barnard, M. Gehring and I. Solanke (eds.), Cambridge Yearbook of European Legal Studies, 2011-2012
- Наказ Міністерства економічного розвитку і торгівлі України «Про затвердження національного класифікатора України ДК 021:2015 та скасування національного класифікатора України ДК 021:2007

ЕФЕКТ МАСШТАБУ В СИСТЕМІ ПУБЛІЧНИХ ЗАКУПІВЕЛЬ PROZORRO: ОЧІКУВАНИЙ ЕФЕКТ ВІД ЦЕНТРАЛІЗАЦІЇ

КАТЕРИНА МАРУЦАК

Київська школа економіки

АДАМ ГАЦІШИН

Київська школа економіки

ОЛЕКСАНДР СУХОМЛИН

Київська школа економіки

АНДРІЙ ТАРАСЕНКО¹

Київська школа економіки

АНОТАЦІЯ

Централізація публічних закупівель може бути джерелом зниження державних витрат за рахунок ефекту масштабу. Для дослідження його дії в публічних закупівлях було проаналізовано взаємозв'язок між обсягом тендерної закупівлі та ціною на одиницю товару за контрактом для 12 товарів харчової промисловості. В результаті проведеного дослідження виявлено, що збільшення обсягу закупівель за рахунок централізації може знизити ціну за одиницю при закупівлі борошна, буряка, капусти, картоплі, свинини, цибулі, яблук та яловичини, в той час як для закупівель цукру, макаронних виробів та вершкового масла вагомого ефекту не спостерігалось. Це свідчить про те, що централізація публічних закупівель може підвищити ефективність використання бюджетних коштів, що відповідає цілям проекту Prozorro.

Ключові слова: публічні закупівлі, Прозорро, ефект масштабу, централізація

Коди JEL (Журналу економічної літератури): D44, H57, D49

1. Вступ

Закупівлі товарів та послуг за рахунок державного бюджету є значною частиною ВВП України, розмір якого в 2017 році сягнув 1028,86 млрд. грн². За оцінками Міністерства економічного розвитку та торгівлі України, за допомогою Prozorro можна досягти показника економії державних витрат в розмірі 10% завдяки збільшенню конкуренції та підвищенню прозорості закупівельних процедур³. Prozorro є електронною системою, призначеною для збільшення прозорості та ефективності використання державних коштів шляхом спрощення можливостей моніторингу для громадянського суспільства та більшої конкуренції між постачальниками товарів та послуг. На даний момент одним із основних напрямків роботи МЕРТ є підвищення ефективності державних закупівель. Одним із

¹ atarasenko@kse.org.ua

² Витрати Державного бюджету України. Ресурс: <http://www.cost.ua/budget/expenditure/>

³ Грибановський, Чміль, Шаповал та інші. «Чи є економія в Прозорро» Ресурс: <https://www.epravda.com.ua/cdn/cd1/2017/03/chy-ye-ekonomiya-v-prozorro/index.html>

перспективних шляхів підвищення ефективності є застосування інструменту централізації, що полягає в здійсненні централізованих замовлень товарів та послуг замість здійснення замовлень кожним державним підприємством окремо. Основним джерелом економії від централізації є ефект «економії від масштабу», що полягає в зменшенні ціни товару або послуги на одиницю через збільшення масштабів закупівлі. Нашим завданням було перевірити, чи працює ця концепція для українського ринку державних закупівель та чи зможе централізація призвести до ще більшої економії бюджетних коштів.

2. Огляд літератури

Ефект «економії від масштабу» – класична концепція економічної теорії, яка полягає в зниженні середніх витрат на одиницю продукції при збільшенні виробництва в короткостроковому періоді (Ліндман, 2000⁴). Дія цього ефекту також проявляється в закупівлях сировини та матеріалів, створюючи різницю між оптовими цінами, за якими юридичні особи закуповують великі партії товару, та роздрібними цінами в торгівельних мережах. Якщо екстраполювати дію цього ефекту на сферу державних закупівель товарів та послуг, збільшення обсягів дозволяє отримати значне зменшення вартості товару та отримати кращий рівень обслуговування за нижчу ціну (OECD, 2000⁵). Проте, незважаючи на вагоме значення цього ефекту для підвищення ефективності використання бюджетних коштів, в теоретичній та емпіричній літературі цьому питанню приділено незначну увагу.

