

# ЯК ПРОЦЕНТНА СТАВКА ВПЛИВАЄ НА ВАЛЮТНИЙ КУРС?

АДАМ ГАЩИШИН<sup>а</sup>, КАТЕРИНА МАРУЩАК<sup>а</sup>, ОЛЕКСАНДР СУХОМЛИН<sup>б</sup>,  
АНДРІЙ ТАРАСЕНКО<sup>с</sup>

<sup>а</sup>Київська школа економіки, Київ, Україна

E-mail: [ahashchyshyn@kse.org.ua](mailto:ahashchyshyn@kse.org.ua)

[kmarushchak@kse.org.ua](mailto:kmarushchak@kse.org.ua)

<sup>б</sup>Національний банк України

E-mail: [osukhomlyn@kse.org.ua](mailto:osukhomlyn@kse.org.ua)

<sup>с</sup>Мангаймський університет, Мангайм, Німеччина

E-mail: [atarasenko@kse.org.ua](mailto:atarasenko@kse.org.ua)

## Анотація

Одним із найважливіших питань для центральних банків є розуміння впливу підвищення ключової ставки на обмінний курс національної валюти. Мета статті – дослідити прояви і розмір цього впливу, використовуючи дослідження, проведені в 30 країнах, та застосовуючи метааналіз для агрегування даних. Як свідчать результати, короткостроковий вплив зміни облікової ставки на валютний курс є прямим і статистично значущим, хоча економічний вплив є слабким, а довгостроковий вплив – незначним. Достовірність емпіричних даних підкріплена відсутністю підстав вважати проаналізовані дослідження заангажованими. Отримані результати свідчать про те, що підвищення облікової ставки в Україні може призвести до короткострокової ревальвації гривні.

## Класифікація JEL

E43, E52, E58, Y90

## Ключові слова

валютний курс, процентна ставка, облікова ставка, метааналіз, монетарна політика, трансмісійний механізм.

## 1. ВСТУП

В епоху гнучкого режиму курсоутворення та зосередження незалежних центральних банків на ціновій стабільності валютні курси втратили пріоритет у рішеннях економічної політики. Тим часом продовжує розвиватися дискусія щодо важливості врахування коливань валютних курсів у відкритій економіці. З одного боку, вплив монетарної політики на вартість національної валюти є незаперечним, оскільки обмінний курс залишається як вагомим компонентом трансмісійного механізму, так і фактором, що відображає різницю між країнами у процентних ставках через непокритий паритет процентних ставок (Taylor, 2001). З іншого боку, Obstfeld and Rogoff (1995) та інші автори застерігають, що і в короткостроковій, і в довгостроковій перспективі, значні відхилення від паритету купівельної спроможності, спричинені політикою стабілізації валютного курсу, є небажаними для економіки. Таким чином, розуміння обсягу впливу засобів монетарної політики, особливо облікової ставки, на подальші коливання валютного курсу має надзвичайне значення для центральних банків, які прагнуть приймати розсудливі та виправдані рішення.

Незважаючи на те, що існує міцне теоретичне обґрунтування випадків ревальвації валюти через підвищення внутрішніх процентних ставок, не варто

приймати рішення лише на основі теорії. Головним чином із тієї причини, що існує величезна кількість специфічних для країни факторів, які можуть впливати на зв'язок між процентною ставкою і валютним курсом, роблячи цей зв'язок як економічно, так і статистично незначущим.

Можливість проводити емпіричні дослідження такого зв'язку в Україні обмежена через недостатню кількість даних: до 2014 року Національний банк підтримував стабільний валютний курс, використовуючи валютні інтервенції за режиму фіксованого обмінного курсу. Тому висновку про такий зв'язок можна дійти через аналіз досвіду інших країн та проведення метааналізу існуючих досліджень, відповідаючи на запитання: “До яких коротко- та довгострокових наслідків для курсу національної валюти призводить підвищення процентної ставки?”.

У цій статті розглядаються кілька емпіричних досліджень зв'язку між процентною ставкою і валютним курсом та агрегуються результати таких досліджень за допомогою методів метааналізу. У дослідженні також перевіряється достовірність результатів, описаних у публікаціях, та їхня неупередженість: чи не були опубліковані лише потрібні результати, і чи не залишилися неопублікованими багато інших результатів через їхню невідповідність теорії та статистичну незначущість? У розділі 2 описано існуючі теоретичні та

емпіричні дані про зв'язок між процентною ставкою та валютним курсом. У розділах 3 і 4 описано параметри даних і використано методологію. Розділ 5 містить результати, що ґрунтуються на проаналізованих працях.

Це дослідження засвідчує наявність позитивних та статистично значущих короткострокових впливів підвищення процентної ставки на валютний курс. Дослідження містить статистичні дані для прогнозування наслідків підвищення ключової ставки для динаміки курсу гривні і може стати в нагоді Національному банку України.

## 2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Стандартні теоретичні моделі міжнародної макроекономіки (такі як модель Манделла-Флемінга, модель Дорнбуша) передбачають зв'язок між змінами процентної ставки та валютного курсу через паритет процентної ставки. Тобто через нього зникають потенційні можливості арбітражу, оскільки априорі неможливо отримати надлишкові надходження через зберігання депозитів чи фінансових активів в одній або іншій країні (Engel, 2015). Наприклад, коли процентна ставка підвищується в одній країні, додаткові прибутки від інвестицій у її фінансові активи незабаром зникнуть через ревальвацію її валюти. Dornbusch (1976) надає детальніше пояснення цього каналу як компонента валютного курсу в процесі адаптування до економічного розвитку. Короткостроково валюта девальвує у відповідь на зменшення попиту і зміни умов торгівлі. У свою чергу, одночасно відбувається посилення інфляції (хоча підвищення цін може також супроводжуватися ревальвацією валюти).

