



Сергій НІКОЛАЙЧУК

### **МОНЕТАРНИЙ ТРАНСМІСІЙНИЙ МЕХАНІЗМ В УКРАЇНІ: SVAR ПІДХІД**

*Проаналізовано трансмісійний механізм монетарної політики в Україні з використанням SVAR моделей – найбільш поширеної методології емпіричного дослідження монетарної трансмісії. Підтверджено домінуючу роль каналу обмінного курсу в українському монетарному трансмісійному механізмі. Хоча отримані результати мають аналізуватись з обережністю, вони як мінімум надають базову структуру впливу монетарної політики на реальний сектор економіки.*

*The author analyses the monetary policy transmission mechanism in Ukraine using SVAR models – the most widely used methodology for empirical investigation of monetary transmission. The dominating role of exchange rate channel in Ukrainian monetary transmission mechanism is confirmed. Although the results should be taken with caution, they at least show the basic framework of how monetary policy affects the real sector of the economy.*

Один із загальних постулатів, з яким погоджуються майже всі економісти, полягає у значній затримці між діями монетарної політики і відповідною реакцією економіки. Крім того, існує суттєва невизначеність як щодо тривалості цього лагу, так і щодо точного розуміння окремих трансмісійних каналів, через які центральний банк впливає на економіку. Відповідно, знання каналів і лагів трансмісійного механізму становлять надзвичайний інтерес для центрального банку, оскільки без цих знань монетарна політика не може бути повністю успішною. Враховуючи вищенаведене, ми спробуємо описати трансмісійний механізм монетарної політики в українській економіці за допомогою SVAR (structural vector autoregressive) аналізу.

Аналіз трансмісійного механізму на основі SVAR підходу, що хоча й обмежує дослідження трансмісійного механізму тільки його базовими властивостями, але є одним з небагатьох шляхів дослідження монетарної трансмісії, оскільки проста регресія змін випуску і цін у відповідь на зміни інструментів монетарної політики через проблему “ендогенності”<sup>1</sup> є досить неефективною. В основному робота фокусується на питаннях, що станеться з ВВП та цінами після екзогенних шоків монетарної політики (змін процентних ставок і обмінного курсу).

<sup>1</sup> Проблема “ендогенності” полягає у тому, що насправді зміни центральним банком своїх інструментів є не екзогенними, а ендогенними, тобто залежать від макроекономічних чинників. Цей факт призводить до помилкових оцінок при використанні звичайного МНК.

Використання структурного підходу для дослідження трансмісійного механізму є основною відмінністю даної роботи від більшості наявних досліджень по Україні, що фокусують увагу скоріше на скороченій формі опису залежностей даних.

Структурні VAR моделі є розширенням традиційного VAR аналізу. Відмінність полягає у тому, що в SVAR моделях при ідентифікації множини незалежних збуджень використовуються обмеження, що виходять з економічної теорії, на відміну від так званих атеоретичних обмежень, що використовуються в традиційних VAR моделях. Таким чином, перед тим як розглянути SVAR моделі, необхідно окреслити основні принципи VAR аналізу.

VAR методологія почала широко використовуватись для оцінювання ефектів монетарної політики на ВВП та ціни, тобто монетарного трансмісійного механізму, протягом 1990-х років. Підхід, що отримав популярність після роботи Сімса [12], став важливим інструментарієм в емпіричній макроекономіці. Популярність цього підходу стала наслідком як неможливості економістів протягом 70-х років дійти згоди щодо правильної структури економіки, так і критики Лукаса [9] (зміни в політиці систематично змінюють структуру економетричних моделей), що призвела до значного відходу від використання макроекономічних моделей великої розмірності як засобів прогнозування.

Критика Сімсом існуючих великорозмірних моделей полягала у тому, що в них застосовуються “неправдоподібні ідентифікаційні обмеження” для надання економіці певної структури. Автор моделі може вибирати, які змінні мають бути включені як детермінанти в кожне рівняння, і припускати, які змінні мають розглядатись як екзогенні, а які – як ен-

догенні. Ці припущення називаються Сімсом “апріорними надіями” або авторським розумінням економічної теорії, що залишає відкритим питання щодо правдоподібності певної структури. Для розв’язання цих проблем, зокрема при визначенні екзогенності чи ендогенності змінних, VAR підхід “залишає дані говорити самим за себе”, припускаючи всі змінні ендогенними.