Вчені Університету Перугія Луїджі Альбано та Марко Спарро⁶ (2010) стверджують, що збільшення вартості контракту в разі централізації збільшує ринкову владу замовника та привабливість контракту на ринку, яка, в свою чергу, збільшує кількість гравців, зменшуючи ціну на одиницю. В 2012 році, аналізуючи дані контрактів з закупівлі медикаментів в італійських лікарнях, вчені Бальді та Ванонні⁷ (2012) довели, що ціни при централізованих закупівлях є значно нижчими, ніж при децентралізованих закупівлях. При цьому, вони показали, що в регіонах з більшим рівнем корупції цей ефект є значно нижчим. Ці наукові здобутки свідчать про те, що централізація, пов'язана з ефектом масштабу, є одним із головних джерел збільшення економії при проведенні публічних закупівель.

⁴ Lindeman, J. B. (2002). *Microeconomics*. Hauppauge, NY: Barron's Educational Series.

⁵ Centralised and Decentralised Public Procurement. (2000). SIGMA Papers. doi:10.1787/5kml60w5dxr1-en

⁶ Albano, G. L., & Sparro, M. (2010). Flexible Strategies for Centralized Public Procurement. *Review of Economics and Institutions*, 1(2). doi:10.5202/rei.v1i2.17

⁷ Baldi, S., & Vannoni, D. (2015). The impact of centralization on pharmaceutical procurement prices: the role of institutional quality and corruption. *Regional Studies*, 51(3), 426-438. doi:10.1080/00343404.2015.1101517

3. Статистичний аналіз

Обираючи основний аналітичний метод, ми шукали такий, який був би водночас простим і якомога точніше описував дані, мінімізуючи суму квадратів похибок. Для того, щоб протестувати наявність економії від масштабу на ринку публічних закупівель України, ми розглянули 3 наступні економетричні моделі: лінійну залежність між ціною за одиницю товару і кількістю одиниць товару в одному лоті, лінійну залежність з log-трансформацією основної незалежної змінної (кількість одиниць товару в лоті) та залежність, в якій обидві змінні (залежна – ціна за одиницю товару та основна незалежна змінна) log-трансформовані. Основною моделлю, на якій базуються наші результати, є лінійна модель з логарифмованими змінними. Результати даної моделі надають найбільш статистично значущі коефіцієнти та найвищий коефіцієнт детермінації. Крім того, розподіл значень цін і обсягів закупівель є достатньо зміщеним, а логарифмування дозволяє наблизити розподіл до нормального (з метою задовольнити припущення методу найменших квадратів і зменшити вплив аутласерів).

Отже, ми моделюємо нелінійні співвідношення з використанням логарифмічних форм в лінійній регресійній моделі. Тому наша модель є лінійною за параметрами і виглядає наступним чином:

$$\ln y_k = \beta_0 + \beta_{1k} \ln x_{1k} + \beta_{2k} x_{2k} + \beta_{3k} \delta_{1k} + \beta_{4k} \delta_{2k} + \varepsilon_k,$$

де y_k – ціна за одиницю товару;

x_{1k} – кількість одиниць товару в лоті;

x_{2k} – кількість учасників (конкурентів) в одній закупівлі;

δ_{1k} – бінарна змінна, що визначає тип закупівлі лише з одним конкурентом;

δ_{2k} – бінарна змінна, що визначає тип закупівлі (допорогова або відкрита торги);

k – ідентифікатор товару. Так як ми аналізуємо 12 товарів, $k = \overline{1; 12}$.

Результати основної моделі та двох інших представлені в додатках.

З бази даних ProZorro була завантажена інформація про наступні показники:

- ціна за лот;
- кількість учасників;
- кількість одиниць товару в лоті.

4. Висновки

Результати регресійного аналізу показали, що ефект від масштабу присутній на більшості ринків досліджуваних товарів. Так, найбільше зниження ціни за одиницю товару спостерігається на ринках цибулі ріпчастої та буряку (у відповідь на збільшення кількості товару у лоті на 1%, ціна знижується на 0.54% та на 0.48% відповідно).