Хоча зазначені зв'язки виглядають прямими в теорії, кілька десятиліть емпіричних досліджень засвідчують, що зазвичай вони не спрацьовують (Blinder, 2006). Отримані оцінки різняться в своїх проявах та величині коефіцієнтів. Часто дані є статистично незначущими. Наприклад, Gould & Kamir (2000) аналізували цей зв'язок у Кореї, Мексиці, Філіппінах, Індонезії, Малайзії і Таїланді під час азійської фінансової кризи. Вони зазначили, що тести Грейнджера не демонструють статистично значущого причинно-наслідкового зв'язку в жодному з випадків. Автори дійшли висновку, що хоч монетарна політика може мати важливий вплив на коливання валютного курсу, для того, щоб побачити ці ефекти з реальних даних, потрібен значний проміжок часу. Eichenbaum and Evans (1995) зазначають, що хоча шок від обмежувальної монетарної політики призводить до ревальвації валюти, постійні зміни реального валютного курсу роблять короткостроковий характер коригування сумнівним, як і передбачає паритет процентних ставок.

Хоч і може здаватися, що на розвинутих фінансових ринках можливо швидше вплинути на валютний курс, загалом результати змішані навіть у розвинутих країнах. Наприклад, під час вивчення зв'язку між процентними ставками та валютним курсом у США, Німеччині, Японії та Об'єднаному Королівстві Meese and Rogoff (1985) не виявили достатньо доказів для підтвердження стабільного систематичного зв'язку між цими двома змінними. Схожим чином, коли Coe and Golub (1986) досліджували відношення між процентними ставками та валютним курсом у 18 країнах ОЕСР, виявилось, що лише в чотирьох із них (Австрії, Німеччині, Бельгії та Франції) підвищення довгострокового диференціала

процентної ставки мало статистично значущий вплив на ревальвацію валюти країни.

Часто результати багатьох досліджень на цю тему піддаються палкому обговоренню через використані методи вимірювання. Edison and Pauls (1993), а також Baxter (1994) не виявили статистично значущого впливу процентних ставок на валютний курс під час використання методів коінтеграції Енгла-Грейнджера. Проте MacDonald and Nagayasu (1999) з'ясували, що наявність довгострокового зв'язку можна довести, використовуючи іншу техніку вимірювання. Вони змогли засвідчити статистично значущий довгостроковий вплив процентної ставки на валютний курс на вибірці з 14 індустриальних країн методами Йохансена. Схожого висновку дійшли Edison and Melick (1999) та MacDonald (1999).

Отже, вивчення великої кількості досліджень не дає творцям політики чіткого бачення наслідків зміни процентної ставки для валютного курсу. Перш за все, оскільки більшість результатів досліджень стосуються розвинутих країн, не зрозуміло, яких результатів очікувати в країнах, що розвиваються. По-друге, якщо залишити без уваги можливі проблеми з вимірюванням, то залежність результатів від використаної методології збільшує їх непорівнянність. Тому правильна агрегація даних за допомогою метааналізу може допомогти визначити приблизний характер впливу (або хоча б його наявність) в Україні.

## 3. ОПИС ДАНИХ ТА МЕТОДОЛОГІЯ

Під час дослідження було зібрано та проаналізовано більш як 50 праць на тему впливу на валютний курс країни такого інструменту монетарної політики, як облікова ставка. Проте понад 80% досліджень виявилися неприйнятними для метааналізу з кількох причин, зокрема через нестачу описової статистики, розбіжності в залежних та незалежних змінних тощо. Крім того, для достовірності та порівнянності отриманих даних були відібрані лише дослідження з однакоим типом змінних. Тому остаточна вибірка досліджень налічує вісім праць, у яких описано досліджуване відношення таким чином:

$$d(e_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot d(r_{it}) + \beta_2 \cdot X_{it} + \varepsilon, \quad (1)$$

де  
 $e$  – валютний курс;  
 $r$  – процентна ставка;  
 $d(\dots)$  – оператор різниці;  
 $X$  – вектор контрольних змінних;  
 $i$  та  $t$  – відповідно показник країни та часовий показник;  
 $\varepsilon$  – похибка вимірювання.

Хоча залежні та незалежні змінні залишаються однакою в моделях фінальної вибірки для метааналізу, методи вимірювання суттєво відрізняються в різних дослідженнях. Більш як у 30% моделях використовується динамічний звичайний метод найменших квадратів, тоді як половина досліджень нарівно поділяється на ті, що використовують модель із фіксованими ефектами, та векторну модель корекції помилок. Решта авторів намагається визначити вплив процентної ставки на валютний курс, використовуючи векторну авторегресію (VAR) та авторегресивну умовну гетероскедастичність (GARCH).

Отримані з досліджень коефіцієнти і дані формують вибірку із 41 спостереження за як коротко-, так і довгостроковим впливом процентної ставки на валютний курс. Зміни процентної ставки виражені раптовою зміною валютного курсу в короткостроковій перспективі і відтермінованим ефектом – у довгостроковій. Більше того, у довгостроковій перспективі коефіцієнти стають незначущими, тому що додатні та від’ємні коефіцієнти присутні однаковою мірою, тоді як короткострокові показники – значущі та додатні. Серед 31 спостереження короткострокового впливу 16 коефіцієнтів є додатними та статистично значущими на довірчому інтервалі в 5%, 9 – додатними та незначущими, 3 – від’ємними та значущими і 3 – від’ємними і незначущими; довгострокові ефекти становлять 4 додатних та 6 від’ємних незначущих коефіцієнтів.

Зібрані дані відображають розмір впливу процентної ставки на валютний курс у 30 країнах. Згідно з класифікацією країн ООН 14 із цих країн розвинуті, 15 – такі, що розвиваються, одна країна – з перехідною економікою. Крім того, праці стосуються різних проміжків часу – від 1999 до 2014 року; декілька праць мають дані щодо тих самих країн. Незважаючи на методологічну неоднорідність досліджень, метааналіз спрямований на нормалізацію результатів та визначення неупередженого засобу оцінювання впливу процентної ставки на валютний курс.

Першим кроком було вимірювання зв’язку між процентною ставкою та валютним курсом без впливу контрольних змінних, себто коефіцієнт часткової кореляції (PCC):

$$PCC_{ij} = \frac{t_{ij}}{\sqrt{t_{ij}^2 + df_{ij}}}, \quad (2)$$

де  $t$  – t-статистика з  $i$ -тої регресії  $j$ -го дослідження;  
 $df$  – число ступенів свободи.

Другим кроком є нормалізація отриманого PCC, використовуючи z-перетворення Фішера для PCC (Havranek, et al., 2005):

$$Z_{PCC_{ij}} = 0.5 \cdot \ln\left(\frac{1 + PCC_{ij}}{1 - PCC_{ij}}\right), \quad (3)$$

де  $PCC_{ij}$  – коефіцієнт часткової кореляції з  $i$ -тої регресії  $j$ -го дослідження.