В структурі VAR моделі кожна змінна, що вимірюється в рівнях чи в різницях, трактується симетрично у тому сенсі, що всі змінні в системі містять однаково множину регресорів. Немає екзогенних змінних і немає ідентифікуючих обмежень. Єдина роль економічної теорії – вибір змінних, що включаються в модель.

Розглянемо систему одночасних рівнянь у векторній формі:

$$A y_t = B(L) y_{t-1} + C \varepsilon_t \quad (1)$$

Це загальне представлення, де  $y_t$  – вектор ендогенних змінних,  $y_{t-1}$  – вектор їхніх лагових значень,  $\varepsilon_t$  – вектор збуджень для кожної змінної (мають бути білим шумом). Ця компонента включає будь-який екзогенні фактори моделі. Квадратична  $n \times n$  матриця  $A$ , де  $n$  – кількість змінних, містить структурні параметри одночасних ендогенних змінних. Квадратична  $n \times n$  матриця  $C$  містить одночасну відповідь змінних на збудження або інновації.  $B(L)$  – поліноміальна матриця порядку  $p$  з лаговим оператором  $L$ , де  $p$  – кількість лагових періодів, що використовуються в моделі<sup>2</sup>.

Проблема представлення (1) полягає в тому, що оскільки коефіцієнти матриць невідомі і змінні мають одночасні ефекти одна на іншу, то неможливо однозначно визначити значення параметрів моделі.

<sup>2</sup> Лаговий оператор ( $L$ ) працює наступним чином:  $Ly_t = y_{t-1}$ ,  $L^2y_t = Ly_{t-1} = y_{t-2}$ , ...,  $L^ay_t = y_{t-a}$ . Матричний поліноміал  $B(L)y_{t-1} = B_0y_{t-1} + B_1Ly_{t-1} + B_2L^2y_{t-1} + \dots + B_pL^py_{t-1}$ , де всі матриці  $B_i$  – квадратичні.

Модель в цій формі не є повністю ідентифікованою. Однак, можливо трансформувати (1) у модель в приведеній формі (тобто отримати стандартне VAR представлення), і кожне рівняння включатиме множину загальних регресорів, це дозволяє використовувати МНК для цілей оцінювання:

$$y_t = D(L) y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Трансформація (1) в (2) припускає, що  $D(L) \equiv A^{-1} B(L)$  і  $e_t \equiv A^{-1} C \varepsilon_t$ . Похибки ( $e_t$ ) є лінійною комбінацією некорельованих шоків ( $\varepsilon_t$ ), тому кожна індивідуальна похибка є серійно некорельована з нульовим середнім і постійною дисперсією. Однак на відміну від збуджень  $\varepsilon_t$ , похибки  $e_t$  корельовані одна з одною. Це призводить до проблем при визначенні базових структурних збуджень з оцінених VAR моделей.

Матриця  $\Sigma$  є коваріаційною матрицею оцінених залишків  $e_t$  стандартної VAR моделі ( $\sigma_{ii}^2$  – дисперсії і  $\sigma_{ij}$  – коваріації, де

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt} \quad (3)$$

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22}^2 & \dots & \sigma_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_{nn}^2 \end{pmatrix}$$

Матриця  $\Sigma$  – симетрична, тобто  $\sigma_{12} = \sigma_{21}$ , і таким чином містить  $(n^2 + n)/2$  окремих оцінюваних параметрів, що використовуються для знаходження структурних параметрів в (1). Матриця  $\Omega$  є коваріаційною матрицею структурних збуджень  $\varepsilon_t$ . Кількість оцінюваних структурних параметрів залежить від коваріаційної матриці  $\Sigma$ , що містить  $(n^2 + n)/2$  унікальних елементів, і від матриць  $A$  і  $C$ , кожна з яких містить  $n^2$  елементів. За-

гальна кількість оцінюваних параметрів –  $2n^2 + (n^2 + n)/2$ , але тільки  $(n^2 + n)/2$  можна отримати з  $\Sigma$ . Таким чином для ідентифікації необхідно ще  $2n^2$  обмежень.

