

УДК 336. 71 (4):517.26

Ангар Бельке (Німеччина), Єнс Кlose (Німеччина)

Чи керується ЄЦБ правилом Тейлора? Порівняння фактичних даних та даних, що надходять у реальному часі

У роботі визначено різниці, що спостерігаються в оцінках за правилом Тейлора для Європейського Центрального банку (ЄЦБ) при використанні фактичних та реальних прогнозів. Автори доводять, що попередні порівняльні дослідження в області ризику поєднують два окремі аспекти. По-перше, відмінності є результатом використання фактичних та реальних даних. По-друге, вони виникають за рахунок використання немодифікованих даних, що надходять у реальному часі замість прогнозованих значень бази даних реального часу (і навпаки). Оскільки ці два ефекти впливають на реакцію ЄЦБ на інфляцію та розрив між фактичним та потенційним рівнем виробництва, у роботі використано підхід для визначення часткових ефектів. Однак, “найкращі” прогнози мають бути наближеними до прогнозів зроблених Радою управління ЄЦБ приймаючи рішення про ставку відсотка. Тож, автори використовують два підходи для визначення прогнозів: по-перше, прогнози зроблені на основі AR процесів, по-друге, проведено чіткий розрахунок нормативної чисельності персоналу ЄЦБ. Автори вважають, що необхідно оцінити всі варіанти функції реакції використовуючи квартальні дані. Результати оцінок показали, що використання даних, що надходять у реальному часі замість фактичних даних приводить до збільшення показника інфляції, а фактичні дані підходять для визначення показника спаду виробництва. Якщо використовуються прогнози за даними, що надходять у режимі реального часу на основі процесів AR для поточного періоду, ці емпіричні моделі навіть більше підходять для дослідження з точки зору збільшення реакції інфляції, та зменшення реакції на розрив між фактичним та потенційним рівнем виробництва, оскільки протилежна реакція правдива, якщо у роботі використані “правдиві” прогнози, які зроблені за даними, що надходять у реальному часі для декількох періодів.

Ключові слова: Європейський центральний банк, грошово-кредитна політика, дані, що надходять у реальному часі, правило Тейлора.

Вступ

З дня заснування Європейського Центрального банку (ЄЦБ) у 1999 році постало питання чи повинен він у своїй роботі дотримуватись відомого правила Тейлора (Тейлор, 1993). Багато економістів досліджували це питання для євросони використовуючи дані “вигаданого” ЄЦБ ще до його заснування (Пірсман та Сметс, 1999; Герлах та Шнабель, 2000; Клаусе та Хайо, 2002; Альтавілла та Ландольфо, 2005), або на основі обмежених даних після його створення (Суріко, 2003; Фоурканс та Врансеану, 2003; Гердесмеєр та Рофіа, 2003; Гарсія-Іглесіас, 2007; Белке та Поллеїт, 2007; та Фендель та Френзель, 2009)¹.

Більше ніж десять років ЄЦБ проводить свою грошово-кредитну політику, тому ми маємо змогу провести нові оцінки на основі широкої бази даних євросони.

Повний ряд оцінок за правилом Тейлора, перерахованих вище, ґрунтується на фактичних даних. Здається дивним, що використання фактичних даних “основане на нереалістичних припущеннях про своєчасність доступності даних та ігнорує труднощі, пов’язані з точністю початкових даних та додаткових перевірок” (Орфанідес, 2001, с. 964).

Тож, аналіз необхідно проводити використовуючи дані, що надходять у реальному часі замість фактичних даних за рахунок того, що на момент прийняття рішення про ставки відсотка, останні були недоступними для директивних органів. Саме тому, зосереджуємо увагу на ступені кількісних різниць між оцінками з використання фактичних даних замість даних, що надаються у реальному часі.

Щоб бути більш точним, ці кількісні відмінності мають чотири джерела. По-перше, дані про інфляцію та розрив між фактичним та потенційним рівнем виробництва доступні лише з запізненням. По-друге, ряди даних переглядаються з плином часу (“мінливість даних”). По-третє, Рада управління Центрального банку може створити необхідні змінні ґрунтуючись лише на минулих даних та без урахування повного періоду вибірки як у випадку з фактичними даними, оскільки в той час як рада створює змінні вона не може “оглядатися” на всю вибірку (“статистична мінливість”). По-четверте, для того, щоб визначити що оцінки не є унікальними (“модельна мінливість”) використовуємо емпіричну модель. Ці джерела відмінностей між даними, що надходять у реальному часі та фактичними даними відіграють центральну роль в інтерпретації результатів оцінок.

Однак, у даному дослідженні, ми не тільки зосереджуємо увагу на змінах числових значень визначених результатів, що впливають з використання фактичних даних замість даних, що надходять у реальному часі, а також на тих, що розроблені на основі використання прогнозованих змінних за-

© Ангар Бельке, Єнс Кlose, 2011.

¹ Фактично, ці два типи можуть поєднуватися для розширення вибірки з метою проведення більшої кількості оцінок (Герлах-Кірстен, 2003; Сікелос та Боль, 2009). Для порівняння цих двох типів на ранніх стадіях дивись Ульріх (2003).

мість тих, що співпадають за часом, оскільки центральні банки систематично реагують занадто пізно, оскільки грошові імпульси стають ефективними з запізненням (Свенссон, 2003). В принципі, визначають два способи порівняння: використовуючи фактичні дані та використовуючи дані, що надходять у реальному часі. Однак, ми надаємо перевагу останньому, оскільки він є більш реалістичним. Іншою перевагою даного методу є те, що ми можемо визначити прозорість порівнюючи оцінки на основі фактичних даних та даних, що надходять у реальному часі, та порівняти оцінки на основі даних, що надходять у реальному часі з оцінками на основі прогнозу змінних, що визначені за даними, що надходять у реальному часі.

Оцінки правила Тейлора у ЄЦБ використовуючи дані, що надходять у реальному часі не багаточисельні. Фактично, виділяють лише декілька робіт з даної теми. Більшість з них акцентує увагу на оцінках на місячній основі, що є характерною підходящою частотою, тому що ЄЦБ приймає рішення про ставки відсотка кожний місяць, а не кожну чверть. Однак, ми пропонуємо оцінки на основі місячних та квартальних даних покладаючись виключно на вибірку Європейського валютного союзу.

Ми додаємо оцінки щоквартальних даних, тому що хочемо визначити наскільки відрізняється використання фактичних даних від використання даних, що надходять у реальному часі та від використання прогнозів даних, що надходять у реальному часі замість реальних даних. Це тому, що обидва ефекти у будь-якому випадку можуть впливати на показники реакції грошової політики. Для другого вищезазначеного порівняння нам необхідні прогнози, що наближені до невідомих прогнозів, та на яких ґрунтується Рада управління ЄЦБ під час прийняття рішень про ставки відсотка. Знайти базу даних та зробити прогнози, подібні до прогнозів ЄЦБ – актуальне завдання у визначенні політики ЄЦБ.

Щоб досягти визначених вимог використовуємо два підходи. По-перше, враховуємо прогнози на основі авторегресійного (AR) процесу, тому що вони будуються на наявних даних, що надходять у реальному часі, і в принципі, повинні бути доступними Раді управління під час прийняття рішення про ставку відсотка. По-друге, проводимо чіткий розрахунок нормативної чисельності персоналу ЄЦБ, що підходить у нашому випадку, тому що ці дані зібрані самим ЄЦБ. Нажаль, вони доступні лише для кварталу. Як наслідок, нам необхідно додати квартальні оцінки, щоб мати змогу визначити потенційні відмінності між цими прогнозами та даними, що надходять у реальному часі.

1. Правило Тейлора

Минуло більше десятиліття з того часу як Джон Б. Тейлор визначив правило, що стало частиною

валютної економічної політики. У 1993 році він запропонував нове та просте правило валютної політики, за яким визначається, що центральний банк повинен встановлювати ставки відсотка відповідно до відхилень темпу інфляції від її планового показника та відсоткового відхилення розриву між фактичним та потенційним рівнем виробництва від потенційного значення. Тож, правило можна представити наступним чином:

$$i_t = r_t^* + \pi_t + \alpha_\pi (\pi_t - \pi^*) + a_y (y_t - y_t^*), \quad (1)$$

де i_t – ставка відсотка встановлена центральним банком, r_t^* – рівноважна реальна відсоткова ставка, π_t – темп інфляції за попередні чотири квартали, π^* – постійний плановий показник інфляції, $(y_t - y_t^*)$ визначає спад виробництва та α_π, a_y – коефіцієнти визначення сили реакції на інфляцію та спад виробництва. Очікується, що обидва коефіцієнти мають значення більші за нуль. Фактично, Тейлор (1993) запропонував, що кожний коефіцієнт повинен дорівнювати 0.5¹. Всі змінні, окрім планового показника інфляції, змінюються з часом та індексуються t . Однак, у літературі це скоріше виняток, аніж правило, що стосується r_t^* коли вона враховується в оцінках за правилом Тейлора². З цією метою, ми використовуємо рівняння Фішера з адаптивними очікуваннями ($r_t = i_t - \pi_t$), а також фільтр Ходріка-Прескота (НР-фільтр) (Ходрік та Прескотт, 1997) для визначення кінцевих змінних реальних ставок відсотка. Щоб створити змінну визначення потенційного виробництва продукції y_t^* ³, також використовуємо НР-фільтр. Однак, ми перевіряємо робастність створивши ці змінні за допомогою лінійного та квадратичного тренду, тому що неправильне визначення потенційного виробництва може викликати серйозні проблеми в оцінках за правилом Тейлора, особливо коли часові ряди виробництва ґрунтуються на даних, що надходять у реальному часі⁴.

Для оцінки, рівняння (1) може бути перегруповане наступним чином:

¹ Бол (1999) стверджує, що коефіцієнти необхідно зважити щоб відобразити реакцію оптимальної політики. Белке та Поллейт (2009) роблять висновок про те, що під час визначення коефіцієнтів необхідно брати до уваги орієнтацію центрального банку та структуру економіки.

² Результати показують, що використання змінної з часом рівноваги реальної ставки відсотка збільшує відповідність правила Тейлора визначену за зваженим R^2 у порівнянні з функціями реакцій, приймаючи постійну інтенсивність.

³ Вибір правильного потенційного показника виробництва – джерело проблем оцінки правила Тейлора.

⁴ Дивись Орфанідес та ван Норден (2002) для детального обговорення про недостовірність оцінок спаду виробництва у реальному часі.

$$i_t = r_t^* - (a_\pi - 1)\pi^* + a_\pi \pi_t + a_y (y_t - y_t^*), \quad (2)$$

де $a_\pi = 1 + \alpha_\pi$. У рівнянні (2), принцип Тейлора передбачає, що a_π має бути більшим за одиницю щоб збільшити номінальну ставку відсотка більшу за темп інфляції, і таким чином, збільшити реальну ставку відсотка, що є кінцевою змінною для рішень про інвестування та споживання. Якщо $a_\pi < 1$, то реальні ставки відсотка зменшуються якщо збільшується інфляція, призводячи до більшого інфляційного тиску у майбутньому. Оскільки Тейлор запропонував, що, $\alpha_\pi = 0.5$, то як наслідок $a_\pi = 1.5$.