Усе ж отримані дані можуть бути упередженими через неоднорідність проаналізованих досліджень, тому що в них досліджували різні проміжки часу впливу процентної ставки на валютний курс у різних країнах. Тому ми розділили дані на групи за часом впливу та досліджуваною країною. Остання група містить підгрупи за рівнем доходу та рівнем монетарної свободи.

Ми використовували класифікації Світового банку під час поділу країн на дві групи за рівнем доходу. До першої групи належать країни, які Світовий банк позначає як країни з низьким рівнем доходів та країни з рівнем доходів нижче середнього. До другої групи належать країни з рівнем доходів вище середнього та країни з високим рівнем доходів. Категорії призначалися країнам згідно з їхнім статусом на момент проведення дослідження. Якщо країна переходила в іншу категорію у період дослідження, її статус визначався за рівнем доходів, який переважав у цій конкретній країні під час більшості років її дослідження. Наприклад, коли Sarmidi, Salleh (2011) аналізували Румунію, вони відносили її до групи країн із низьким рівнем доходів та країн із рівнем доходів нижче середнього протягом 15-річного періоду дослідження (1995–2009), дев’ять із яких Світовий банк відносив Румунію до країн із рівнем доходів нижче середнього.

Щоб урахувати неоднорідність монетарної політики, ми використали третій критерій, а саме –

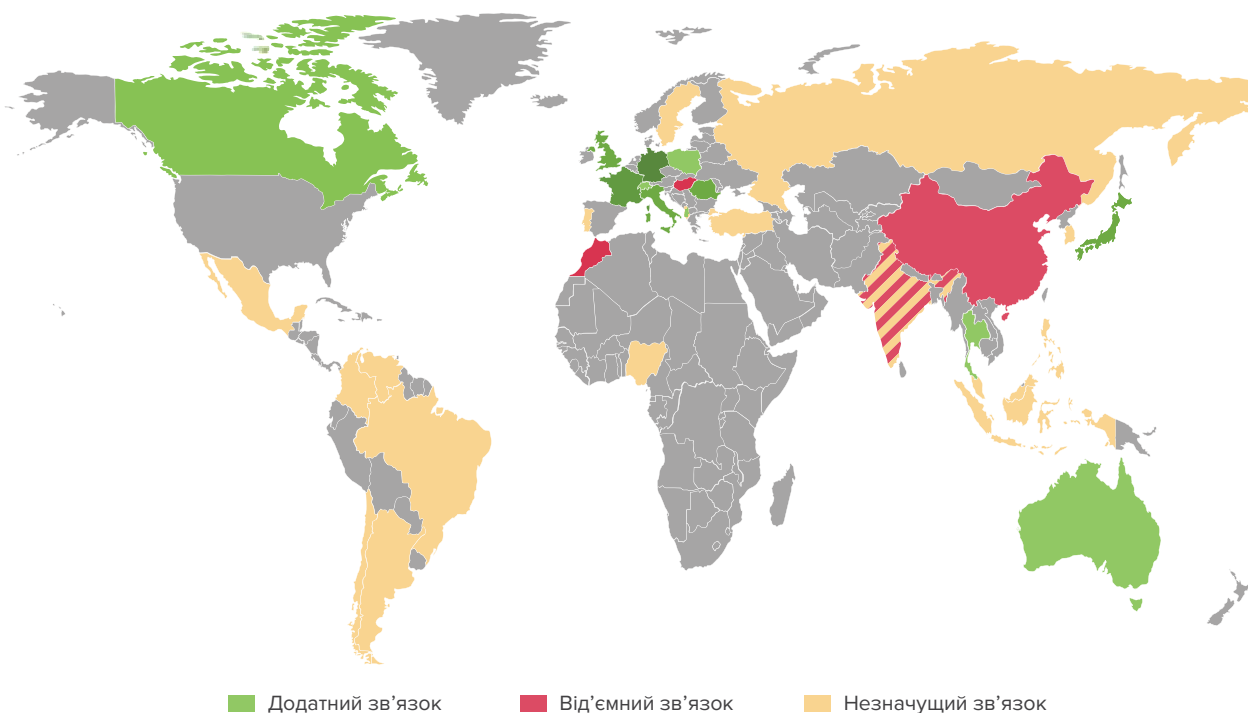


Рисунок 1. Зв'язок між процентною ставкою та валютним курсом за країнами

рівень монетарної свободи, змодельований індексом монетарної свободи, який був розроблений фондом Heritage Foundation, що поєднує в собі вимір цінової стабільності та оцінку контролю цін. Фонд Heritage Foundation вираховує індекс монетарної свободи, віднімаючи від базових 100 балів квадратний корінь середньозваженого показника інфляції за останні три роки та штраф (до 20 балів) за контроль цін урядом. Ми вибрали 70 балів граничним значенням: країни, що мають менше 70 балів, вважаються країнами з низьким рівнем монетарної свободи, а країни, що мають більше 70 балів, вважаються країнами з високим рівнем монетарної свободи. 70 балів були визначені граничним значенням, оскільки мінімум із 70 балів дає змогу поєднувати помірний контроль цін (з урахуванням 10 балів штрафу) та середньозважений показник інфляції, що становить близько 9%. Методологія використовує формулу опуклої функції (квадратний корінь середньозваженого показника інфляції за найближчі три роки), щоб відділити країни з низьким рівнем інфляції та підвищити градацію і точність вимірів.

#### 4. АГРЕГАЦІЯ РСС

Вираховані оцінки РСС коливаються від -0.388 для Угорщини, що становить слабку від'ємну кореляцію, до 0.955 для Німеччини, що відображає сильну позитивну залежність. Отримані коефіцієнти відображають таку тенденцію: чим більш розвинута країна, тим вищим є позитивне відношення між дослідженими рівнями. З іншого боку, для більшості розвинутих країн вплив процентної ставки на валютний курс слабкий і навіть негативний. На додачу взаємовідношення між процентною ставкою та валютним курсом значно відрізняється протягом дослідженого проміжку часу. Порівняно з миттєвим впливом, для якого характерні помірні або сильні додатні кореляції, взаємовідношення відтермінованого впливу видається слабким. На рисунку 1 відображені результати за країнами: значущий додатний вплив позначено зеленим кольором, значущий від'ємний – червоним, а незначущий вплив – жовтим.