Оскільки припускається, що структурні збудження є білим шумом з нульовими коваріаціями, при цьому кожне збудження виникає з незалежного джерела, то  $\Omega$  є діагональною матрицею. На додаток, звичайно припускається, що матриці  $A$  і  $C$  мають одиничні елементи на головній діагоналі. В матриці  $A$  це припущення лежить в основі нормалізації окремої змінної в кожному рівнянні. В матриці  $C$  ця нормалізація є результатом припущення щодо окремого шоку в кожному рівнянні. Це надає додаткові  $2n$  обмежень. В більшості робіт (Бернанке [2] є вагомим виключенням) також накладаються обмеження на матрицю  $C$ , щоб зробити її одиничною<sup>3</sup>. Це додає ще  $(n^2 - n)$  обмежень. Підсумовуючи, ми отримуємо  $[(n^2 + n)/2 + 2n + n^2 - n]$  одночасних обмежень проти  $2n^2$  необхідних. Це залишає  $(n^2 - n)/2$  необхідних обмежень, інакше система є недоідентифікованою.

Ідентифікація потребує накладання деякої структури на систему. Методи накладання цієї структури і є те, що відрізняє SVAR від традиційного VAR аналізу. Традиційні VAR моделі пропонують ідентифікаційні обмеження, що базуються на рекурсивній структурі, відомій як декомпозиція Холецького. Ця статистична декомпозиція розділяє залишки ( $e_t$ ) на ортогональні (некорельовані) шоки за допомогою обмежень, що засновані на випадковому порядку змінних. Декомпозиція припускає, що перша змінна відповідає тільки на свої власні екзогенні шоки, друга змінна відповідає на першу змінну і на екзогенні шоки другої змінної і т. д. Отже структура є нижнім трикутним

<sup>3</sup> Список літератури до статті включає загальний огляд Джіанніні [6], що охоплює різні типи моделей, які використовуються в літературі з SVAR.

ком, де всі елементи над головною діагоналлю дорівнюють нулю:

$$\begin{aligned} e_1 &= \varepsilon_1 \\ e_2 &= z_1 e_1 + \varepsilon_2 \\ e_3 &= z_2 e_1 + z_3 e_2 + \varepsilon_3 \\ e_4 &= z_4 e_1 + z_5 e_2 + z_6 e_3 + \varepsilon_4 \end{aligned} \quad (4)$$

де  $z_t$  – обмеження Холецького і  $\varepsilon_t$  – вектор ортогональних шоків.

В цьому прикладі чотирьохзмінної моделі, декомпозиція Холецького надає  $(4^2 - 4)/2 = 6$  обмежень, необхідних для точної ідентифікації системи. Однак, це тільки один з можливих порядків змінних. Існують  $n!$  можливих порядків, що у випадку чотирьох змінних призводить до 24 комбінацій. Вибір порядку навряд буде важливим, якщо кореляція між залишками є низькою, але цей випадок є малоімовірним, враховуючи те, що змінні, що включаються у VAR модель, звичайно вибираються таким чином, щоб вони мали сильні взаємозв'язки. Результати VAR моделювання можуть бути дуже чутливими до порядку змінних, що робить їхню інтерпретацію досить складною.

Атеоретичний підхід традиційних VAR моделей став об'єктом сильної критики економістів. Кулі та Ле Рой [5] розкритикували VAR підхід на підставі того, що порядок за декомпозицією Холецького не є насправді атеоретичним. Він пропонує частковий тип рекурсивної одночасної структури для економіки, що не є консистентною з економічною теорією. Також оцінені шоки не є чистими шоками, а скоріше лінійною комбінацією структурних збуджень<sup>4</sup>. Таким чином важко оцінити динамічні ефекти на змінні, тому що вони повністю залежатимуть від структурних збуджень. Техніка

<sup>4</sup> Якщо структурні збудження  $e_t = A^{-1} C \varepsilon_t$  і за декомпозицією Холецького  $e_t = Z \omega_t$ , тоді оскільки  $\omega_t = Z^{-1} A^{-1} C \varepsilon_t$ , то шоки за Холецьким є лінійною комбінацією структурних збуджень [7].