Правило Тейлора розширюється за рахунок врахування параметру згладжування ставки. У цьому випадку рівняння (2) має вигляд:

$$i_t = \rho \times i_{t-1} + (1 - \rho) \times [r_t^* - (a_\pi - 1)\pi^* + a_\pi \pi_t + a_y (y_t - y_t^*)], \quad (3)$$

де ρ – згладжувальний параметр. Якщо $\rho = 1$ на ставку відсотка впливають попередні ставки відсотка і для $\rho = 0$ рівняння (3) зменшується до рівняння (2). Однак, досвід показує, що обґрунтовані результати повинні лежати в межах ($0 < \rho < 1$).

Друге розширення правила – це далекоглядна перспектива. Наприклад, Кларіда та Гертлер (1996) приводять аргументи на користь використання далекоглядних характеристик правила Тейлора, тому що інші характеристики визначають, що центральний банк буде реагувати з запізненням, оскільки грошові імпульси стають ефективними лише з запізненням.

Тож, вони пропонують, що очікувана майбутня оцінка темпу інфляції ґрунтується на інформації доступній у певний проміжок часу, у якому приймається рішення. Пізніше ця концепція поширилася на використання прогнозів спаду виробництва. Далекозора функція реакції Тейлора матиме вигляд:

$$i_t = \bar{r}_t^* - (a_\pi - 1)\pi^* + a_\pi \times E(\pi_{(t+j|t)}) + a_y \times [E(y_{(t+k|t)}) - \bar{y}_t^*], \quad (4)$$

де E – оператор математичного очікування та j, k – позитивні значення, що визначають горизонт прогнозу. Зазначаємо, що j та k повинні бути рівними, тому можливі різні горизонти прогнозування для темпу інфляції та виробництва. З прогнозами, використаними у правилі Тейлора також зважаються \bar{r}_t^* та \bar{y}_t^* тому, що у попередньому випадку очікувані показники інфляції змінюються, а надалі динаміка змінюється за рахунок використання більшої кількості даних.

Звичайно можливо доповнити далекоглядні правила Тейлора згладжувальним членом ставок відсотка, що відбувається у більшості випадків. Однак, нав'язування далекоглядних елементів у визначення функції реакції правила Тейлора доцільне лише у контексті даних, що надаються у реальному часі, тому що при визначенні цих даних центральний банк ґрунтувався на проведених прогнозах. На противагу, прогнози зроблені на основі фактичних даних означають формування далекоглядних очікувань на основі даних які були не доступні у період прийняття рішення, що є досить нереалістичним.

Таким чином, підхід, використаний у даній роботі є трьохступінчатим. По-перше, ми визначаємо функції реакції оцінок Тейлора з фактичними даними. По-друге, порівнюємо кінцеві оцінки з оцінками правила Тейлора на основі немодифікованих чистих даних реального часу. По-третє, проводимо оцінку різниць між базою даних реального часу на основі правила Тейлора з тими, що ґрунтуються на прогнозованих змінних на основі даних, що надходять у реальному часі.

2. Огляд літератури

Як зазначено раніше, існуючі доступні емпіричні дослідження оцінок правила Тейлора у реальному часі для єврозони не є всеохоплюючими. Незважаючи на це, їх результати слід розглянути, тому що з ними можна порівняти результати нашого аналізу. Ми відібрали п'ять результатів.

У роботі Адема (2004) порівнюються оцінки правила Тейлора використовуючи практичні дані та “видимі” дані, що надходять у реальному часі. Різниця між даними, що надходять у реальному часі та “видимими” даними, що надходять у реальному часі полягає у тому, що перегляд даних відбувається поверхнево, а тому може ігноруватися. Зробивши таке припущення, Адема отримує $\rho = 0.75$, $\alpha_\pi = 1.80$, $a_y = 1.72$ для фактичних даних та $\rho = 0.64$, $\alpha_\pi = 1.89$, $a_y = 0.46$ для “видимих” даних що надходять у реальному часі у період з першої четверті 1994 року по четверту четверть 2000 року.

Подібним чином своє дослідження провели Карстенсен та Колавеччіо (2004). Вони обмежилися оцінкою правила Тейлора з використанням “видимих” даних, що надходять у реальному часі. Тож, науковці не тільки ігнорують перегляд даних, але й абстрагуються від проблем лагу. Це пояснює, те, чому їх результати займають середнє положення між результатами оцінки правила Тейлора з фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі. Вони визначили, що $\rho = 0.95$, $\alpha_\pi = 1.01$, $a_y = 1.36$ для періоду з 1999 по 2004 рік.

Гордесмеєр та Роффіа (2005) були одними серед перших, хто використав дані, що надходять у реальному часі замість “видимих” даних, що надходять у реальному часі. Вони визначили коефіцієнти за правилом Тейлора для періоду з 1999 по 2003 рік. Для фактичних даних отримали, що $\rho = 0.84$,

$a_\pi = 1.08$, та $a_y = 0.70$. Використовуючи сучасну реалізацію даних, що надходять у реальному часі, картина змінюється оскільки збільшуються коефіцієнти оцінки спаду виробництва (2.05) та зменшується параметр інфляції (0.39). Ступінь згладжування ставки відсотка знижується до 0.63. Однак, провівши свій аналіз з 12-місячним прогнозом незалежних макрозмінних на основі даних дослідження, зібраних у реальному часі, вони мають більші значення для коефіцієнту інфляції (1.31), а ρ та a_y залишаються майже незмінними ($\rho = 0.71$ та $a_y = 1.95$). Високі коефіцієнти інфляції стають ще більшими якщо використовувати дворічний прогноз замість однорічного прогнозу на основі даних, що надходять у реальному часі ($a_\pi = 2.91$, $\rho = 0.67$, та $a_y = 2.02$).

Працюючи з фактичними даними Сапер та Стурм (2007) визначають, що $\rho = 0.94$, $a_\pi = -0.84$, $a_y = 1.45$ для періоду з січня 1999 року по жовтень 2003 року. Використовуючи дані, що надходять у реальному часі оцінені коефіцієнти мають наступне значення: $\rho = 0.98$, $a_\pi = -0.27$ та $a_y = 3.01$. Коли вони використовують прогнози незалежних макрозмінних на основі даних, що надходять у реальному часі, коефіцієнт інфляції стає позитивним та збільшується (6.62) та оцінюваний згладжуваний параметр ставки відсотка та коефіцієнт спаду виробництва стають $\rho = 0.98$ та $a_y = 9.24$, відповідно.

Наприкінці, Портер, Якобс та де Хаан (2008) порівнюють оцінки правила Тейлора ЄЦБ, використовуючи фактичні дані з оцінками на основі незалежних макрозмінних, що прогнозуються на основі даних, що надходять у реальному часі¹. Для періоду з 1997 по 2006 рік, вони визначили, що коефіцієнти спочатку мали значення $\rho = 0.95$, $a_\pi = 0.09$, та $a_y = 0.37$, а пізніше $\rho = 0.86$, $a_\pi = 1.39$, $a_y = 1.52$.

3. Дані

Оцінки за правилом Тейлора для EMU ґрунтуються на квартальних та щомісячних даних. Тож, побічним ефектом є те, що ми можемо перевірити чи результати оцінок відповідають результа-

там, отриманим в інших дослідженнях. Всі дані взяті з бази даних Мережі ділового циклу Єврозони (EABCN) у реальному часі². Змінна виробництва визначається за реальним ВВП (квартальні дані) та промисловим виробництвом (щомісячні дані).

Ціновий рівень визначається за гармонізованим індексом споживчих цін та змінною ставки відсотка за трьохмісячним показником Еврібор. Нажаль, ці дані доступні лише для 2001 року у базі даних EABCN, тож дані до 1999 та 2000 року були зібрані з щомісячних бюлетеней ЄЦБ.

Всі дані є сезонно зваженими та визначені для Єврозони (перших дванадцяти членів)³ для періоду з першої чверті 1999 року (перший місяць 1999) до другої чверті 2007 року (шостий місяць 2007 року). Щоб розрахувати різницю фактичних даних навіть наприкінці періоду вибірки, що приводить до різних результатів, ми вирішили залишити простір перегляду трьох четвертей.

Наші результати відповідають результатам Кое-нена, Лавіна та Віланда (2005). У нашому випадку фактичні змінні – це ті, що є доступними у березні 2008 року для всього періоду дослідження. Що стосується ставок відсотка, то вони є реальними часовими рядами, тому що ставка відсотка не залежить від критики в реальному часі. Напротивагу, всі дані у реальному часі наявні для Управлінської ради ЄЦБ у період прийняття рішення, тож, представляє інформацію, за якою можна пояснити збільшення/зменшення ставки відсотка. Нажаль, останні значення для ЄЦБ ніколи не є своєчасними, оскільки інформація про них надходить з запізненням. Тож, при використанні даних, що надходять у реальному часі, реакція ЄЦБ буде запізненою.

Тому прогнози змінних враховані у функції реакції Тейлора повинні бути виконані. З цього випливає, що необхідно створити прогнози, що враховують “відсутність лагу”, тому що у цьому випадку порівняння між фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі залежатимуть від однакових часових періодів. Ми використовуємо цей тип прогнозу як першу стратегію.

Оскільки грошова політика ЄЦБ є середньостроковою, резонно використати далекоглядний прогноз, який ми використовуємо у другій емпіричній стратегії. Слідуюмо Сапер та Стурм (2007), які зробили

¹ Дане дослідження ґрунтується на прогнозах реальних даних, зроблених більшістю банків у ЄВС.

² База даних містить дані вибрані для щомісячних бюлетенів ЄЦБ. Остання дата обліку даних для статистики становить більше одного тижня до опублікування бюлетеню та співпадає з даними управлінської ради ЄЦБ під час прийняття рішення стосовно визначення ставки відсотка, тому що щомісячні збори (де приймаються рішення) проходять за тиждень до опублікування бюлетеня.

³ Ми враховуємо Грецію, що приєдналася до ЄВС у 2001 році та не враховуємо Словенію, яка стала його членом не раніше 2007 року.

прогнози на 6 місяців про інфляцію та спад виробництва на 3 місяці. Використовуючи ці горизонти прогнозування, розглядаємо середньострокову орієнтацію ЄЦБ. Крім того, беремо до уваги те, що першочерговою метою ЄЦБ є підтримати цінову стабільність, оскільки менший горизонт прогнозування спаду виробництва має інфляційний тиск, пов'язаний з цими врахованими змінними.