Зважаючи на широкий спектр отриманих РСС, ми використали кілька засобів вимірювання. Оскільки просте використання середнього арифметичного для виявлення справжнього впливу було б помилкою через численні обмеження цього методу, ми проводили дослідження з використанням трьох типів засобів вимірювання: просте середнє значення, засіб оцінки фіксованих ефектів та засіб оцінки випадкових ефектів. Крім того, щоб подолати значну неоднорідність даних з аналізованих країн, ми розподілили коефіцієнти на такі групи: за періодом впливу, за рівнем доходу країни та за рівнем монетарної свободи.

Перший засіб вимірювання – це просте середнє значення, вираховане за умов рівного врахування кожного спостереження. Просте середнє значення миттєвого впливу становило 18.7%, тоді як розмір коефіцієнта часткової кореляції для відтермінованого впливу – 0.1%. Інший підхід полягав в обчисленні середньозваженого показника, призначаючи значущість згідно з вимірними стандартними похибками коефіцієнтів часткової кореляції. Отримана оцінка фіксованого ефекту виявляється набагато вищою для миттєвого впливу, проте значення відтермінованого ефекту не сильно змінилося. Оскільки засіб оцінки фіксованого ефекту ґрунтується на припущенні однорідності вивчених даних, він не може врахувати неоднорідність даних із різних досліджень. Тому вважаємо цей засіб оцінки менш точним, ніж засіб оцінки випадкових ефектів. Цей метод допомагає врахувати неоднорідність даних, оскільки дозволяє нормальний розподіл варіативних значень впливу. Оцінка випадкових ефектів для впливу поточної процентної ставки на валютний курс становить 18.5%, що досить схоже на просте середнє значення коефіцієнта часткової кореляції, тоді як ефект відтермінованої процентної ставки залишається економічно незначущим та становить 0.3%

Отримані дані також агрегуються за статусом доходів країни та рівнем монетарної свободи згідно з індексом монетарної свободи фонду Heritage Foundation. Дані

Таблиця 1. Середнє значення РСС за категорією та загалом

Фактори	Просте середнє значення	РСС фіксованих ефектів	РСС випадкових ефектів
Усього	0.141	0.182(0.163;0.202)	0.142(0.045;0.239)
Виміряні РСС для поточної та відтермінованої процентної ставки			
Поточна	0.187	0.202(0.182;0.222)	0.185(0.069;0.300)
Відтермінована	-0.001	0.003(-0.059;0.065)	0.003(-0.059;0.065)
Виміряні РСС для країн залежно від рівня монетарної свободи			
Високий	0.159	0.217(0.196;0.238)	0.198(0.078;0.318)
Низький	0.112	-0.041(-0.093;0.012)	-0.048(-0.161;0.066)
Виміряні РСС для країн залежно від рівня доходів			
Країни з високим рівнем доходів або рівнем доходів вище середнього	0.199	0.217(0.196;0.238)	0.198(0.078;0.318)
Країни з низьким рівнем доходів та рівнем доходів нижче середнього	-0.044	-0.041(-0.093;0.012)	-0.048(-0.161;0.066)

свідчать, що реакція валютного курсу у відповідь на зміну процентної ставки вища в країнах із вищим рівнем монетарної свободи (>70 за проаналізований проміжок часу), ніж у країнах із низьким рівнем монетарної свободи або рівнем нижче середнього. Ми також дійшли висновку, що рівень зміни валютного курсу у відповідь на зміну процентної ставки вищий для країн із високим рівнем доходів, ніж для країн із низьким рівнем доходів. Ці результати є сталими до вибору методу агрегування.

Щоб оцінити гетерогенність впливів у дослідженнях, ми застосували уявні числа. Отриманий показник у 95.6% свідчить, що вивчення відношення зміни процентної ставки на валютний курс доводить значну неоднорідність даних, яка впливає на варіацію коефіцієнтів часткової кореляції набагато більше, ніж проста випадкова помилка. Неможливо впевнено назвати причини такої неоднорідності, оскільки присутність уявних чисел залишається значною, навіть серед проаналізованих нами досліджень.

## 5. УПЕРЕДЖЕННЯ ПУБЛІКАЦІЙ

Іншою метою цього дослідження було виявити наявність упередження публікацій, яке спричинене тенденцією наукових журналів здебільшого публікувати дослідження, результати яких збігаються з теоретичними працями, або дослідження, що містять статистично значущі дані. Згідно з теорією взаємозв'язок між процентною ставкою та валютним курсом позитивний. Тож беручи до уваги, що 40% досліджень у збірній вибірці демонструють додатне та значуще відношення, відбір праць для цієї вибірки може викликати запитання.

Як і в Stanley & Doucouliagos (2010), наявність такого упередження перевірялася з використанням методу воронки, з коефіцієнтами часткової кореляції на горизонтальній осі та оцінкою точності коефіцієнтів – виражену через обернену їхніх стандартних помилок – на вертикальній осі. Зазвичай за відсутності упередження публікацій метод воронки симетричний (тобто її вигляд подібний до інвертованої воронки) і в ефектів немає чіткого нахилу до якогось напрямку (Doucouliagos et al., 2005). Результати як для короткострокового, так і для довгострокового впливу продемонстровано на рисунках відповідно 1 і 2.

Як видно з рисунка 1, графік воронки зміщений праворуч, а більшість спостережень розкидана в центрі. Такі результати свідчать, що в цій сфері автори здебільшого публікували праці з обширними вибірками і переважно з додатними та значущими коефіцієнтами регресії, що, у свою чергу, може свідчити про наявність упередження публікації. З рисунка 2 бачимо, що досліджений відтермінований ефект переважно додатний, хоча довести втручання упередження публікації складно через відносно малу кількість даних та економічну незначущість досліджених ефектів. Щоб не робити висновки, базуючись лише на суб'єктивному трактуванні моделей, підкріплюємо результати тестом асиметрії воронки.