аналізу функцій відповідей на імпульси і декомпозицій дисперсії інновацій (збуджень), що асоціюється з традиційним VAR аналізом, не має очевидної економічної інтерпретації як результат використання атеоретичного підходу.

Така критика традиційних VAR моделей призвела до появи SVAR моделей, які замість випадкового методу накладання обмежень оцінюють структурні параметри за допомогою встановлення одночасних структурних обмежень на основі економічної теорії. Ця робота базується на роботах Сімса [12], Бернанке [2] та Бланчарда і Ватсона [4], що запровадили використання економічної теорії при впровадженні обмежень на спостережувані значення оцінених залишків ( $e_t$ ) для знаходження базових структурних збуджень ( $\varepsilon_t$ ). На додаток до знаходження структури збуджень необхідним є збереження припускаємої структури похибок для забезпечення незалежності між шоками. Структурні обмеження можуть розглядатися як короткострокові обмеження в тому сенсі, що за припущенням шоки мають тимчасові ефекти.

Процедура для використання SVAR моделі включає декілька дискретних кроків. По-перше, користувач повинен визначити які змінні мають бути включені: стаціонарні  $I(0)$  чи нестаціонарні  $I(1)$ . Це визначає, чи потрібно використовувати дані в рівнях чи в перших різницях. Якщо представлені стаціонарні змінні, наступний крок включає оцінку VAR моделі в приведеній формі за допомогою МНК, переконавшись, що включена достатня кількість лагів для уникнення серійної кореляції в залишках. Типові тести для визначення відповідної кількості лагів включають тест рівня правдоподібності Сімса, інформаційний критерій Акайке і критерій Шварца.

Процедура оцінки включає оцінювання коваріаційної матриці ( $\Sigma$ ) залишків, базованої на цих обмеженнях:

$$\Sigma = E[\epsilon_t \epsilon_t'] = A^{-1} C E[\epsilon_t \epsilon_t'] C' A^{-1} = A^{-1} C \Omega C' A^{-1} \quad (5)$$

Оцінювання (5) може потребувати використання нелінійних алгоритмів для знаходження значень параметрів. Перевага цієї техніки на відміну від декомпозиції Холецкого полягає у тому, що функції відповіді на імпульси та декомпозиції дисперсії, що є результатом цих одночасних обмежень, можуть отримати пряму економічну інтерпретацію, оскільки вони одержуються з використанням параметрів експліцитних економічних моделей. Функції відповіді на імпульси можуть використовуватися для тестування впливу шоків на змінні згідно економічної теорії.

Альтернативний SVAR підхід, розроблений Шапіро і Ватсоном [11] та Бланчардом й Квахом [3], розглядає шоки з постійним ефектом. Це припускає, що змінні є нестационарними, тому шоки продовжують акумулюватися впродовж часу, коли вони постійні. Наявність одиничних коренів в змінних може призвести до появи фіктивної регресії, якщо VAR оцінюється в рівнях. Таким чином необхідно використовувати перші різниці для забезпечення стаціонарності у випадку, коли шоки мають постійні ефекти. Стандартна VAR модель в перших різницях описана нижче в рівнянні (6)<sup>5</sup>. Необхідні обмеження в цьому підході є довгостроковими, що веде до більшої консистентності з багатьма економічними теоріями.

$$\Delta y_t = D(L) \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

Альтернативний шлях полягає у використанні коінтеграції для запобігання втрати інформації про довгострокові зв'язки в моделі, що може бути результатом диференціювання. Стаціонарні лінійні комбінації нестационарних змін-

<sup>5</sup>  $\Delta$  означає оператор перших різниць, де  $\Delta = 1 - L$ .

них можуть бути отримані до оцінювання [7]. Коінтеграційне обмеження може бути потім застосоване з використанням моделі векторної корекції похибок (VECM – vector error correction model).

Якщо оцінюється VAR модель в приведеній формі, тоді головним є накладання достатніх обмежень для ідентифікації структурних параметрів моделі. В деяких випадках економічна теорія може пропонувати більше ніж необхідно обмежень (у цьому випадку модель стає пере ідентифікованою), але ми обмежимося обговоренням випадку точної ідентифікації.