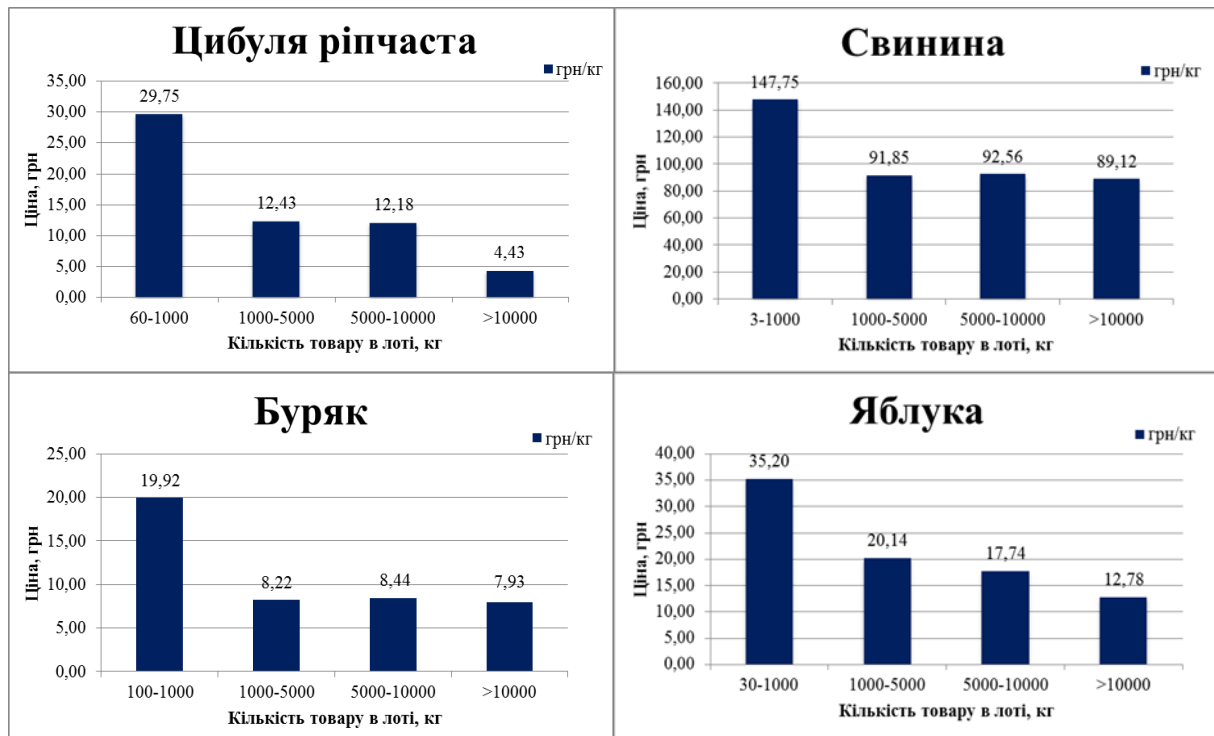


Рисунок 1. Динаміка цін на одиницю продукції

Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Prozorro⁸

Наявність економії при збільшенні обсягу закупівлі також спостерігається на ринках таких товарів, як яловичина, свинина, яблука, капуста, борошно, картопля.