Формальне тестування як короткострокового, так і довгострокового впливу було проведене з використанням регресивного тесту асиметрії воронки. Для перевірки на внутрішню гетероскедастичність використано регресію зважених найменших квадратів такого формату:

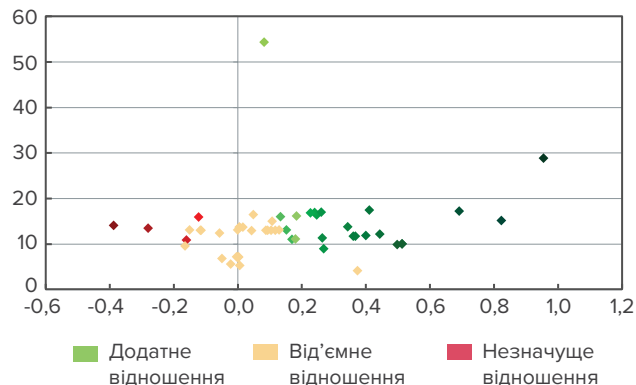


Рисунок 2. Метод воронки для визначення миттєвого впливу процентної ставки на валютний курс, 1/S.E.(PCC)

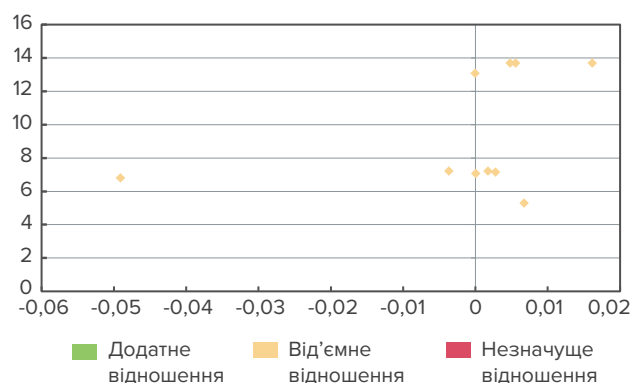


Рисунок 3. Метод воронки для визначення відтермінованого впливу процентної ставки на валютний курс, 1/S.E.(PCC)

$$\frac{PCC_{ij}}{SE_{PCC_{ij}}} = t_{ij} = \beta_1 + \beta_0 \left( \frac{1}{SE_{PCC_{ij}}} \right) + v_{ij}, \quad (4)$$

де  $SE_{PCC_{ij}}$  – стандартна похибка коефіцієнта часткової кореляції  $PCC_{ij}$ .

Результати тестів на упередження публікацій як для коротко-, так і для довгострокового впливу наведено в таблиці 1. Якщо упередження публікацій немає, тоді згідно з Doucouliagos et al. (2005) немає і статистично значущого відношення між розміром впливу та його стандартною похибкою. Тому за відсутності упередження публікацій вільний коефіцієнт регресії асиметрії кривої воронки – зважений на стандартні похибки – не мав би бути статистично значущим. Згідно з таблицею 1 вільні коефіцієнти регресії асиметрії кривої воронки як для коротко- так і для довгострокового впливу не є статистично значущими. Таким чином, формальним тестуванням не виявлено будь-яких статистично значущих доказів наявності упередження публікації в дослідженнях відношення процентної ставки до валютного курсу, а ці дані є робастними на час ефекту.

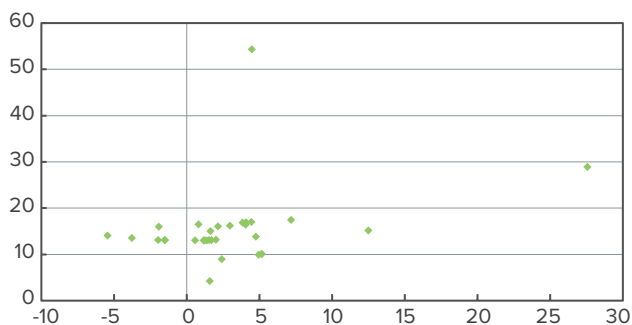
Таблиця 2. Тест справжнього впливу і I типу упередження публікації

	Короткостроковий ефект	Довгостроковий ефект
1/SE <sub>PCC</sub>	0.228* (0.121)	0.020 (0.012)
Константа	-0.519 (2.109)	-0.183 (0.113)
Кількість спостережень	31	10
Кількість досліджень	5	3

На додачу до перевірки опублікованих результатів на відповідність теорії переважання значущих даних у досліджених працях також необхідно перевірити. Головна загроза упередження публікації II типу – це вибіркова публікація досліджень зі значущими результатами. Таким чином, можуть опускатися дослідження, які свідчать про відсутність ефекту, що, у свою чергу, може помилково переконати як дослідників, так і політиків у наявності неіснуючого ефекту. Для перевірки упередження публікації II типу була використана така методологія:

$$|t_{ij}| = \beta_1 + \beta_0 \left( \frac{1}{SE_{PCCij}} \right) + v_{ij}, \quad (5)$$

де  $SE_{PCCij}$  – стандартна похибка коефіцієнта часткової кореляції  $PCCij$ .



**Рисунок 4.** Метод воронки для визначення впливу процентної ставки на валютний курс, 1/S.E. (PCC)

Ми не відхиляли нульової гіпотези, що  $\beta_0$  дорівнює 0, що доводить відсутність зв'язку між значущістю даних та їх точністю, як відображає співвідношення  $\frac{1}{SE_{PCCij}}$  як для коротко- так і довгострокового впливу.

**Таблиця 3.** Тест для перевірки упередження публікації II типу

	Короткостроковий ефект	Довгостроковий ефект
1/SE <sub>PCC</sub>	0.204 (0.106)	0.003 (0.011)
Константа	0.905 (1.841)	0.050 (0.111)
Кількість спостережень	31	10
Кількість досліджень	5	3

## 6. МУЛЬТИВАРІАТИВНИЙ МЕНТАРЕГРЕСІЙНИЙ АНАЛІЗ

Хоча методологія метааналізу корисна під час виокремлення впливу процентної ставки на валютний курс від інших факторів, відмінності у форматах дослідження (а також фактори, притаманні окремим країнам та періодам часу) можуть вплинути на результат. Щоб підтвердити, чи має зазначена вище неоднорідність будь-який вплив на результати нашого дослідження, ми використали методологію мультиваріативного метарегресійного аналізу, визначеного в праці Havranek & Irsova (2011) таким рівнянням:

$$t_{ij} = \beta_1 + \beta_0 \left( \frac{1}{SE_{PCCij}} \right) + \sum_{k=1}^K \frac{\gamma_k Z_{ijk}}{SE_{PCCij}} + \epsilon_{ij}, k = 1, \dots, K \quad (6)$$

Тут  $i$  – це індекс для певного дослідження,  $j$  – індекс спостереження в межах  $i$ -го дослідження,  $Z_{ijk}$  подається як набір змінних, які можуть вплинути на коефіцієнти часткової кореляції,  $\epsilon_{ij}$  – це похибка вимірювання конкретного дослідження. Набір змінних зважено на обернену стандартну похибку коефіцієнта часткової кореляції для уникнення притаманної гетероскедастичності.