Підсумовуючи, структурна VAR модель є стандартною VAR моделлю, де обмеження, що необхідні для ідентифікації базової структурної моделі, надаються економічною теорією. Вони можуть бути або тимчасовими, або довгостроковими обмеженнями, залежно від того, які за характером шоки припускаються економічною теорією: тимчасові чи постійні.

Розглянемо декілька базових VAR моделей, що використовуються для аналізу ефектів шоків монетарної політики. Базові VAR моделі мають наступне представлення:

$$Y_t = A(L) Y_{t-1} + B(L) X_t + \epsilon_t \quad (7)$$

де  $Y_t$  – вектор ендогенних змінних і  $X_t$  – вектор екзогенних (іноземних) змінних. В цій роботі вектор екзогенних змінних включає інфляцію торгових партнерів ( $pf_t$ ), іноземну процентну ставку ( $if_t$ ) і ВВП торгових партнерів ( $uf_t$ ):

$$X_t' = [pf_t \quad if_t \quad uf_t] \quad (8)$$

Ці змінні включені для врахування зовнішнього впливу на макроекономічну динаміку в Україні. Включення цих змінних допомагає розв'язати так званий ціновий парадокс (тобто емпіричні ре-

зультати VAR моделей, що полягають у зростанні цін після підвищення процентної ставки)<sup>6</sup>. Трактуючи ці змінні як екзогенні, ми імпліцитно припускаємо, що не існує зворотного зв'язку від українських макрозмінних до іноземних змінних. Цим також дозволяється одночасний вплив екзогенних змінних на ендегенні українські змінні.

Звичайно вектор ендегенних внутрішніх змінних  $Y_t$  включає реальний ВВП ( $y_t$ ), споживчі ціни ( $p_t$ ), внутрішню номінальну короткострокову процентну ставку ( $i_t$ ) і номінальний ефективний обмінний курс ( $e_t$ ):

$$Y_t' = [y_t \quad p_t \quad i_t \quad e_t] \quad (9)$$

Ми також включаємо в блок ендегенних змінних широкий грошовий агрегат (М3) ( $m_t$ ). Історично динаміка грошової маси відіграла важливу роль при проведенні монетарної політики в Україні. Включення грошової пропозиції таким чином може бути корисним для ідентифікації інновацій монетарної політики. В цьому випадку вектор ендегенних змінних може бути записаний наступним чином:

$$Y_t' = [y_t \quad p_t \quad m_t \quad i_t \quad e_t] \quad (10)$$

В обох випадках, шок монетарної політики ідентифікується через стандартну декомпозицію за Холецьким з порядком змінних, наведеним в (9) і (10)<sup>7</sup>. Базове припущення полягає у тому, що шоки політики не мають миттєвого ефекту на випуск, ціни та гроші, однак можуть впливати на обмінний курс одразу. Однак, процентна ставка не реагує одночасно на зміни у ефективному обмінному курсі.

Порядок змінних у рівнянні (10) накладає імпліцитні припущення про те:

<sup>6</sup> Див. для прикладу роботи Хрестіано та ін. [1] або Моджона та Пеерсмана [10].

<sup>7</sup> Як і в роботах Сімса [12] і Хрестіано та ін. [1].

1) на що звертає увагу монетарна влада, коли приймається політичне рішення, 2) які змінні не відповідають одночасно на дії політики. Зокрема, використаний порядок припускає, що монетарна влада, приймаючи рішення, бере до уваги поточний стан економічної активності та інфляції. В той же час шоки політики не мають миттєвого ефекту на випуск, ціни та гроші, однак можуть впливати на обмінний курс одразу. Однак, процентна ставка не реагує одночасно на зміни у ефективному обмінному курсі. Але цей порядок не до кінця враховує монетарну політику останніх років в Україні, коли основним інструментом виступав обмінний курс. Тому в ми використовуємо модель з наступним порядком:

$$Y_t' = [y_t \quad p_t \quad e_t \quad i_t \quad m_t] \quad (11)$$

Відомо, що функції відгуків на імпульс в VAR аналізі можуть бути чутливими до альтернативних ідентифікаційних структур. Тому для порівняння було використано альтернативну ідентифікаційну структуру (відповідно до Сімса і Жа [13] та Кіма й Рубіні [8]), що дозволяє одночасну ітерацію між короткостроковою процентною ставкою, обмінним курсом і грошовою масою, що є більш відповідним припущенням для малих і відкритих економік, якою без сумніву є Україна.