⁸ <https://public.api.openprocurement.org/api/0/tenders>

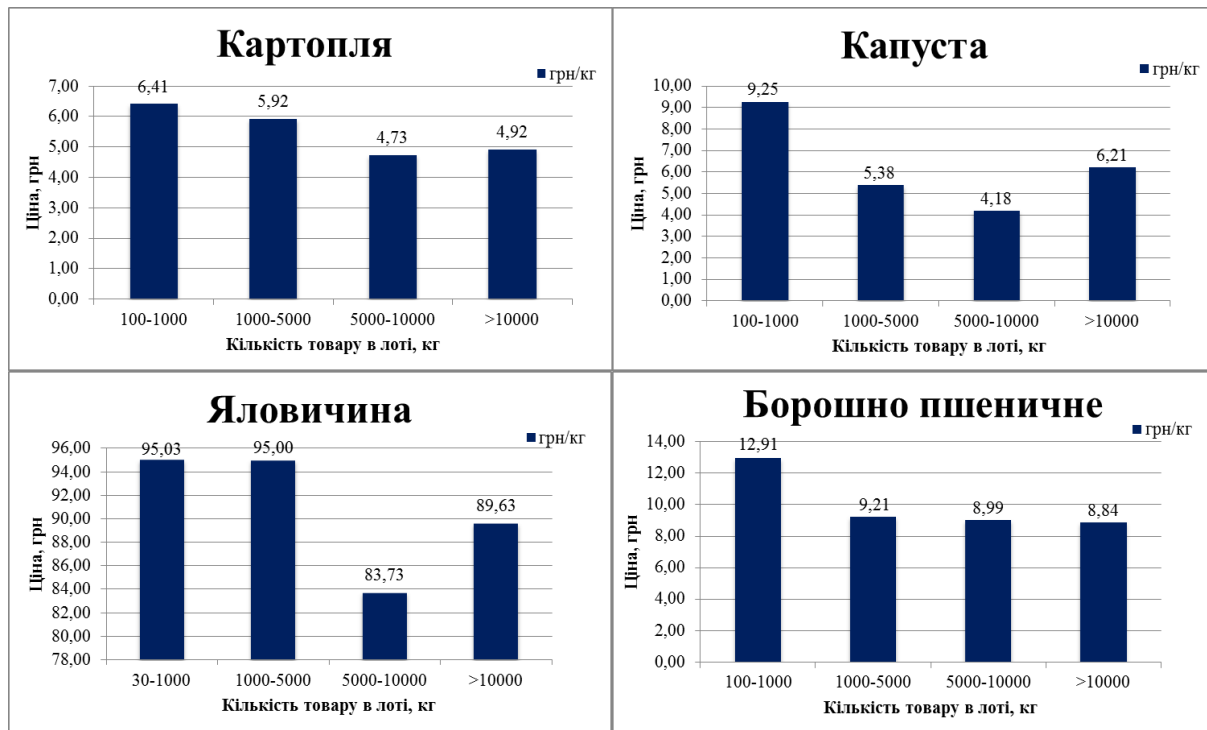


Рисунок 2. Динаміка цін на одиницю продукції

Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Prozorro⁹

На ринках вершкового масла, макаронних виробів та цукру ефект економії від масштабу відсутній (Рис. 3). При цьому, динаміка цін на ринку цукру суперечить класичній економічній теорії, адже зі збільшенням розміру закупівлі ціна цукру за кілограм зростає, але вплив кількості товару в лоті на ціну за одиницю товару виявився статистично незначущим. Наявна тенденція на ринках цукру та макаронних виробів може бути пов'язана з тим, що ці товари є продуктами з тривалим терміном зберігання. Тому можна припустити, що постачальники, очікуючи спаду попиту на продукцію після масштабних закупівель, підвищують ціну за одиницю продукції саме для великих за обсягом лотів.

У свою чергу, поведінка цін на ринку курячих яєць є достатньо неоднозначною (Рис. 3), але зміна ціни є незначною, адже вплив кількості товару в лоті на ціну за одиницю товару також виявився статистично незначущим.