Отримані результати зібрано в таблиці 4.

**Таблиця 4.** Результати метарегресійного аналізу

Змінна	Опис	Коефіцієнт
$\frac{1}{SE_{PCCij}}$	Міра точності коефіцієнта часткової кореляції	0.23
Поточна процентна ставка	1 – якщо незалежна змінна дорівнює поточній процентній ставці	-1.25
Після 1990	1 – якщо у дослідженні використано спостереження лише з 1990 року	10.36***
Впливи, специфічні для країн		
Країни з високим рівнем доходів	1 – якщо досліджувана країна належала до категорії країн із високим рівнем доходів або рівнем доходів вище середнього під час дослідження, 0 – якщо досліджувана країна належала до категорії країн із низьким рівнем доходів або з рівнем доходів нижче середнього	-0.04
Монетарна свобода	1 – якщо досліджувана країна отримала більше 70 балів за індексом монетарної свободи фонду Heritage Foundation на час дослідження, 0 – якщо менше	-0.29***
Фіксований валютний курс	1 – якщо в країні було встановлено фіксований валютний курс хоча б протягом одного року під час періоду дослідження	-0.05
Фіксовані ефекти дослідження	Aggarwal(2013)	-0.00
	Gould & Kamin(2000)	0.54
	Hoffmann & MacDonald(2009)	1.10***
	Mehl & Cappiello(2009)	-0.35
	Sarmidi & Salleh(2011)	-1.34

$p$ -значення \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

Результати метарегресії свідчать, що неоднорідність досліджень має статистично значущий вплив на виміряні коефіцієнти часткової кореляції. Різні емпіричні методи і часові проміжки є головними причинами цієї неоднорідності. Статус країни за доходом та використання режиму фіксованого курсу на час дослідження не впливає на значення коефіцієнтів часткової кореляції настільки сильно, наскільки це робить рівень монетарної свободи. Згідно з даними таблиці 1 у країнах з індексом монетарної свободи вищим за 70 на час дослідження зміна процентної ставки у відповідь на зміну валютного курсу була меншою, ніж для країн із нижчим рівнем індексу. Дослідження, в яких аналізувався період після 1990 року, фіксували значно вищі показники коефіцієнтів часткової кореляції. Такі результати можна пояснити складом вибірки: у вибірці до 1990 року були представлені лише кілька країн, що розвиваються, а після 1990 – кількість таких країн значно зросла.

## 7. ВИСНОВОК

Після проведення метааналізу восьми досліджень 30 країн ми дійшли висновку, що додатний та статистично значущий короткостроковий вплив збільшення процентної ставки на валютний курс існує. Хоч такий вплив і є економічно та статистично значущим у короткостроковій перспективі, у довгостроковій перспективі він, швидше, неоднозначний та має здебільшого незначущі взаємозв'язки з процентною ставкою. Агрегування коефіцієнтів за рівнем доходів та монетарної свободи країни свідчить, що такий взаємозв'язок сильніший у країнах із вищим рівнем доходів та монетарної свободи, ніж у країнах, що

розвиваються. Загальний ефект оцінено в 14%, тоді як ефект для країн із високим рівнем доходів залишається вищим на 4%. Ці результати були отримані після ретельного вибору процедури агрегування та враховують значну неоднорідність досліджень на цю тему, що призводить до 95.6% уявних величин.

Щоб перевірити достовірність та неупередженість цих результатів, ми перевірили їх на вибірковість публікації. Перевірки наявності упередження публікації I та II типу здійснювалися як на умисний відбір лише статистично значущих результатів для публікації, так і на умисний відбір результатів, що не суперечать економічній теорії. Результатами проведених тестів доведено, що немає статистично значущих доказів наявності обох типів упередження публікації щодо даних. Результати метарегресійного аналізу довели, що взаємозв'язок між процентною ставкою та валютним курсом дуже чутливий до цілої низки макроекономічних факторів, особливо коли йдеться про рівень монетарної свободи. Цей вплив посилюється в спостереженнях, проведених після 1990 року.

Незважаючи на те, що через обмежену кількість даних передбачення можливого впливу процентної ставки на валютний курс базується на даних із різних країн, а не власне з України, все ще існує висока ймовірність того, що така сама залежність може спостерігатися і в Україні. Хоча недоцільно обговорювати безпосередній вплив такого інструменту реалізації державної монетарної політики, як облікова ставка на національну валюту, Національному банку України варто взяти до уваги такий непрямий вплив у прийнятті рішень щодо облікової ставки.