В моделі з грошима, ці автори пропонують наступні обмеження:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 1 & \beta_{33} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{43} & 1 & \beta_{45} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^m \\ e_t^i \\ e_t^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^e \end{bmatrix} \quad (6)$$

Кожна VAR модель оцінюється в рівнях з використанням квартальних даних 1998–2005 рр. В цій роботі ми не проводимо експліцитного аналізу довгострокових взаємозв'язків в українській

економіці. Проводячи аналіз у рівнях ми припускаємо імпліцитні коінтеграційні взаємозв'язки в даних. Більш експліцитний аналіз довгострокової динаміки змінних обмежується наявним коротким часовим інтервалом. Дані виражені в логарифмах і є сезонно згладженими, за винятком процентних ставок, які використовуються у рівнях. В роботі використовується ставка за кредитами “овернайт” як найбільш індикативна щодо стану монетарної політики в Україні. Для визначення кількості лагів в VAR моделях використовуються стандартні тести Акайке, Шварца і рівня правдоподібності. Перевірку на стабільність моделей не проводилась через малу кількість спостережень.

Розпочнемо аналіз з огляду результатів на повному часовому інтервалі 1998–2005 років<sup>8</sup>. Рис. 1 демонструє ефекти змін інструментів політики (процентної ставки і обмінного курсу) на одне стандартне відхилення на внутрішній реальний ВВП, ціни, грошову масу.

Основні наслідки рестриктивної дії монетарної політики (підвищення процентної ставки) можуть бути підсумовані наступним чином. Зростання процентних ставок веде до протилежних від очікуваних ефектів – зростання грошової бази, ВВП і рівня цін, вплив на обмінний курс є майже нульовим. Найбільш поширеним в світовій літературі поясненням цього явища є так званий “парадокс обмінного курсу”, що спостерігається в країнах з кризою обмінного курсу в досліджуваному періоді. Звичайно в таких країнах підвищення процентних ставок позитивно корелюється з депреціацією обмінного курсу, що й призводить до підвищення

рівня цін як наслідок дії каналу обмінного курсу. В Україні цей фактор до того ж доповнюється режимом монетарної політики, при якому основним інструментом виступає обмінний курс. За таких умов навіть теоретично має спостерігатись негативна кореляція між обмінним курсом і процентною ставкою (відповідно до арбітражних умов непокритого паритету процентних ставок), що й підтверджується результатами шоку обмінного курсу. Так апреціація курсу веде до короткострокового зниження процентних ставок і персистентного підвищення рівня грошової маси, статистично значущими є падіння реального ВВП і рівня цін. При цьому максимальне падіння ВВП спостерігається через 3, а цін – через 4 квартали після неочікуваної ревальвації Національним банком обмінного курсу.

Спроба виключити кризовий період (тобто використання часового інтервалу з 2001 року) не приносить багато змін у результати, що доводить попереднє припущення про важливість режиму монетарної політики для пояснення монетарного трансмісійного механізму в Україні. Хоча й результати рестрикційного шоку на коротшому інтервалі можна більш-менш пояснити з погляду економічної теорії. Так підвищення процентної ставки веде до зниження грошової маси (хоча статистично незначущого), нейтрального впливу на ВВП і короткострокового значущого негативного впливу на ціни. Канал обмінного курсу залишається визначальним. Апреціація курсу веде до падіння процентних ставок, персистентного, хоча і незначущого негативно ефекту на ВВП, і до значного падіння цін (максимальне зниження спостерігається у 4 кварталі після шоку).

Безперечно, результати мають сприятись із значною обережністю. Часовий період не є достатнім для отримання надійних із статистичної точки зору

---

<sup>8</sup> В статті аналізуються результати отримані за допомогою VAR моделі з порядком змінних, наведеним в (5), що є найбільш прийнятним для української економіки. Одночасна ітерація інструментів політики, що припускається в (6), не надає значущих відмінностей в результатах.

результатів, тому функції відгуків на імпульси мають хвильову форму і досить широкі інтервали надійності.