⁹ <https://public.api.openprocurement.org/api/0/tenders>

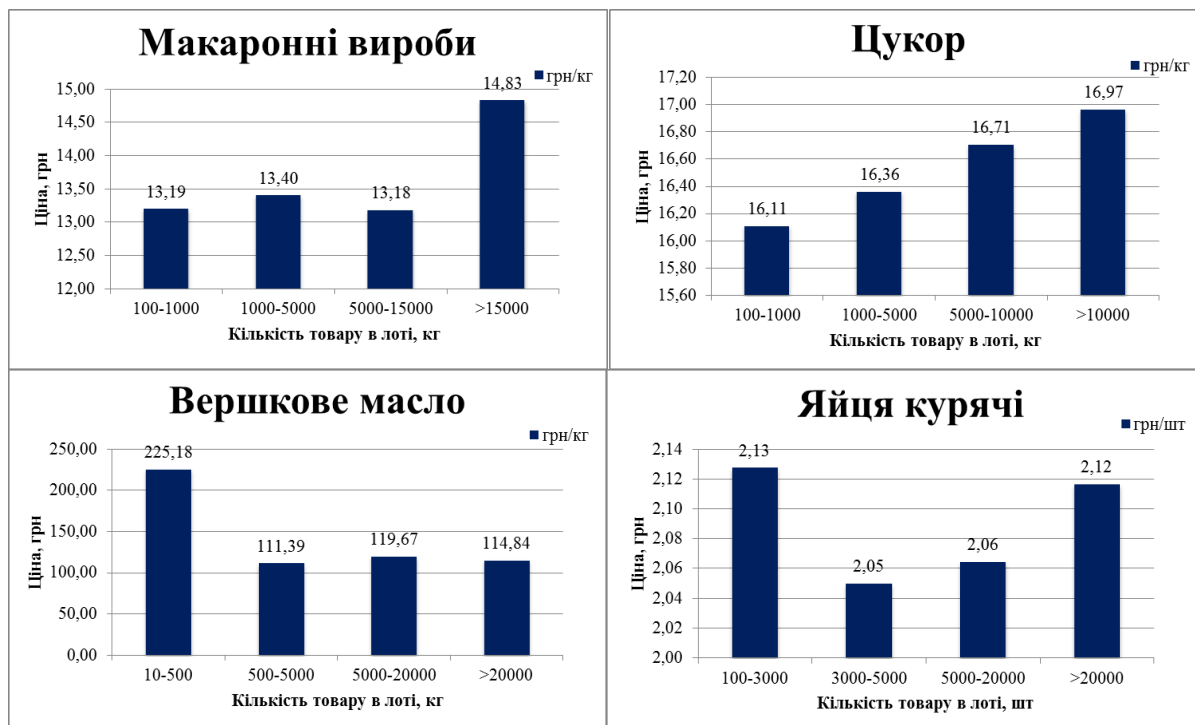


Рисунок 3. Динаміка цін на одиницю продукції

Джерело: Розрахунки авторів на основі даних ProZorro¹⁰

Наявність ефекту від масштабу для більшості досліджуваних товарів свідчить про те, що завдяки централізації закупівель стане можливим підвищення економії, отриманої в результаті проведення конкурентної процедури закупівлі. Ефект масштабу є найбільш значущим для закупівлі буряку та цибулі, централізація яких з великою ймовірністю призведе до зниження витрат державних закладів. Схожа ситуація спостерігається для ринків яловичини, свинини, яблук, капусти, борошна та картоплі. При цьому, централізація не є доцільною для закупівель цукру, вершкового масла, макаронних виробів та яєць, адже для цих товарів ефект «економії від масштабу» відсутній. З огляду на те, що така ситуація на ринках даних товарів спричинена прагненням постачальників максимізувати власний прибуток, та є цілком закономірною з точки зору економіки, поява «ефекту масштабу» для даних товарів можлива у результаті інтервенцій з боку держави. Так, серед потенційних дій державних органів можуть бути пряме регулювання закупівель цукру та макаронних виробів через встановлення жорсткого контролю за цінами на великі закупівлі, пряме чи непряме стимулювання постачальників знижувати ціну зі збільшенням обсягу закупівлі.

¹⁰ <https://public.api.openprocurement.org/api/0/tenders>

Таким чином, наявність ефекту масштабу на ринках продовольчих товарів свідчить про можливість його існування і на інших ринках, що може стати сприятливою областю для майбутніх досліджень, метою яких є підвищення ефективності функціонування Prozorro та збільшення обсягів економії державних коштів за допомогою даної конкурентної платформи.

Додаток А

Ціна за одиницю товару в лоті порахована діленням ціни лота на кількість одиниць товару у лоті. В результаті роботи з даними, ми отримали 6778 спостережень для 12 продуктових товарів (для кожного як мінімум 211 спостережень), включно з допороговими закупівлями та закупівлями за конкурентною процедурою з квітня 2016 по вересень 2017.

Результати побудови трьохтипів регресійних моделей для кожного з вивчаємих товарів подані у таблиці 1.