Інша проблема прогнозування – вибір методу прогнозування та бази даних, щоб відобразити далекоглядну поведінку Валютного управління, оскільки немає достовірних внутрішніх даних, доступних для дослідників. Тож, результати оцінок за правилом Тейлора, використовуючи розраховані прогнози, або дані дослідження є настільки правдивими, наскільки вони співпадають з прогнозами ЄЦБ¹. Тож, постає питання який метод прогнозування підходить у нашому випадку? За першою стратегією ми вирішили слідувати роботі Сапер та Стурм (2007) використовуючи процес AR(3) для моделювання щомісячних прогнозів. З метою визначення квартальних прогнозів ми вирішили використовувати AR(2) процес². Ці прогнози основані на даних, що надходять у реальному часі, що також доступні для управлінської ради під час прийняття рішення стосовно ставки відсотка.

Крім того, ми розрахували далекоглядні рівняння використовуючи оцінку нормативної чисельності персоналу ЄЦБ. Ці розрахунки є найкращим показником прогнозів Управлінської ради ЄЦБ під час прийняття рішення про ставки відсотка. З грудня 2000 року ці розрахунки опубліковувалися двічі на рік (у червні та грудні) під назвою “Економічні прогнози чисельності персоналу Євросистеми”. З вересня 2004 року останній доповнений “розрахунком нормативної чисельності персоналу ЄЦБ”, що входить також до березневого та вересневого випуску щомісячного бюлетеня ЄЦБ. Таким чином, маємо змогу зібрати часові ряди на квартальній основі для яких у третьому місяці кожної чверті нові розрахунки стають доступними. Для того, щоб врахувати ці прогнози, вибірка повинна починатися з четвертої чверті 2000 року та бути зваженою на відсутність будь-якого розрахунку у першій та третій чверті до третього кварталу 2004 року, приймаючи до уваги відповідні змінні попередніх розрахунків.

Повертаючись до правила Тейлора, тут необхідно використати 5 змінних. По-перше, ставка відсотка (i_t), по-друге, рівноважна реальна ставка відсотка

(r_t^*), по-третє, цільовий показник інфляції (π^*), по-четверте, темп інфляції (π_t), по-п'яте, спад виробництва ($y_t - y_t^*$), що складається з показників виробництва та потенційного виробництва.

Переходячи від найменш до найбільш комплексних змінних, ми починаємо з цільового показника інфляції, що дорівнює двом відсоткам, що у свою чергу відповідає проголошенню ЄЦБ з метою визначення цінової стабільності зі збільшенням НІСР, що сягає менше ніж два відсотки за середній показник. Показник ставки відсотка можна взяти з бази даних без урегулювання. Як показник темпу інфляції, взято щорічний приріст у НІСР. Таким чином, формула на визначення темпу інфляції виглядає як:

$$\pi_t = 100[\log(HICP_t) - \log(HICP_{t-12})]$$

(для щомісячних даних), (5)

$$\pi_t = 100[\log(HICP_t) - \log(HICP_{t-4})]$$

(для квартальних даних). (5a)

Використання цих змінних у фактичних даних – звичайне завдання, але коли справа стосується даних, що надходять у реальному часі вони стають більш складними, тому що у кожному періоді останні наявні значення можуть зменшитися до значення минулого року. Однак, через запізнення, останнє наявне значення ніколи не є фактичним. Для щомісячних даних лаг становить два місяці, а для квартальних даних – квартал³. При використанні прогнозів, ми просто використовуємо прогнозоване значення НІСР у відповідний час та вираховуємо її значення, яке воно мало рік тому.

Щоб мати чітку картину як ми визначили дані, представимо сценарій розповсюджений у січні 1999 року. Остання емпірична реалізація НІСР доступна для ЄЦБ – відноситься до листопада 1998 року. Змінна НІСР, що відстає на один рік (листопад 1997 року) вирахована з цього значення використовуючи рівняння (5). Ця різниця показує значення темпу інфляції у реальному часі в січні 1999 року. Для прогнозів проводимо таку ж саму процедуру. Знову представимо приклад визначення даних для січня 1999 року. Оскільки ми вирішили використовувати місячну частоту, ми зробили прогнози до липня 1999 року (6-місячний прогноз) використовуючи AR(3) процес для початкових часових рядів, доступних у січні 1999 року. Це означає, що ми повинні зібрати вісім додаткових результатів обробки даних початкових рядів (грудень 1998-липень 1999 року). З цих часових рядів

¹ Відповідні прогнози мають бути подібними до передбачень ЄЦБ щоб задовольнити моделювання правила Тейлора. Якщо ЄЦБ не робить помилок у прогнозі, у такому разі прогнози ЄЦБ матимуть правильні значення та будуть однаковими. Однак, це виглядає досить нереалістично.

² Ми також проводили експеримент з різними AR процесами. Але результати значно не змінилися.

³ Фактично, з листопада 2001 року ЄЦБ опубліковує попередні оцінки НІСР, щоб зменшило запізнення до одного місяця. Ми не використовуємо цих оцінок у нашому аналізі, тому що вони не доступні для всього періоду вибірки. Однак, ми перевіряємо робустність наших результатів додаючи попередні оцінки.

ми взяли значення січня 1999 року, вирахувавши його за значенням січня 1999 року, використовуючи рівняння (5) для своєчасних прогнозів та значення липня 1997, року вирахуване за значенням липня 1998 року, для далекоглядних прогнозів. Результати розрахунків прийняті як результат опрацювання даних станом на січень 1999 року у своєчасних часових рядах прогнозу та рядах далекоглядного прогнозу, відповідно. Що стосується квартальних даних зібраних за AR(2) процесом проводимо таку ж процедуру за винятком того факту, що горизонт прогнозування змінюється з 6 місяців до двох чвертей та використовуємо рівняння (5а) для розрахунку темпу інфляції.

Використовуючи розрахунок нормативної чисельності працівників ЄЦБ ми завжди використовуємо ці розрахунки щоб розширити прогнозовані ряди НІСР, оскільки ЄЦБ опубліковує прогнози кожного року. Тож, для четвертого кварталу 2000 року середні розрахунки темпу інфляції для 2000 року приймаються як своєчасні прогнози, а для далекоглядних прогнозів вибране середнє значення темпу інфляції для 2001 року доступне у четвертому кварталі 2000 року. Оскільки горизонт прогнозування складає дві чверті, то прогнозований темп інфляції визначається для другої чверті 2001 року. Обидва результати розглядаються як дані для четвертого кварталу 2004 року у відповідних часових рядах.

Щоб створити змінну визначення спаду виробництва, необхідно визначити потенційний об'єм виробництва. У літературі широко використовується НР-фільтр. Однак, метод НР-фільтру як і метод видалення тренду не обов'язково відображають правильний спосіб визначення потенційного об'єму виробництва¹. Тож ми також використовуємо показники потенційного об'єму виробництва на основі лінійного та квадратичного тренду². При використанні НР-фільтру параметр згладжування становить 14.400 – для щомісячних даних та 1.600 – для квартальних даних. З цими показниками потенційного об'єму виробництва стає можливим розрахувати спад виробництва, використовуючи наступну трансформацію:

$$Y_t = 100[\log(y_t) - \log(y_t^*)] \quad (6)$$

Що стосується фактичних даних, то можна розрахувати спад виробництва тому, що потенційний об'єм виробництва можна визначити за всім періодом вибірки. Визначити спад виробництва у реальному часі набагато складніше, оскільки після за-

снування ЄВС були наявні дані лише до його створення щоб визначити потенційний об'єм виробництва. Постає питання наскільки потрібно повернутися у минуле щоб зібрати ці оцінки.

Далі використовуємо дані десяти попередніх років, таким чином, спад виробництва у січні 1999 року визначався за даними, станом на січень 1989 року. Наприклад, для того, щоб визначити спад виробництва у реальному часі для кожного місяця/чверті, спад виробництва розраховується за даними десяти років, а останнє значення цього 10-річного періоду приймається за результат відповідного періоду у реальному часі.

Як приклад, у січня 1999 року спад виробництва розраховується на основі даних, визначених у період з січня 1998 по січень 1999 року і значення часового ряду в останній місяць прийняте як результат спаду виробництва у січні 1999 року³. Таку ж процедуру проводимо для всіх інших періодів для того, щоб визначити спад виробництва у реальному часі⁴. Щоб зібрати прогнозовані оцінки AR ми додаємо значення, використовуючи AR процеси, як і для створення показника темпу інфляції, припускаючи, що горизонт прогнозування складає три місяці/один квартал. Для кожних часових рядів виробництва ми визначаємо реалізацію потенційного об'єму виробництва, що використовується для показника спаду виробництва. На наступному кроці ми приймаємо відповідні значення кожного часового ряду та враховуємо їх у двох прогнозованих часових рядах спаду виробництва.

Для розрахунку нормативної чисельності працівників ми по-перше приймаємо до уваги фактор зростання виробництва для кожного року та помножуємо його на значення з запізненням у рік щоб отримати показник реального ВВП відповідного кварталу. Наступна процедура відповідає прогнозам, зробленим за AR процесами. За приклад розглянемо четвертий квартал 2000 року. В оригінальних часових рядах ВВП маємо дані до другого кварталу 2000 року, тому необхідно додати дані до першого кварталу 2001 року. Для третього та четвертого кварталів 2003 року використовуємо середній фактор економічного росту 2000 року, оскільки ці дані були доступні у четвертому кварталі 2000 року та множимо його на значення ВВП третього та четвертого кварталу 1999 року. Ми проводимо таку ж саму процедуру для наших прогнозів на перший квартал 2001 року, де до уваги прийма-

¹ Для порівняння між різними типами показників потенційного об'єму виробництва та їх значення для оцінки спаду виробництва дивись Чагні та Допке (2001).

² Потенційний об'єм виробництва з виключенням лінійного тренду визначається за рівнянням $y_{t_{lin}}^* = y_{0_{lin}}^* + \alpha \times t$, в той час як потенційний об'єм виробництва розрахований з квадратичним трендом отримується з рівняння $y_{t_{qua}}^* = y_{0_{qua}}^* + \beta \times t^2$, де α та β – коефіцієнти нахилу.

³ У цьому прикладі, ми ігноруємо проблему лагу за рахунок за простоти, але ми розраховуємо у 3 місяці та 2 чверті, відповідно, під час створення часових рядів.

⁴ Для того, щоб розрахувати добре відомі помилки вибірки викликані використанням НР-фільтру, ми також використовуємо прогнози часових рядів виробництва щоб розширити вибірку та уникнути цієї проблеми. Тож, використовуємо відповідні змінні (з запізненням) прогнозів розроблених за AR процесами. Однак за рахунок цього результати не змінюються.