## ЛІТЕРАТУРА

- Baxter, M. (1994). Real exchange rates and real interest differentials. *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 5-137. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90012-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90012-4)
- Blinder, A. S. (2006). Monetary policy today: Sixteen questions and about twelve answers. CEPS Working Paper, 129. Princeton, NJ: Princeton University. Retrieved from <https://www.princeton.edu/~ceps/workingpapers/129blinder.pdf>
- Coe, D. T., Golub, S. S. (1986). Exchange rates and real long-term interest-rate differentials: Evidence for eighteen OECD Countries. OECD Economics Department Working Papers, 28. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/18151973>
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176. <https://doi.org/10.1086/260506>
- Doucouliaagos, H., Laroche, P., Stanley, T. (2005). Publication bias in union-productivity research? *Relations Industrielles*, 60(2), 320-347. <https://doi.org/10.7202/011724ar>
- Edison, H. J., Melick, W. R. (1999). Alternative approaches to real exchange rates and real interest rates: three up and three down. *International Journal of Finance & Economics*, 4(2), 93-111. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1158\(199904\)4:2<93::aid-ijfe93>3.0.co;2-r](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1158(199904)4:2<93::aid-ijfe93>3.0.co;2-r)
- Edison, H. J., Pauls, D. B. (1993). A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974–1990. *Journal of Monetary Economics*, 31(2), 165-187. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90043-f](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90043-f)
- Eichenbaum, M., Evans, C. L. (1995). Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975-1009. <https://doi.org/10.2307/2946646>
- Engel, C. (2015). Exchange rates, Interest rates, and the risk premium. *American Economic Review*, 106(2), 436–474. <https://doi.org/10.1257/aer.20121365>
- Gould, D., Kamin, S. B. (2000). The Impact of Monetary Policy on Exchange Rates During Financial Crises, *International Finance Discussion Papers*, 669. Retrieved from <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2000/669/default.htm>
- Havranek, T., Irsova, Z. (2011). Estimating vertical spillovers from FDI: Why results vary and what the true effect is. *Journal of International Economics*, 85(2), 234-244. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.07.004>
- MacDonald, R. (1999). What determines real exchange rates? The long and the short of it. In: MacDonald R., Stein J.L. (eds) *Equilibrium Exchange Rates*. Recent Economic Thought Series, 69. Dordrecht: Springer. [https://doi.org/10.1007/978-94-011-4411-7\\_9](https://doi.org/10.1007/978-94-011-4411-7_9)
- Meese, R., Rogoff, K. (1988). Was It Real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period. *The Journal of Finance*, 43(4), 933-948. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02613.x>
- Nagayasu, J., MacDonald, R. (1999). The long-run relationship between real exchange rates and real interest rate differentials: A panel study. *IMF Working Papers*, 99(37), 1-12. <https://doi.org/10.5089/9781451845556.001>
- Obstfeld, M., Rogoff, K. (1995). The mirage of fixed exchange rates. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 73-96. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.73>
- Taylor, J. B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American Economic Review*, 91(2), 263-267. <https://doi.org/10.1257/aer.91.2.263>
- United Nations (2018). *World Economic Situation and Prospects*. Retrieved from <https://www.un.org/development/desa/publications/wesp-2018.html>
- Valickova, P., Havranek, T., Horvath, R. (2013). Financial development and economic growth: A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*, 29(3), 506-526. <https://doi.org/10.1111/joes.12068>



## ДОДАТОК А. ТАБЛИЦІ

Таблиця 5. Дані, зібрані для метарегресії

Країна	Залежна змінна	Незалежна змінна	Коефіцієнт	S.e.	D.f.	PCC	S.e. (PCC)	Z (PCC)	1/S.e. (PCC)
Індонезія	d(ER)	d(r)(t-1)	-0.005	0.015	46	-0.049	0.147	-0.049	6.791
Корея	d(ER)	d(r)(t-1)	0.004	0.316	52	0.002	0.139	0.002	7.211
Малайзія	d(ER)	d(r)(t-1)	-0.011	0.418	52	-0.004	0.139	-0.004	7.211
Мексика	d(ER)	d(r)(t-1)	0.000	0.958	171	0.000	0.076	0.000	13.077
Філіппіни	d(ER)	d(r)(t-1)	0.000	0.862	50	0.000	0.141	0.000	7.071
Таїланд	d(ER)	d(r)(t-1)	0.005	0.252	51	0.003	0.140	0.003	7.141
Бразилія	d(ER)	d(r)	0.070	0.061	168	0.088	0.077	0.088	13.012
Чилі	d(ER)	d(r)	-0.259	0.170	168	-0.117	0.077	-0.117	13.051
Мексика	d(ER)	d(r)	0.046	0.034	168	0.104	0.077	0.104	13.032
Венесуела	d(ER)	d(r)	0.142	0.093	168	0.117	0.077	0.118	13.051
Індонезія	d(ER)	d(r)	-0.464	0.236	168	-0.150	0.076	-0.151	13.110
Філіппіни	d(ER)	d(r)	0.109	0.194	168	0.043	0.077	0.043	12.974
Таїланд	d(ER)	d(r)	-1.981	1.322	168	-0.115	0.077	-0.115	13.048
Марокко	d(ER)	d(r)	-0.367	0.097	168	-0.280	0.074	-0.288	13.502
Угорщина	d(ER)	d(r)	-0.551	0.101	168	-0.388	0.071	-0.409	14.063
Польща	d(ER)	d(r)	0.086	0.043	168	0.152	0.076	0.154	13.115
Португалія	d(ER)	d(r)	0.233	0.138	168	0.129	0.077	0.130	13.071
Румунія	d(ER)	d(r)	0.090	0.019	168	0.343	0.072	0.358	13.800
Росія	d(ER)	d(r)	0.046	0.038	168	0.093	0.077	0.093	13.018
Китай	d(ER)	d(r)	-0.001	0.001	250	-0.122	0.063	-0.122	15.930
Аргентина	d(ER)	d(r)(t-1)	-0.710	-9.331	187	0.006	0.073	0.006	13.675
Чилі	d(ER)	d(r)(t-1)	0.008	0.128	187	0.005	0.073	0.005	13.675
Колумбія	d(ER)	d(r)(t-1)	-0.112	-0.506	187	0.016	0.073	0.016	13.677
Канада	ln(ER)	d(r)	0.860	0.290	252	0.184	0.062	0.186	16.149
Німеччина	ln(ER)	d(r)	0.860	0.120	252	0.411	0.057	0.437	17.417
Японія	ln(ER)	d(r)	0.300	0.140	252	0.134	0.062	0.135	16.018
Велика Британія	ln(ER)	d(r)	0.890	0.220	252	0.247	0.061	0.252	16.382
Австралія	ln(ER)	d(r)	0.530	0.130	270	0.241	0.059	0.246	16.930
Швеція	ln(ER)	d(r)	0.290	0.360	270	0.049	0.061	0.049	16.451
Швейцарія	ln(ER)	d(r)	0.400	0.090	270	0.261	0.059	0.267	17.022
Малайзія	ln(ER)	d(r)	0.210	0.130	222	0.108	0.067	0.108	14.987
Таїланд	ln(ER)	d(r)	0.730	0.190	270	0.228	0.059	0.232	16.875
Тайвань	ln(ER)	d(r)	0.250	0.160	15	0.374	0.239	0.393	4.176
Канада	d(ER)	d(r)	0.320	0.133	74	0.269	0.112	0.275	8.931
Франція	d(ER)	d(r)	0.400	0.032	74	0.824	0.066	1.168	15.166
Німеччина	d(ER)	d(r)	0.530	0.019	74	0.955	0.035	1.881	28.871
Італія	d(ER)	d(r)	0.190	0.037	74	0.514	0.100	0.568	10.026
Японія	d(ER)	d(r)	0.330	0.064	74	0.513	0.100	0.567	10.021
Велика Британія	d(ER)	d(r)	0.300	0.061	74	0.498	0.101	0.547	9.920
Туреччина	d(ER)	d(r)(t-1)	-0.059	-1.638	28	0.007	0.189	0.007	5.292
Велика Британія	d(ER)	d(r)	0.340	0.076	2931	0.082	0.018	0.083	54.323