Таблиця 1. Порівняння коефіцієнтів 3 моделей лінійних регресій

Товар	Кількість спостережень	Зміна ціни на одиницю від кожної додаткової 1000 одиниць	Зміна ціни на одиницю від 1 % зростання кількості одиниць	Еластичність зміни ціни від зміни кількості одиниць в лоті
Борошно	261	-0.09*	-2***	-0.14***
Буряк	211	-0.58*	-6.02***	-0.48***
Капуста	283	-0.04*	-1.74	-0.24***
Картопля	276	-0.01	-0.55***	-0.10***
Макарони	691	0.03	0.02	0.0008
Вершкове масло	2093	-0.68*	-3.38*	-0.03
Свинина	410	-5.79*	-107.3	-0.24***
Цибуля	252	-3.29***	-8.99***	-0.54***
Яблука	265	-0.76	-19.46***	-0.32***
Яловичина	256	-0.89	-4.26**	-0.04**
Яйця	1041	0.0002	-0.03*	-0.02*
Цукор	739	0.03*	0.12	0.01

* коефіцієнт є статистично значущим для 90% довірчого рівня;

** коефіцієнт є статистично значущим для 95% довірчого рівня;

*** коефіцієнт є статистично значущим для 99% довірчого рівня.

Джерело: Розрахунки авторів на основі даних Prozorro ¹¹

¹¹ <https://public.api.openprocurement.org/api/0/tenders>

Додаток Б. Результати регресій на основі побудови моделей в Stata

Model: $\ln(\text{Price}) = \ln(\text{Numb}) + \text{Comp} + \text{SComp} + \text{DZ}$

	Борошно lPrice	Буряк lPrice	Капуста lPrice	Картопля lPrice	Макарони lPrice	Масло lPrice
lNumb	-0.136*** (-5.98)	-0.475*** (-11.58)	-0.240*** (-7.40)	-0.101*** (-5.85)	0.000763 (0.11)	-0.0247 (-1.82)
Comp	0.0246 (1.29)	-0.00823 (-0.22)	0.0229 (0.63)	0.00254 (0.13)	0.00944 (1.54)	0.00543 (0.89)
SComp	0.208* (2.55)	-0.0338 (-0.23)	0.0999 (0.95)	-0.00815 (-0.13)	-0.0314 (-1.35)	0.00250 (0.12)
DZ	-0.519*** (-5.16)	-1.460*** (-4.66)	-0.826*** (-6.46)	-0.316*** (-5.52)	-0.00975 (-0.19)	0.233*** (5.91)
_cons	3.614*** (14.77)	7.088*** (14.54)	4.221*** (12.32)	2.801*** (14.52)	2.555*** (32.97)	4.959*** (46.61)
N	261	211	283	276	691	2093
R^2	0.18	0.38	0.19	0.115	0.0015	0.06
	Свинина lPrice	Цибуля lPrice	Яблука lPrice	Яловичина lPrice	Яйця lPrice	Цукор lPrice
lNumb	-0.243*** (-5.73)	-0.540*** (-16.07)	-0.319*** (-6.90)	-0.0435** (-2.95)	-0.0154* (-2.22)	0.00755 (1.64)
Comp	0.0164 (0.46)	-0.0161 (-0.41)	-0.0265 (-0.54)	-0.0251 (-1.86)	0.0248** (2.66)	0.0138** (3.05)
SComp	-0.159* (-2.15)	-0.0293 (-0.22)	0.100 (0.86)	-0.120** (-2.68)	0.00617 (0.28)	-0.00848 (-0.68)
DZ	-0.481*** (-4.74)	-1.309*** (-3.79)	-1.302*** (-5.93)	-0.105* (-2.02)	-0.181*** (-4.51)	-0.0110 (-0.63)
_cons	6.554*** (18.82)	7.632*** (17.60)	6.320*** (12.02)	4.982*** (35.83)	0.969*** (10.24)	2.713*** (54.65)
N	410	251	265	256	1041	739
R^2	0.22	0.46	0.295	0.06	0.03	0.05

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Model: Price=ln(Numb)+Comp+SComp+DZ