ємо середній фактор економічного росту 2001 року, оскільки ці дані були доступними у четвертому кварталі 2000 року та множимо його на значення ВВП у першому кварталі 2000 року. З цими часовими рядами ми знову розраховуємо реалізацію потенційного об'єму виробництва, що використовується для створення показника спаду виробництва для четвертого кварталу 2000 року. Відповідні результати враховані у прогнозовані часові ряди спаду виробництва.

Остання незалежна змінна, яку необхідно визначити – рівноважна реальна ставка відсотка. Фактично, рівноважна реальна ставка відсотка у контексті правил Тейлора ніколи не відіграла притаманної для себе ролі, тому що вона була незмінною протягом тривалого проміжку часу, роблячи її частиною константи в економетричному аналізі.

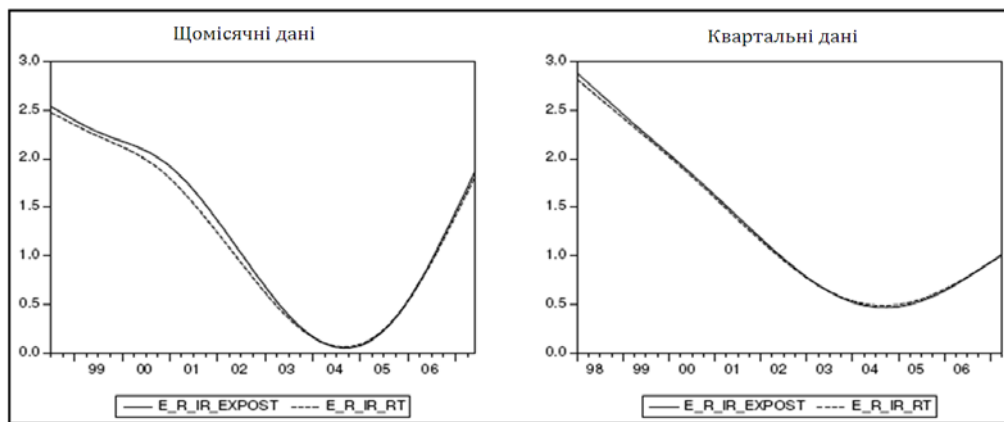
Однак, виникає невпевненість у тому, як розрахувати рівноважну реальну ставку відсотка. Це можна зробити за рахунок середньої багаторічної величини різниці між фактичною номінальною ставкою та інфляцією. Однак, такий показник залежатиме від періоду, використаного для визначення середньої величини. В альтернативі, прийняття незмінної рівноважної реальної ставки відсотка у довготривалому періоді може бути неправильним. Окрім очікуваного коефіцієнту окупності

капіталовкладень по матеріальним основним фондам та загальна схильність до заощадження, рівноважна реальна ставка відсотка може залежати від загальної невпевненості в економіці та ступеню кредитоздатності центрального банку. Якщо ці аспекти не приймаються до уваги, ставки за правилом Тейлора можуть отримати сумнівне інформативне значення.

Тож, економісти погоджуються, що рівноважна ставка відсотка ні в якому разі не є константою та може коливатися як інші змінні. Тож ми вставляємо показник рівноважної ставки відсотка у визначенні правила Тейлора, використовуючи рівняння Фішера з адаптивними очікуваннями для створення показника реальної ставки відсотка

$$r_t = i_t - \pi_t, \quad (7)$$

та вкінці використовуємо НР-фільтр для часових рядів, отриманих у результаті. Застосування методів видалення тренду – можливо найлегший та менш точний спосіб розрахувати рівень рівноваги, але як визначає Бу (2005): “цей спосіб підходить для періодів, коли інфляція та зростання виробництва є стійкими”, що відбувається у випадку, дослідженому нами. В результаті отримуємо часові ряди норми рівноваги представлені на рисунку 1.



Примітки: Суцільна лінія E_R_IR_EXPOST показує рівноважну реальну ставку відсотка, розраховану за фактичними даними; пунктирна лінія (E_R_IR_RT) покриває ті ж самі змінні за умов використання даних, що надходять у реальному часі. Джерело: EABCN та власні розрахунки.

Рис. 1. Реальні рівноважні ставки відсотка

На цьому рисунку, зображена розрахункова траєкторія рівноважної реальної ставки відсотка для щомісячних та кварталних даних. Обов'язковою умовою є те, що ставка не є константою. Фактично, її абсолютне відхилення становить 2.5%. Для рівноважної ставки відсотка, різке коливання кон'юнктури ринку виявилось досить сильним. Однак, шкала наших розрахунків відповідає реальним рівноважним ставкам відсотка, розрахованим іншими авторами, а саме Куаресма, Гнан та Рітзбергер-Груен-Вальд (2004, с. 194), Гарн'єр Вільгельмсен (2009), які отримали подібне відхилення. Гра-

фіки на рисунку 1 показують, що початкові ставки відсотка, визначені за рівнянням Фішера, є незмінними, що ми і очікували. Ми визначили, що форми кривих є досить подібними – не залежать від того, на основі яких даних вони визначаються: фактичних даних чи даних, що надходять у реальному часі. Тож, різниці у коефіцієнтах правила Тейлора можна пояснити за рахунок різниць у показниках.

4. Результати оцінки

Зараз оцінюємо функції реакції Тейлора, використовуючи генералізований метод моментів (GMM).

Як інструменти ми використовуємо лагові значення змінних з правого боку рівняння. Що стосується щомісячних даних, набір інструментів охоплює останні шість місяців інфляції та спаду виробництва. Коли ми використовуємо квартальні дані, максимальне число лагів зменшується з шести до чотирьох¹. У будь-якому випадку згідно зі звичайним аналізом необхідно мати шість лагів рівноважної ставки відсотка. За матрицю вагових коефіцієнтів ми вибираємо гетероскедастичність та обґрунтовану при автокореляції НАС матрицю, створену Ньюею та Вестом (1987).

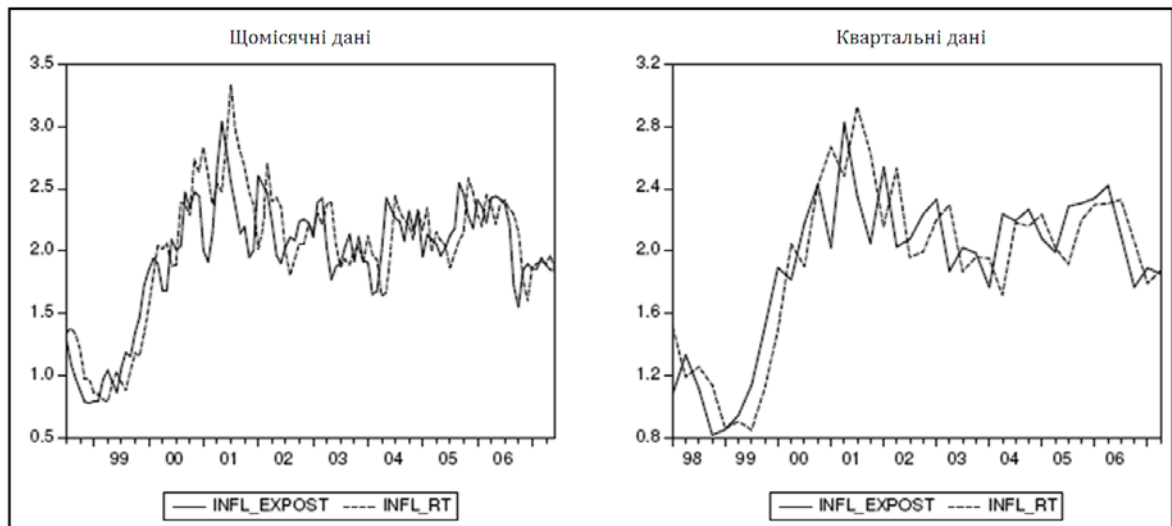
Наші регресійні рівняння виходять з рівнянь (2) та (4), що були пояснені у розділі 1. З метою проведення оцінки їх можна записати наступним чином, приймаючи до уваги 2% темп інфляції:

$$i_t = a_0 + r_t^* - (a_\pi - 1) \times 2 + a_\pi \pi_t + a_y Y_t + \varepsilon_t, \quad (2a)$$

$$i_t = \rho \times i_{t-1} + (1-\rho) \times [a_0 + r_t^* - (a_\pi - 1) \times 2 + a_\pi \pi_t + a_y Y_t] + \varepsilon_t, \quad (3a)$$

$$i_t = a_0 + r_t^* - (a_\pi - 1) \times 2 + a_\pi \times E(\pi_{(t+j)}) + a_y \times [E(y_{(t+j)}) - \bar{y}_t] + \varepsilon_t. \quad (4a)$$

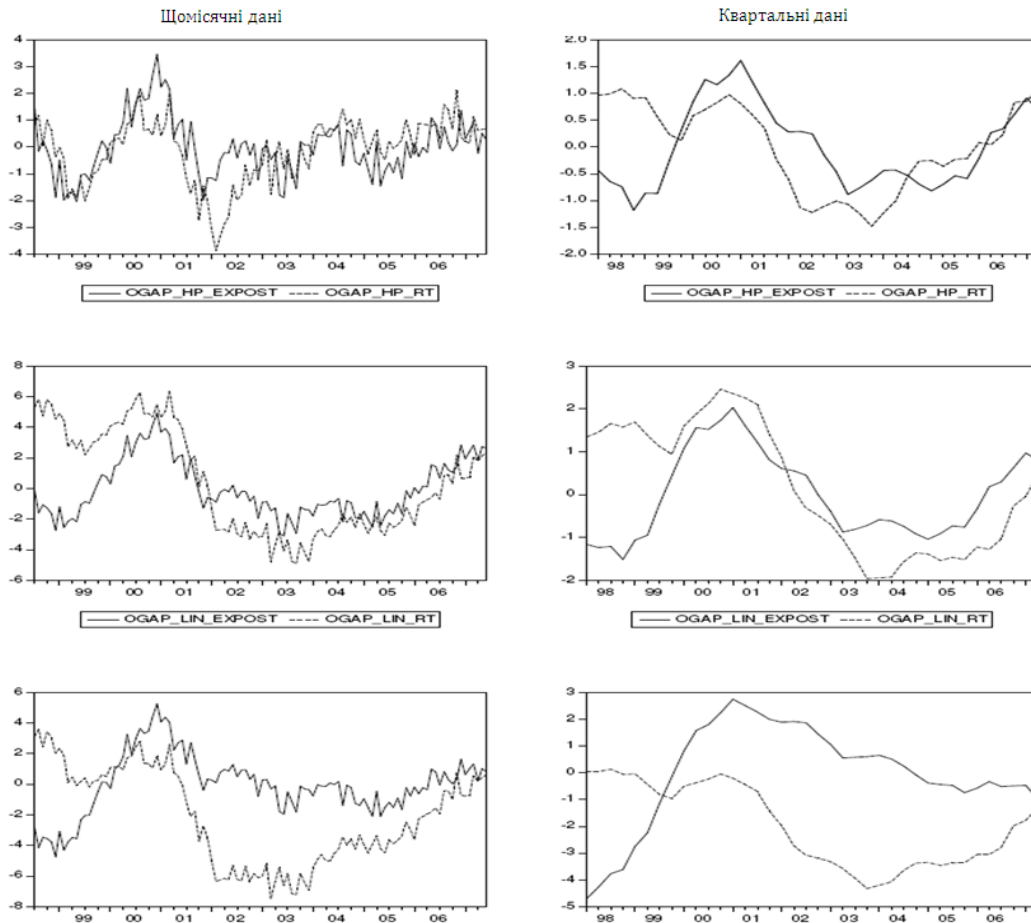
Тут константа a_0 дорівнює нулю, оскільки всі змінні є постійними величинами (рівноважна реальна ставка відсотка та показник цільової інфляції) у визначенні правила Тейлора. Фактично, ми виходимо за межі цих трьох визначень, додаючи прогнози згладженої відсоткової ставки за правилом Тейлора, об'єднуючи рівняння (3a) та (4a). Ми відображаємо перші візуальні дані потенційних чисельних різниць у реалізації змінних бази фактичних даних та даних, що надходять у режимі реального часу на рисунках 2 та 3.