**Таблиця 6.** Негайний вплив процентної ставки на валютний курс (оцінки фіксованого впливу порівняно з оцінками випадкових впливів)

Назва дослідження, країна	ES (95% довірчий інтервал)	Вага, %	
		FE (фіксований)	RE (випадковий)
Sarmidi, Salleh (2011), Угорщина	-0.39 (-0.53, -0.25)	1.90	2.52
Sarmidi, Salleh (2011), Марокко	-0.28 (-0.43, -0.14)	1.75	2.51
Sarmidi, Salleh (2011), Індонезія	-0.15 (-0.30, -0.00)	1.65	2.50
Sarmidi, Salleh (2011), Чилі	-0.12 (-0.27, 0.03)	1.64	2.50
Zhonxia, Jin (2003), Китай	-0.12 (-0.24, 0.00)	2.44	2.55
Sarmidi, Salleh (2011), Таїланд	-0.11 (-0.27, 0.04)	1.64	2.50
Sarmidi, Salleh (2011), Філіппіни	0.04 (-0.11, 0.19)	1.62	2.50
Mehl, Cappiello (2009), Швеція	0.05 (-0.07, 0.17)	2.60	2.56
Aggarwal (2013), Велика Британія	0.08 (0.05, 0.12)	28.39	2.65
Sarmidi, Salleh (2011), Росія	0.09 (-0.06, 0.24)	1.63	2.50
Sarmidi, Salleh (2011), Бразилія	0.09 (-0.06, 0.24)	1.63	2.50
Sarmidi, Salleh (2011), Мексика	0.10 (-0.05, 0.25)	1.63	2.50
Mehl, Cappiello (2009), Малайзія	0.11 (-0.02, 0.24)	2.16	2.54
Sarmidi, Salleh (2011), Венесуела	0.12 (-0.03, 0.27)	1.64	2.50
Sarmidi, Salleh (2011), Португалія	0.13 (-0.02, 0.28)	1.64	2.50
Mehl, Cappiello (2009), Японія	0.13 (0.01, 0.26)	2.47	2.55
Sarmidi, Salleh (2011), Польща	0.15 (0.00, 0.30)	1.65	2.50
Mehl, Cappiello (2009), Канада	0.18 (0.06, 0.30)	2.51	2.55
Mehl, Cappiello (2009), Таїланд	0.23 (0.11, 0.34)	2.74	2.56
Mehl, Cappiello (2009), Австралія	0.24 (0.13, 0.36)	2.76	2.56
Mehl, Cappiello (2009), Велика Британія	0.25 (0.13, 0.37)	2.58	2.56
Mehl, Cappiello (2009), Швейцарія	0.26 (0.15, 0.38)	2.79	2.56
Hoffmann, MacDonald (2009), Канада	0.27 (0.05, 0.49)	0.77	2.34
Sarmidi, Salleh (2011), Румунія	0.34 (0.20, 0.49)	1.83	2.52
Mehl, Cappiello (2009), Тайвань	0.37 (-0.10, 0.84)	0.17	1.64
Mehl, Cappiello (2009), Німеччина	0.41 (0.30, 0.52)	2.92	2.57
Hoffmann, MacDonald (2009), Велика Британія	0.50 (0.30, 0.70)	0.95	2.40
Hoffmann, MacDonald (2009), Японія	0.51 (0.32, 0.71)	0.97	2.40
Hoffmann, MacDonald (2009), Італія	0.51 (0.32, 0.71)	0.97	2.40
Hoffmann, MacDonald (2009), Франція	0.82 (0.69, 0.95)	2.21	2.54
Hoffmann, MacDonald (2009), Німеччина	0.95 (0.89, 1.02)	8.02	2.63
Проміжний підсумок (I squared=96.5%, p=0.000)	0.20 (0.18, 0.22)	90.27	77.11
Гетерогенність між групами p=0.000	-0.39 (-0.53, -0.25)		
Усього (I-squared=95.6%, p=0.000)	-0.28 (-0.43, -0.14)	100.00	100.00

**Таблиця 7.** Відтермінований вплив відсоткової ставки на валютний курс (оцінки фіксованого впливу порівняно з оцінками випадкових впливів)

Назва дослідження, країна	ES (95% довірчий інтервал)	Вага, %	
		FE (фіксований)	RE (випадковий)
Gould, Kamin (2000), Індонезія	-0.05 (-0.34, 0.24)	0.44	2.15
Gould, Kamin (2000), Філіппіни	0.00 (-0.28, 0.28)	0.48	2.19
Gould, Kamin (2000), Малайзія	-0.00 (-0.28, 0.27)	0.50	2.20
Gould, Kamin (2000), Таїланд	0.00 (-0.27, 0.28)	0.49	2.19
Gould, Kamin (2000), Корея	0.00 (-0.27, 0.27)	0.50	2.20
Gould, Kamin (2000), Мексика	-0.00 (-0.15, 0.15)	1.65	2.50
Luo (2013), Чилі	0.00 (-0.14, 0.15)	1.80	2.51
Gustmus (2002), Туреччина	0.01 (-0.36, 0.38)	0.27	1.92
Luo (2013), Аргентина	0.01 (-0.14, 0.15)	1.80	2.51
Luo (2013), Колумбія	0.02 (-0.13, 0.16)	1.80	2.51
Проміжний підсумок ( $I^2=0.0\%$ , $p=1.000$ )	0.00 (-0.06, 0.06)	9.73	22.89