	Борошно Price	Буряк Price	Капуста Price	Картопля Price	Макарони Price	Масло Price
lnNumb	-2.002*** (-4.79)	-6.020*** (-9.45)	-1.744*** (-7.10)	-0.552*** (-5.53)	0.0186 (0.21)	-3.381* (-2.36)
Comp	0.302 (1.02)	-0.722 (-1.36)	0.129 (0.49)	-0.0398 (-0.34)	0.106 (1.33)	0.306 (0.27)
SComp	3.792** (2.63)	-1.010 (-0.46)	0.837 (1.11)	-0.141 (-0.38)	-0.388 (-1.32)	-0.198 (-0.07)
DZ	-6.969*** (-4.14)	-21.26*** (-4.02)	-4.947*** (-5.41)	-1.502*** (-4.72)	-0.291 (-0.42)	-28.55*** (-4.81)
_cons	30.34*** (6.87)	79.81*** (9.75)	24.07*** (9.19)	11.71*** (10.43)	13.29*** (12.86)	151.5*** (11.70)
N	261	211	283	276	691	2093
R^2	0.16	0.34	0.19	0.1	0.01	0.04
	Свинина lPrice	Цибуля lPrice	Яблука lPrice	Яловичина lPrice	Яйця lPrice	Цукор lPrice
lnNumb	-107.3 (-1.55)	-8.992*** (-12.09)	-19.46*** (-4.18)	-4.255** (-3.08)	-0.0299* (-2.22)	0.116 (1.55)
Comp	15.56 (0.97)	-0.890 (-1.09)	-1.727 (-0.70)	-2.660* (-2.00)	0.0498** (2.66)	0.222** (2.89)
SComp	-6.276 (-0.18)	-1.781 (-0.61)	7.674 (0.97)	-10.64* (-2.35)	0.0161 (0.37)	-0.119 (-0.58)
DZ	-205.5 (-1.51)	-24.23** (-3.17)	-72.85*** (-4.64)	-10.43 (-1.87)	-0.365*** (-4.63)	-0.175 (-0.61)
_cons	964.0 (1.79)	109.7*** (11.05)	235.6*** (4.90)	140.3*** (10.21)	2.602*** (14.20)	15.17*** (18.43)
N	410	251	265	256	1041	739
R^2	0.1	0.35	0.23	0.05	0.03	0.05

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Model: Price=Numb/1000+Comp+SComp+DZ

	Борошно Price	Буряк Price	Капуста Price	Картопля Price	Макарони Price	Масло Price
Numbth	-0.0910* (-2.23)	-0.584* (-2.43)	-0.0433* (-2.50)	-0.0109 (-1.39)	0.0298 (1.04)	-0.683* (-2.38)
Comp	0.0508 (0.17)	-1.835** (-2.93)	0.133 (0.44)	-0.0726 (-0.60)	0.0989 (1.25)	0.121 (0.11)
SComp	4.024** (2.62)	-2.105 (-0.82)	1.250 (1.51)	0.0949 (0.25)	-0.390 (-1.33)	0.184 (0.06)
DZ	-5.000* (-2.33)	-16.83** (-2.80)	-2.999*** (-3.63)	-0.926* (-2.20)	-0.0359 (-0.04)	-24.07*** (-5.56)
_cons	14.37*** (5.88)	36.46*** (5.76)	8.716*** (7.21)	6.561*** (12.49)	13.13*** (15.28)	128.3*** (30.72)
N	261	211	283	276	691	2093
R^2	0.07	0.14	0.03	0.02	0.02	0.04
	Свинина lPrice	Цибуля lPrice	Яблука lPrice	Яловичина lPrice	Яйця lPrice	Цукор lPrice
Numbth	-5.790* (-2.11)	-3.292*** (-7.07)	-0.759 (-1.91)	-0.886 (-1.45)	0.000136 (0.87)	0.0320* (2.43)
Comp	-5.475 (-0.74)	-0.995 (-1.05)	-1.013 (-0.45)	-3.189* (-2.31)	0.0441* (2.35)	0.246** (3.17)
SComp	4.984 (0.12)	-0.938 (-0.29)	14.92 (1.65)	-10.63* (-2.33)	0.0141 (0.33)	-0.0750 (-0.36)
DZ	-23.80 (-1.19)	-21.58** (-2.65)	-46.11** (-2.70)	-7.102 (-1.22)	-0.241** (-2.86)	0.302 (0.85)
_cons	164.1*** (5.49)	51.99*** (6.13)	68.85*** (3.70)	112.6*** (13.74)	2.223*** (22.87)	15.38*** (33.52)
N	410	251	265	256	1041	739
R^2	0.003	0.205	0.06	0.04	0.025	0.057

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001