Примітка: Суцільна лінія (INFL_EXPOST) показує темп інфляції, розрахований за фактичними даними; пунктирна лінія (INFL_RT) покриває змінні темпу інфляції наявні для політиків у реальному часі.
Джерело: EABCN та власні розрахунки.

Рис. 2. Темпи інфляції за фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі

¹ Вибір інструментів зроблений відповідно до емпіричної літератури. Щомісячні дані дослідили Сапер та Стурм (2007), квартальні дані – Белке та Поллеїт (2007). Незважаючи на те, що використання моделі GMM не є необхідністю при оцінці реальних та далекоглядних правил Тейлора, ми вирішили використати її у визначеннях тому що в іншому випадку ми мали б враховувати помилку моделі, якої хочемо уникнути. Також припускаємо використання інформаційного критерію для того, щоб отримати “найкращі” визначення, але це б означало використання різних інструментів для кожної оцінки. Оскільки різний вибір інструментів – це додаткове джерело відмінностей між оцінками, ми відчуваємо себе зобов’язаними використовувати незмінний ряд інструментів.



Примітки: Суцільна лінія показує спади виробництва, визначені за фактичними даними; пунктирна лінія показує спади виробництва на основі даних, що надходять у реальному часі; скорочення HP, LIN, QUA показують те, що потенційний об'єм виробництва для визначення спаду виробництва, розрахований з використанням HP-фільтру, лінійного або квадратичного тренду. Джерело: EABCN та власні розрахунки.

Рис. 3. Спади виробництва на основі фактичних даних та даних, що надходять у реальному часі

На рисунку 2 представлено відповідні темпи інфляції. Обов'язковою умовою є те, що різниці виникають за рахунок вимушених лагів у два місяці та одну чверть, відповідно (дивись розділ 3). Це не дивує, оскільки на дані про інфляцію не впливає статистична невпевненість (темпи інфляції розраховуються, а не оцінюються) і вони пізніше не переглядаються.

На противагу, часові ряди спаду виробництва, представлені на рисунку 3, відрізняються у багатьох випадках. Особливо на початку періоду дослідження емпірична реалізація спаду виробництва значно відхиляється одна від одної, що свідчить про статистичну невпевненість та перегляд даних.

За винятком нижніх двох графіків, що показують спад виробництва, розрахований використовуючи потенційний об'єм виробництва сформований з урахуванням квадратичного тренду, стає очевидним, що обидві лінії стають ближчими після першого року. Отже, робимо висновок про меншу статистичну невпевненість та перегляд даних.

4.1. Оцінки правил Тейлора – фактичні дані проти даних, що надходять у реальному часі. Використовуємо матрицю змінних для оцінки коефіцієнтів функцій реакції Тейлора. У таблиці 1 показано відповідні оцінки оригінального правила Тейлора без ставок відсотка та будь-яких далекоглядних компонентів.

Таблиця 1. Оцінки оригінального правила Тейлора (рівняння (2a))

	Фактичні дані						Дані, що надходять у реальному часі					
	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)	(1.6)	(1.7)	(1.8)	(1.9)	(1.10)	(1.11)	(1.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
a_0	0.04 (0.04)	0.15*** (0.04)	0.06** (0.03)	0.06 (0.05)	-0.04 (0.04)	-0.40*** (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.07 (0.04)	0.09* (0.05)	-0.03 (0.08)	-0.04 (0.07)	0.47*** (0.14)
a_π	0.75*** (0.08)	0.23* (0.12)	0.17 (0.12)	0.80*** (0.15)	0.94*** (0.12)	0.68** (0.26)	0.96*** (0.08)	1.36*** (0.08)	1.38*** (0.08)	1.34*** (0.11)	1.45*** (0.18)	1.52*** (0.17)
a_y	0.32*** (0.02)	0.15*** (0.02)	0.20*** (0.02)	0.80*** (0.10)	0.53*** (0.04)	0.22** (0.10)	0.24*** (0.06)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.44*** (0.10)	0.23*** (0.04)	0.24*** (0.04)

Продовження табл. 1

	Фактичні дані						Дані, що надходять у реальному часі					
	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)	(1.6)	(1.7)	(1.8)	(1.9)	(1.10)	(1.11)	(1.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
Зваж. R^2	0.87	0.73	0.84	0.81	0.83	0.53	0.80	0.81	0.81	0.75	0.70	0.72
J-стат.	0.12 (0.67)	0.06 (0.68)	0.06 (0.75)	0.11 (0.58)	0.10 (0.62)	0.12 (0.56)	0.07 (0.66)	0.13 (0.60)	0.13 (0.58)	0.13 (0.51)	0.11 (0.58)	0.12 (0.54)

Примітки: GMM оцінки, *, **, *** означають значимість на 10%, 5%, 1% рівні, стандартні похибки представлені в дужках, для J-статистики р-значення представлені в дужках; M – щомісячні оцінки, Q – квартальні оцінки, HP – HP-фільтр, LIN – лінійний тренд, QUA – квадратичний тренд.

На основі результатів, представлених у таблиці 1, визначаємо, що у фактичному та реальному часі коефіцієнти темпу інфляції та спаду виробництва майже завжди значно відрізняються від нуля, а це рідко є аргументом на користь незмінної величини (a_0). Ця модель підтримує гіпотезу про те, що показник цільової інфляції та рівноважна реальна ставка відсотка – єдині показники, що впливають на константу, а тому за рахунок їх моделювання постійна величина отримує значення 0.

Якщо провести оцінки на основі фактичних даних (колонки 1.1-1.6), принцип Тейлора ($a_\pi > 1$) завжди порушується. Згідно з цією інтерпретацією, ЄЦБ проводив політику стабілізації, забезпечуючи, таким чином, інфляційні та дефляційні відхилення від макроекономічної рівноваги в економіці. Картина змінюється на краще коли ми використовуємо дані, що надходять у реальному часі (колонки 1.7-1.12). У цьому випадку, умова за якою $a_\pi > 1$ виконується в усіх оцінках, окрім колонки 1.7. Крім того, оцінені коефіцієнти практично дорівнюють 1.5, як і зазначає Тейлор. Тож, у реальному часі ЄЦБ слідує політиці агресивної боротьби з інфляцією. Однак, стосовно коефіцієнту спаду виробництва маємо протилежне. Тут, реакція більша, якщо ми використовуємо фактичні дані (колонки 1.1-1.6), що свідчить про більш активну реакцію на ці змінні. На противагу, змінна спаду виробництва

є менш важливою у реальному часі (колонки 1.7-1.12), навіть якщо вона залишається значною з очікуваним позитивним знаком.

Ці результати суперечать результатам дослідження Гердерсмер та Роффіа (2005), які визначили сильнішу реакцію ЄЦБ на спад виробництва у реальному часі у порівнянні зі сценарієм фактичних даних, оскільки інфляція стає менш важливою. Однак, наші результати відповідають результатам Сапер та Стурм (2007), які досліджували правила Тейлора з згладжування ставки відсотка навіть якщо коефіцієнт інфляції, оцінений у реальному часі, не перевищує одиницю.

Слід також зазначити, що наші емпіричні результати не залежать від частоти визначення даних. У обох випадках – щомісячні та квартальні дані – ми маємо змогу визначити сильнішу реакцію грошової політики ЄЦБ на інфляцію та слабшу реакцію на спад виробництва у реальному часі. Тож, на результати не впливає частота визначення даних.

4.2. Оцінки правила Тейлора зі згладжуванням ставки відсотка – фактичні дані проти даних, що надходять у реальному часі. Підсумуємо, для правила Тейлора без згладжування ставки відсотка різниці результатів є досить значними. Чи це також визначається для правил Тейлора, враховуючи згладжування ставки відсотка, можна прослідкувати на основі вхідних даних у таблиці 2.

Таблиця 2. Оцінки правила Тейлора зі згладжуванням ставки відсотка (рівняння (3а))

	Фактичні дані						Дані, що надходять у реальному часі					
	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)	(2.5)	(2.6)	(2.7)	(2.8)	(2.9)	(2.10)	(2.11)	(2.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
ρ	0.88*** (0.04)	0.79*** (0.04)	0.72*** (0.02)	0.43*** (0.08)	0.55*** (0.09)	0.77*** (0.09)	0.97*** (0.04)	0.92*** (0.03)	0.96*** (0.03)	0.95*** (0.10)	0.48** (0.19)	0.72*** (0.10)
a_0	0.24 (0.16)	0.09* (0.05)	-0.02 (0.03)	-0.06 (0.03)	-0.01 (0.07)	-0.71*** (0.16)	-0.58 (0.84)	0.87*** (0.30)	3.25 (2.52)	2.16 (4.72)	0.21* (0.10)	1.81*** (0.48)
a_π	0.89*** (0.26)	1.24*** (0.11)	0.87*** (0.09)	1.19*** (0.07)	1.29*** (0.12)	1.89* (0.99)	4.59 (5.55)	1.52*** (0.50)	2.21 (1.34)	16.01 (37.16)	2.16*** (0.37)	1.00* (0.54)
a_y	0.70*** (0.24)	0.26*** (0.04)	0.25*** (0.02)	0.73*** (0.07)	0.68*** (0.10)	0.04 (0.27)	0.93 (1.65)	0.37*** (0.12)	0.76 (0.59)	5.11 (11.71)	0.40*** (0.08)	0.62*** (0.14)
Зваж. R^2	0.98	0.98	0.98	0.92	0.91	0.82	0.97	0.96	0.97	0.70	0.68	0.81
J-стат.	0.11 (0.60)	0.11 (0.63)	0.12 (0.86)	0.09 (0.89)	0.14 (0.71)	0.16 (0.71)	0.12 (0.76)	0.09 (0.96)	0.12 (0.91)	0.12 (0.84)	0.11 (0.81)	0.17 (0.78)

Примітки: GMM оцінки, *, **, *** позначають значимість на 10%, 5%, 1% рівні, стандартні похибки знаходяться в дужках, для J-статистики р-значення знаходяться в дужках; M – щомісячна оцінка, Q – квартальна оцінка, HP – HP-фільтр, LIN – лінійний тренд, QUA – квадратичний тренд.

Врахування згладжування ставки відсотка значно змінює результати. Що стосується щомісячних даних (колонки 2.1-2.3 та 2.7-2.9) ставки відсотка з лагом є значними та отримують значення приблизно 0.7 у всіх визначеннях. Якщо використовуються квартальні дані (колонки 2.4-2.6 та 2.10-2.12), ступінь згладжування ставки відсотка є менш зрозумілим, оскільки має більше відхилення: емпірична реалізація визначеного ρ коливається від 0.43 до 0.95.

Однак, щонайменше для щомісячних даних розглянемо результати з таблиці 2. Якщо ми використовуємо фактичні дані (колонки 2.1-2.3), параметр згладжування ставки відсотка, хоча він є відносно високим, буде нижчим ніж у випадку оцінки даних, що надходять у реальному часі (колонки 2.7-2.9), де коефіцієнт близький до одиниці у всіх визначеннях. Для щоквартальних оцінок такий висновок можна зробити для випадків, де ми використовуємо спад виробництва за НР-фільтром (колонка 2.10). Цей результат відповідає рекомендаціям Орфанідес (2003) про те, що керівники центральних банків повинні униками надмірної реакції, враховуючи те, що доступні дані, що надходять у режимі реального часу можуть бути неправильно визначені.

Нажаль, коефіцієнти правила Тейлора мало оцінюються у випадку даних, що надходять у реальному часі. Це може відбуватися за рахунок високих емпіричних реалізацій параметру згладжування. Фактично, виділяють три з шести визначень, де коефіцієнти правила Тейлора значно відрізняються від нуля (колонки 2.8, 2.11 та 2.12). У цьому випадку, правило Тейлора виконується, але зараз також визначаються більший коефіцієнт спаду виробництва у порівнянні з результатами таблиці 1. Однак, у трьох інших випадках (колонки 2.7, 2.9 та 2.10), у яких коефіцієнти правила Тейлора є незначними реалізація ставки відсотка – найкращий показник майбутньої ставки відсотка.

Загалом, виявляється що коефіцієнти правила Тейлора оцінюються більш точно з фактичними даними. Єдине виключення становить колонка 2.6, де коефіцієнти є значними. На протигагу оцінкам, проведеним використовуючи фактичні дані без параметру згладжування (колонки з 1.1 до 1.6), коефіцієнт інфляції задовольняє правило Тейлора у

більшості випадків. Крім того, коефіцієнт спаду виробництва має тенденцію до незначного зростання.

Систематичне порівняння оцінок правила Тейлора на основі фактичних даних та даних, що надходять у реальному часі має значення лише тоді, коли ми отримуємо значні оцінки для двох типів даних. Докладний огляд результатів таблиці 2 показує, що це лише випадок для оцінок лінійного тренду (колонки 2.2 та 2.5 – для фактичних даних, 2.8 та 2.11 – для даних, що надходять у режимі реального часу). Коефіцієнт інфляції збільшується якщо ми використовуємо дані, що надходять у реальному часі. Однак, для спаду виробництва виникає невідзначена картина, оскільки оцінені коефіцієнти збільшуються у одному випадку та збільшуються у другому. Але, збільшення у випадку щомісячних даних може відбуватися за рахунок високого параметру згладжування. Ми відчуваємо зобов'язання зробити акцент на тому, що спад виробництва зменшується з використанням реальних даних.

4.3. Оцінки правила Тейлора на основі даних, що надходять у реальному часі – прогнози поточного періоду та “правдиві” прогнози отримані в результаті AR процесів проти первинних даних, що надходять у реальному часі. Далі проводимо порівняння виконання оцінок правила Тейлора в залежності від використання фактичних даних та даних, що надходять у реальному часі. Дані доступні для ЄЦБ у той час, коли він має прийняти рішення. Далі перевіряємо чи змінюються наші оцінки на основі даних, що надходять у реальному часі якщо ми використовуємо прогнози у реальному часі. Якщо ми знаходимо значні різниці чисельних оцінок між двома типами правил Тейлора ми можемо визначити вплив використання даних, що надходять у реальному часі.

Ми намагаємося не обмежуватися порівняльними дослідженнями, у яких одночасно визначають ці впливи. Крім того, ми відчуваємося зобов'язаними довести те, що здатні визначити чи обидва впливи мають значення чи результати визначаються лише одним джерелом, в той час як інший взагалі не має значення. Для того щоб це визначити, представляємо оцінки правила Тейлора на основі прогнозованих макро змінних без згладжування ставки відсотка та два різні прогнози у таблиці 3.

Таблиця 3. Оцінки правил Тейлора на основі прогнозованих за макрозмінних AR – дані, що надходять у реальному часі (рівняння (4a))

	Прогноз для поточного періоду						Прогнозована інфляція за 6 міс. / спад вир-ва за 3 міс.					
	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)	(3.6)	(3.7)	(3.8)	(3.9)	(3.10)	(3.11)	(3.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LN}^Q	Y_{QUA}^Q
a_0	0.00 (0.06)	-0.05 (0.04)	0.03 (0.06)	0.13* (0.07)	0.01 (0.05)	0.39*** (0.13)	-0.03 (0.08)	0.12*** (0.03)	-0.09 (0.13)	-0.04 (0.09)	0.13*** (0.05)	1.61*** (0.07)

Продовження табл. 3

	Прогноз для поточного періоду						Прогнозована інфляція за 6 міс. / спад вир-ва за 3 міс.					
	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)	(3.6)	(3.7)	(3.8)	(3.9)	(3.10)	(3.11)	(3.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
a_π	1.22*** (0.10)	1.62*** (0.08)	1.61*** (0.08)	1.52*** (0.14)	1.54*** (0.18)	1.55*** (0.19)	0.19 (0.18)	0.54*** (0.09)	0.12 (0.18)	2.67*** (0.27)	0.26 (0.17)	0.33* (0.17)
a_y	0.19*** (0.07)	0.03** (0.02)	0.04** (0.02)	0.37*** (0.14)	0.20*** (0.05)	0.21*** (0.06)	-0.13 (0.12)	0.12*** (0.01)	-0.00 (0.03)	0.92*** (0.29)	0.44*** (0.05)	0.63*** (0.03)
Зваж. R^2	0.85	0.80	0.80	0.50	0.52	0.52	0.72	0.76	0.70	0.34	0.58	0.28
J-стат.	0.08 (0.51)	0.11 (0.71)	0.11 (0.71)	0.13 (0.50)	0.12 (0.52)	0.12 (0.54)	0.05 (0.82)	0.11 (0.73)	0.05 (0.82)	0.13 (0.47)	0.07 (0.87)	0.12 (0.64)

Примітки: GMM оцінки, *, **, *** показують значимість на 10%, 5%, 1% рівні, стандартні похибки представлені в дужках, для J-статистики р-значення представлені в дужках; M – щомісячні оцінки, Q – квартальні оцінки, HP – HP-фільтр, LIN – лінійний тренд, QUA – квадратичний тренд.

Використовуючи прогноз для поточного періоду (що є необхідним, оскільки валютна політика проводиться з запізненням) отримуємо майже ті ж самі результати як і за даними, що надходять у реальному часі у таблиці 1 (колонки 3.1-3.6 та 1.7-1.12). Фактично, це навіть посилює картину визначену зростанням інфляції і навіть більше одночасно зменшує реакцію виробництва. Однак, слід зазначити, що впроваджуючи ці прогнози зважені R^2 знижуються для квартальних даних (колонки 3.4-3.6).

Якщо ми використовуємо правдиві прогнози (колонки 3.7-3.12), з горизонтом у шість місяців для інфляції та три місяці – для спаду виробництва, загальна картина значно змінюється. Як показано у таблиці 3, колонки з 3.7 до 3.9, правило Тейлора не діє оскільки всі коефіцієнти не значні. У колонці 3.8 оцінені коефіцієнти є значними, але правило Тейлора порушується, оскільки показник спаду виробництва залишається більш менш незмінним.

Коли ми використовуємо квартальні дані, точність відбору регресійних рівнянь досить низька, що визначено за зваженим R^2 . Детальний огляд результатів у колонках з 3.10 по 3.12 показує, що важливість спаду виробництва збільшується коли використані прогнози на основі даних, що надхо-

дять у реальному часі визначаються як вхідні змінні. У всіх трьох випадках, визначені коефіцієнти спаду виробництва більші за їх аналоги у реальному часі, що представлено у колонках 1.10-1.12 у таблиці 1. Однак, показник інфляції у “правильних” прогнозованих правилах Тейлора у більшості випадків приймає значення менше за одиницю (колонки 3.11 та 3.12). Але при використанні HP-фільтру, як показника потенційного об’єму виробництва, параметр інфляції навіть збільшується¹. Незважаючи ні на що, це ні в якому разі не означає, що результати отримані на основі HP-фільтру є кращими за інші. Отже, окрім одностороннього значення (колонка 3.10) можна знову зробити висновок, що результати оцінок не залежать від вибраної частоти.

4.4. Оцінки правил Тейлора зі згладжуванням ставки відсотка на основі даних, що надходять у реальному часі – прогнози поточного періоду та “правдиві” прогнози визначені за AR процесами проти оригінальних змінних, що надходять у реальному часі. У цій частині нашого порівняльного дослідження ми перевіряємо результати функцій реакції Тейлора на основі часових рядів макрозмінних визначених у прогнозах поточного періоду та “правильних прогнозах”. Результати оцінок представлені у таблиці 4.

Таблиця 4. Оцінки правила Тейлора зі згладжуванням ставки відсотка на основі змінних прогнозованих за AR (рівняння (3а) та (4а))

	Прогноз для поточного періоду						Прогнозована інфляція за 6 міс. / спад вир-ва за 3 міс.					
	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.4)	(4.5)	(4.6)	(4.7)	(4.8)	(4.9)	(4.10)	(4.11)	(4.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
ρ	0.83*** (0.05)	0.94*** (0.03)	0.95*** (0.02)	0.69*** (0.09)	0.38*** (0.11)	0.54*** (0.08)	0.93*** (0.02)	0.86*** (0.03)	0.92*** (0.03)	0.86*** (0.04)	0.39*** (0.10)	0.62*** (0.06)
a_0	-0.25*** (0.06)	1.16** (0.49)	2.29** (1.04)	0.32** (0.14)	0.12** (0.06)	1.64*** (0.20)	-0.14 (0.14)	0.48*** (0.13)	1.87** (0.73)	0.51* (0.27)	0.13** (0.05)	2.04*** (0.30)
a_π	1.67*** (0.19)	1.80* (0.98)	2.45** (1.09)	2.06*** (0.43)	0.42 (0.46)	-0.19 (0.25)	1.25*** (0.37)	0.26 (0.18)	1.09*** (0.37)	0.97 (0.68)	0.20 (0.21)	0.41 (0.29)

¹ Це порівняння має ґрунтуватися на наших оцінках, використовуючи показник спаду виробництва без урахування лінійного тренду, оскільки це були найзначиміші оцінки правила Тейлора при використанні згладжування ставки відсотка у реальному часі.

Продовження табл. 4

	Прогноз для поточного періоду						Прогнозована інфляція за 6 міс. / спад вир-ва за 3 міс.					
	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.4)	(4.5)	(4.6)	(4.7)	(4.8)	(4.9)	(4.10)	(4.11)	(4.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
a_y	0.23 (0.17)	0.54** (0.24)	0.70** (0.32)	1.58*** (0.50)	0.44*** (0.07)	0.68*** (0.08)	-0.07 (0.15)	0.26*** (0.05)	0.51*** (0.18)	1.79** (0.71)	0.51*** (0.05)	0.72*** (0.10)
Зваж. R^2	0.97	0.97	0.97	0.84	0.76	0.66	0.98	0.97	0.98	0.89	0.76	0.79
J-стат.	0.11 (0.83)	0.09 (0.98)	0.10 (0.95)	0.14 (0.86)	0.15 (0.66)	0.13 (0.74)	0.13 (0.74)	0.09 (0.91)	0.11 (0.87)	0.16 (0.61)	0.14 (0.77)	0.12 (0.86)

Примітка: GMM оцінки, *, **, *** показують значимість на 10%, 5%, 1% рівні, стандартні похибки представлені в дужках, для J-статистики р-значення представлені в дужках; М – щомісячні оцінки, Q – квартальні оцінки, HP – HP-фільтр, LIN – лінійний тренд, QUA – квадратичний тренд.

Високий ступінь згладжування ставки відсотка на основі місячних даних (колонки 4.1 до 4.3 та 4.7 до 4.9), про який ми вже говорили у розділі 4.2, також підтримується прогнозами, навіть якщо параметр згладжування виявляється дещо нижчим у порівнянні з нашими оцінками, у яких ми використовували дані, що надходять у режимі реального часу (колонки з 2.7 по 2.9), що у свою чергу приводить до значних коефіцієнтів інфляції та спаду виробництва. Що стосується коефіцієнту інфляції ми отримали результат, що реакції навіть сильніші коли поточні прогнози підтверджуються, в той час як з правилами Тейлора все відбувається навпаки, що було визначено у розділі 4.3¹. Однак, оцінений коефіцієнт спаду виробництва становить 0.54 для поточних прогнозів (колонка 4.2) та 0.26 (колонка 4.8) для правдивих далекоглядних прогнозів а, тому, залишається досить близьким до їх аналогів у реальному часі (0.37 у колонці 2.8)).

Якщо замість щомісячних даних використовуються квартальні дані (колонки 4.4-4.6 та 4.10-4.12), емпірична модель виглядає дещо по іншому. Таким же чином, як і для квартальних даних у таблиці 2, параметр згладжування значно відрізняється у визначеннях, незалежно від того, який тип прогнозу використовується. Крім того, для обох типів прогнозів важливість показника спаду виробництва дещо збільшується і він залишається

ся порівняно значним (ряд 4, колонки 4.5-4.6 та 4.11-4.12, відповідно), в той час як коефіцієнт інфляції різко знижується, приймаючи значення нижче за одиницю, таким чином порушуючи принцип Тейлора (колонки 4.5-4.6 та 4.11-4.12, відповідно). Фактично, всі коефіцієнти (колонка 4.4) окрім ставки відсотка стають незначними і в одному випадку знак оцінених коефіцієнтів стає від'ємним (колонка 4.6).

4.5. Оцінки правила Тейлора на основі даних, що надаються у реальному часі – прогнози поточного періоду та “правдиві” прогнози оцінені використовуючи розрахунок нормативної чисельності персоналу проти оригінальних змінних, що надходять у реальному часі. В останній частині нашого аналізу використовується розрахунок нормативної чисельності персоналу для розробки прогнозів. Як зазначалося раніше, ці прогнози повинні відповідати тим, які робила управлінська рада ЄЦБ під час прийняття рішення про ставку відсотка. Оскільки ці розрахунки доступні лише з квартальною частотою, ми тільки покладаємося на оцінки правила Тейлора з та без згладжування ставки відсотка. Однак, як зазначалося у розділах 4.1 та 4.3, наші результати не повинні залежати від частоти. Представляємо оцінки правила Тейлора з та без згладжування ставки відсотка на основі розрахунку нормативної чисельності працівників у таблиці 5.

Таблиця 5. Оцінки правила Тейлора з та без згладжування ставки відсотка на основі розрахунку нормативної чисельності працівників (рівняння (3а) та (4а))

	Прогноз для поточного періоду						Прогнозована інфляція за 6 міс. / спад вир-ва за 3 міс.					
	(5.1)	(5.2)	(5.3)	(5.4)	(5.5)	(5.6)	(5.7)	(5.8)	(5.9)	(5.10)	(5.11)	(5.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
ρ				0.75*** (0.02)	0.51*** (0.05)	0.64*** (0.03)				0.76*** (0.09)	0.72*** (0.07)	0.89*** (0.03)
a_0	-0.30*** (0.07)	0.08** (0.03)	1.83*** (0.19)	-0.42*** (0.06)	-0.06 (0.07)	0.75** (0.28)	-0.38*** (0.07)	0.57*** (0.13)	2.11*** (0.21)	-0.07 (0.16)	1.01*** (0.16)	1.33** (0.52)
a_π	1.01** (0.44)	0.83*** (0.20)	1.09*** (0.29)	2.75*** (0.23)	1.19*** (0.22)	1.64*** (0.29)	-0.01 (0.29)	1.09*** (0.26)	0.38** (0.18)	0.17 (1.31)	1.30** (0.47)	2.82*** (0.58)

¹ Повну картину можна отримати за результатами таблиці 4 про те, що використання квартальних HP оцінок має потенціал значно змінити результати оцінки.

Продовження табл. 5

	Прогноз для поточного періоду						Прогнозована інфляція за 6 міс. / спад вир-ва за 3 міс.					
	(5.1)	(5.2)	(5.3)	(5.4)	(5.5)	(5.6)	(5.7)	(5.8)	(5.9)	(5.10)	(5.11)	(5.12)
	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q	Y_{HP}^M	Y_{LIN}^M	Y_{QUA}^M	Y_{HP}^Q	Y_{LIN}^Q	Y_{QUA}^Q
a_y	0.14 (0.16)	0.32*** (0.04)	0.76*** (0.07)	0.71*** (0.15)	0.31*** (0.04)	0.44*** (0.09)	0.37** (0.17)	0.80*** (0.12)	0.74*** (0.07)	1.75** (0.66)	1.01*** (0.13)	0.47*** (0.16)
Зваж. R^2	0.27	0.59	0.52	0.78	0.72	0.76	0.30	0.61	0.81	0.90	0.79	0.87
J-стат.	0.17 (0.55)	0.18 (0.53)	0.13 (0.69)	0.28 (0.69)	0.25 (0.56)	0.28 (0.56)	0.17 (0.58)	0.19 (0.62)	0.21 (0.45)	0.11 (0.44)	0.22 (0.66)	0.25 (0.67)

Примітка: GMM оцінки, *, **, *** показують значимість на 10%, 5%, 1% рівні, стандартні похибки представлені в дужках, для J-статистики р-значення представлені в дужках; М – щомісячні оцінки, Q – квартальні оцінки, HP – HP-фільтр, LIN – лінійний тренд, QUA – квадратичний тренд. Період вибірки: з четвертого кварталу 2000 року по другий квартал 2007 року.

Для прогнозів поточного періоду без згладжування ставки відсотка (колонки 5.1-5.3) ми визначили зменшення реакції на інфляцію у порівнянні з оцінками у реальному часі та AR (колонки 1.10-1.12 та 3.4-3.6)¹. Однак, ці результати викликані тим, що період вибірки прогнозів розрахунку нормативної чисельності працівників починається пізніше і у перші два роки після заснування ЄЦБ (1999 та 2000 роки) ставки відсотка не досягали цільового значення у два відсотки, що у свою чергу викликає більш агресивну реакцію (разом з цим збільшується коефіцієнт інфляції). Для коефіцієнту спаду виробництва загальні результати змішані. Оскільки важливість цих коефіцієнтів зменшується з використанням спаду виробництва, визначеного за HP-фільтром (колонка 3.1 порівнюється з колонками 1.10 та 3.4) вони зростають для останніх двох визначень (колонки 3.2-3.3 порівнюються з колонками 1.11-1.12 та 3.5-3.6). Для “правильних прогнозів” (колонки 5.7-5.9) ті ж самі висновки можна зробити для AR прогнозів про те, що реакція виробництва збільшується, а реакція на інфляцію зменшується.

При додаванні показника згладжування ставки відсотка визначаємо, що у двох визначеннях, які можна порівняти з оцінками у реальному часі (колонки 5.5-5.6 та 5.11-5.12), правило Тейлора про коефіцієнт інфляції, що перевищує одиницю завжди виконується, що не притаманно оцінкам AR. Однак, те чи реакція на інфляцію збільшується або зменшується у порівнянні з оцінками у реальному часі залежить від побудови спаду виробництва. У визначеннях, використовуючи спад виробництва за виключенням лінійного тренду (колонки 5.5 та 5.11) реакція зменшується, протилежне відбувається для оцінок на основі квадратичного тренду спаду виробництва (колонки 5.6 та 5.12). Для визначення спаду виробництва використовуючи поточні прогнози вплив зменшується у порівнянні з

оцінками у реальному часі (колонки 5.5-5.6 у порівнянні з 2.11-2.12). Дані про “правдиві” прогнози змішані, оскільки реакція спаду виробництва збільшується у одному визначенні (колонка 4.11) та знижується у іншому (4.12).

Загалом, наступна емпірична картина виникає на основі часткових результатів представлених у таблицях 1-5. При оцінці правил Тейлора для єврозони за фактичними даними, оцінений коефіцієнт інфляції має схильність до зменшення, а на противагу, коефіцієнт спаду виробництва має схильність до збільшення (розділ 4.1), якщо порівнювати з оцінками використовуючи дані у реальному часі. Коли ми додаємо показник згладжування ставки відсотка до емпіричних визначень правила Тейлора, аргументуємо наші попередні результати.

Що стосується впровадження далекоглядних елементів у правила Тейлора використовуючи дані, що надходять у реальному часі, результати посилюються щонайменше для прогнозів у поточному періоді. У цьому випадку, використання AR прогнозів навіть посилює різницю між фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі, тобто коефіцієнт інфляції збільшується, а коефіцієнт спаду виробництва зменшується². Таким чином, використовуючи прогнози “поточного періоду” два впливи використання даних, що надходять у реальному часі замість фактичних фактичних даних мають однаковий напрям.

Однак, при використанні “правильних” прогнозів, наші емпіричні результати змінюються. У цьому випадку, інфляція здається менш важливою, а змінна спаду виробництва стає більш важливою з точки зору управлінської ради ЄЦБ. Тож, впливи відмінностей між фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі та тими, що викликані використанням прогнозів у реальному часі замість даних, що надходять у реальному часі мають схильність до руху у протилежному напрямку. Тут, виникає важливість розподілу порівнянь фак-

¹ Для квартальних даних порівнюємо лише результати правил Тейлора, використовуючи показник об'єму виробництва з виключенням лінійного та квадратичного тренду, тому що у реальному часі результати визначені за спадом виробництва з HP-фільтром свідчать про значну інфляцію та коефіцієнти спаду виробництва згідно з високим параметром згладжування ставки відсотка.

² Однак, ця модель переглядається під час використання розрахунку нормативної чисельності працівників, але той факт, що реакція інфляції є сильнішою, а виробництва – слабшою на основі прогнозів у порівнянні з фактичними даними підтверджується цими оцінками.

тичних даних та прогнозів з використанням даних, що надходять у реальному часі на два окремі кроки стає обов'язковою, оскільки при проведенні порівняння між фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі визначається, що інфляція стає більш важливою, а спад виробництва менш важливим у реальному часі, в той час як використання прогнозів зменшує важливість інфляції та збільшує реакцію на спад виробництва.

Висновок

У даній роботі ми показали, що у випадку ЄЦБ виникають різниці оцінених параметрів між правилами Тейлора при використанні фактичних даних замість даних, що надходять у реальному часі і навпаки. Відповідно, ми можемо відтворити результати, які були досить часто визначені у джерелах літератури для інших центральних банків¹.

Однак, наші емпіричні результати показують, що у реальному часі ставка відсотка має важливіше значення ніж раніше, а спад виробництва навпаки має менш важливе значення. Наші результати не підтримують результати Гердесмеєр та Роффіа (2005), які визначили сильнішу реакцію на виробництво та слабшу реакцію на інфляцію у випадку дослідження даних, що надходять у реальному часі. Згідно з нашим аналізом, ці різниці можуть бути пов'язані з різним періодом вибірки та різним вибором інструментів при проведенні GMM. Однак, наші результати відповідають результатам Сауер та Стурм (2007), але лише тоді, коли ми використовуємо правило Тейлора без згладжування ставки відсотка.

Що стосується обговорення використання прогнозів змінних у рівняннях оцінки правила

Тейлора, то загальні результати змішані. Однак, під час прийняття рішення стосовно ставки відсотка, управлінська рада ЄЦБ спиралася не тільки на поточні доступні дані, але й на прогнози стосовно майбутній основних змінних – темпу інфляції та спаду виробництва. Використовуючи прогнози у оцінках правила Тейлора виникає проблема, яка полягає в тому, що ці прогнози повинні наближатися до невідомих прогнозів, на яких управлінська рада ЄЦБ основує своє рішення. Використання розрахунку нормативної чисельності працівників, що ми зробили у нашому дослідженні, повинно дати можливість наблизитися до цих прогнозів, але не можуть гарантувати повну відповідність, оскільки використання прогнозів завжди може викликати додаткове джерело різниць результатів оцінок, що не пов'язані з різницями між фактичними даними та даними, що надходять у реальному часі.

Ми відокремлюємо два ефекти. Перший викликаний використанням фактичних даних, замість даних, що надходять у реальному часі, другий – спричинений використанням прогнозів на основі даних, що надходять у реальному часі замість фактичних даних, щоб показати чи використання прогнозів підтримує або викривляє результати визначені за порівнянням фактичних даних та даних, що надходять у реальному часі. Ми визначили, що будь-яка правильна оцінка цих питань залежить від вибору горизонту прогнозування та методів прогнозування. Тому нашим обов'язком є рекомендувати порівняння коефіцієнтів правила Тейлора з фактичними даними та прогнозами на основі даних, що надходять у реальному часі в рамках трикрокового підходу використаного тут для того, щоб виділити причину виникнення різниць між цими двома оцінками.

Список використаних джерел

1. Adema, Y. (2004). A Taylor Rule for the Euro Area Based on Quasi-Real-Time Data, DNB Staff Reports 114/2004, De Nederlandse Bank, Amsterdam.
2. Altavilla, C. and Landolfo, L. (2005). Do Central Banks Act Asymmetrically? Empirical Evidence from the ECB and the Bank of England, *Applied Economics*, 37 (5), pp. 507-519.
3. Ball, L. (1999). Efficient Rules for Monetary Policy, *International Finance*, 2 (1), pp. 63-83.
4. Belke, A. and Polleit, T. (2007). How the ECB and the U.S. Fed Set Interest Rates, *Applied Economics*, Vol. 39 (17), pp. 2197-2209.
5. Belke, A. and Polleit, T. (2009). *Monetary Economics in Globalized Financial Markets*, Springer Verlag, Berlin.
6. Carstensen, K. and Colavecchio, R. (2004). Did the Revision of the ECB Monetary Policy Strategy Affect the Reaction Function? Kiel Working Paper 1221, Institute for the World Economy, Kiel.
7. Chagny, O. and Döpke, J. (2001). Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: an Empirical Assessment of Selected Methods, *DIW Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 70, pp. 310-330.
8. Clarida, R. and Gertler, M. (1996). How the Bundesbank Conducts Monetary Policy, NBER Working Paper 5581, National Bureau of Economic Research, Cambridge/MA.
9. Clausen, V. and Hayo, B. (2005). Monetary Policy in the Euro Area – Lessons from the First Years, *International Economics and Economic Policy*, 1, pp. 349-364.
10. Coenen, G., Levin, A. and Wieland, V. (2005). Data Uncertainty and the Role of Money as an Information Variable for Monetary Policy, *European Economic Review*, 49, pp. 975-1006.

¹ Дивись Орфанідес та ін. (2000) для оцінок Федеральної резервної системи, Нельсон та Ніколов (2003) для Bank of England, Стеркер (2003) для Bundesbank та Горват (2009) для Czech National Bank.

11. Cuaresma, J., Gnan, E. and Ritzberger-Gruenwald, D. (2004). Searching for the Natural Rate of Interest: Euro Area Perspective, *Empirica*, 31, pp. 185-204.
12. Fendel, R. and Frenkel, M. (2009). Inflation Differentials in the Euro Area: Did the ECB Care? *Applied Economics*, 41(10), pp. 1293-1302.
13. Fourçans, A. and Vranceanu, R. (2003). ECB Monetary Policy Rule: Some Theory and Empirical Evidence, ES-SEC Working Paper 02008, Chergy.
14. Garcia-Iglesias, J. (2007). How the European Central Bank Decided Its Early Monetary Policy? *Applied Economics*, 39 (7), pp. 927-936.
15. Garnier, J. and Wilhelmssen, B. (2009). The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area: a Joint Estimation, *Empirical Economics*, 36(2), pp. 297-319.
16. Gerdesmeier, D. and Roffia, B. (2004). Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 140 (1), pp. 37-66.
17. Gerdesmeier, D. and Roffia, B. (2005). The Relevance of Real-Time Data in Estimating Reaction Functions for the Euro Area, *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 16 (3), pp. 293-307.
18. Gerlach, S. and Schnabel, G. (2000). The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area, *Economics Letters*, 67, pp. 165-171.
19. Gerlach-Kirsten, P. (2003). Interest Rate Reaction Functions and the Taylor Rule in the Euro Area, ECB Working Paper 258, European Central Bank, Frankfurt/Main.
20. Gorter, J., Jacobs, J. and de Haan, J. (2008). Taylor Rules for the ECB Using Expectations Data, *Scandinavian Journal of Economics*, 110 (3), pp. 473-488.
21. Gros, D., Mayer, T. and Ubide, A. (2005). EMU at Risk, 7th Annual Report of the CEPS Macroeconomic Policy Group, Centre for European Policy Studies (CEPS), Brussels, June.
22. Hodrick, R. and Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), pp. 1-16.
23. Horváth, R. (2009). The Time-Varying Policy Neutral Rate in Real-time: a Predictor for Future Inflation?, *Economic Modelling*, 26, pp. 71-81.
24. Mésonnier, J. and Renne, J. (2007). A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area, *European Economic Review*, 51, pp. 1768-1784.
25. Nelson, E. and Nikolov, K. (2003). UK Inflation in the 1970s and 1980s: the Role of Output Gap Mismeasurement, *Journal of Economics and Business*, 55, pp. 353-370.
26. Newey, W. and West, K. (1987). A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55 (3), pp. 703-708.
27. Orphanides, A. (2001). Monetary Policy Rules Based on Real-Time-Data, *American Economic Review*, 91 (4), pp. 964-985.
28. Orphanides, A. (2003). Monetary Policy Evaluation with Noisy Information, *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 605-631.
29. Orphanides, A., Porter, R., Reifschneider, D., Tetlow, R. and Finan, F. (2000). Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy, *Journal of Economics and Business*, 52, pp. 117-141.
30. Orphanides, A. and van Norden, S. (2002). The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time, *The Review of Economics and Statistics*, 84 (4), pp. 569-583.
31. Peersman, G. and Smets, F. (1999). The Taylor Rule: a Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area? *International Finance*, 2 (1), pp. 85-116.
32. Plantir, L. and Scrimgeour, D. (2002). Estimating a Taylor Rule for New Zealand with a Time-Varying Neutral Interest Rate, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. 2002/06, Wellington.
33. Sauer, S. and Sturm, J. (2007). Using Taylor Rules to Understand European Central Bank Monetary Policy, *German Economic Review*, 8 (3), pp. 375-398.
34. Surico, P. (2003). Asymmetric Reaction Functions for the Euro Area, *Oxford Review of Economic Policy*, 19 (1), pp. 44-57.
35. Sterken, E. (2003). Real-Time Expectations in the Taylor-Rule, manuscript, Department of Economics, University of Groningen.
36. Svensson, L. (2003). What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy Through Targeting Rules, *Journal of Economic Literature*, 61, pp. 426-477.
37. Taylor, J.B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice, Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, 39, pp. 195-214.
38. Ullrich, K. (2003). A Comparison between the Fed and the ECB, ZEW Discussion Paper 03-19, Center for European Economic Research, Mannheim.
39. Wu, T. (2005). Estimating the "Neutral" Real Interest Rate in Real Time, FRBSF Economic Letter 2005-27, San Francisco/CA.

Отримано 01.03.2011

Переклад з англ. Лисенко Ю.