Розглянемо вплив шоку монетарної політики на інші макроекономічні змінні, що не включені в базову модель. Додаткова макроекономічна змінна включається в ендогенний блок моделі. В цьому випадку ця змінна є останньою в рекурсивній структурі:

$$Y'_t = [y_t \quad p_t \quad e_t \quad i_t \quad m_t \quad z_t] \quad (12)$$

де  $z_t$  – додаткова макроекономічна змінна, що досліджується (наприклад, інвестиції).

Рисунок 3 презентує ефекти шоків монетарної політики на різні компоненти ВВП (загальний реальний ВВП, інвестиції, приватне споживання, державне споживання, експорт, імпорт). Одразу можна відзначити низьку еластичність змін внутрішніх компонент ВВП (споживання та інвестицій) до шоків монетарної політики. Хоча, якщо аналізувати результати на коротшому інтервалі (з 2001 року), то можна спостерігати значуще падіння споживання внаслідок підвищення процентної ставки протягом перших 2 кварталів, а також персистентне падіння інвестиційного попиту, хоча і статистично незначуще. Вплив на торговий баланс в основному реагує на зміни обмінного курсу, але значущим є ефект лише у короткостроковому періоді (1–2 квартали), хоча для імпорту і спостерігається зростання після апреаціяції курсу у 4 кварталі (на даних з 1998 року).

Вплив зміни інструментів монетарної політики на виробництво промислових і сільськогосподарських товарів зображено на рис. 5. Як і очікувалось відгуки на шок процентної ставки є схожими на ВВП, але у випадку шоку обмінного курсу результати суттєво різняться. І якщо промислове виробництво демонструє

схожу динаміку з ВВП – падає у короткостроковому періоді (хоча і раніше за ВВП), то обсяги сільськогосподарського виробництва у відповідь на апреаціяцію курсу несподівано зростають у короткостроковій перспективі.

Функції відгуків показників грошового ринку на рестрикційні шоки монетарної політики презентовано на рис. 6. Було знайдено негативний ефект ліквідності на монетарну базу і готівку поза банками внаслідок підвищення процентної ставки, але значущий вплив спостерігається тільки в короткостроковому періоді. При цьому монетарна база виявилась більш еластичною до змін процентних ставок. Схожі профілі були отримані і для обсягів кредитів і депозитів, але у випадку кредитів ефект є більш повільним. Відгуки на шок обмінного курсу є статистично незначущими.

І на кінець, рис. 7 презентує відгуки на шоки монетарної політики окремих індикаторів ринку праці: рівня безробіття і номінальної заробітної плати. Профіль безробіття у випадку підвищення процентних ставок є стандартним, демонструючи зниження ділової активності, реакція на шок обмінного курсу є статистично незначущою. Номінальна заробітна плата демонструє персистентне зниження внаслідок обох шоків, але статистично значущими ефекти є лише в перших двох кварталах.

Ця робота аналізує лише базові властивості трансмісійного механізму монетарної політики в Україні. Структурна VAR модель, оцінена на українських даних, виступає інструментарієм для отримання базової структури трансмісії в межах взаємозалежного макросередовища. Використовуючи стандартне рекурсивне припущення в якості методу ідентифікації і певний порядок змінних для імпліцитного врахування структури економіки, було кількісно отримано від-



гуки на імпульси основних змінних на неочікуване монетарне посилення.

Основна мета статті полягає в оцінці реакції економіки на шок монетарної політики. Однак в статті не піднімаються питання щодо ефектів систематичної монетарної політики, тобто впливу на реальний сектор економіки в довгостроковому періоді. Аналізуючи результати, необхідно це пам'ятати.

Дана стаття підтверджує, що канал обмінного курсу є основним в монетарному трансмісійному механізмі, однак також було показано, що цей результат є скоріше наслідком використання Національним банком України в якості свого головного інструменту номінального обмінного курсу. Можна очікувати, що при збільшенні ролі процентної ставки і активної процентної політики НБУ, більшої ваги набиратиме і канал процентної ставки.

Хоча отримані результати не можуть сприйматись механічно, вони як мінімум надають певну картину взаємозв'язку монетарної політики і реального сектору економіки. Висновки мають стимулювати подальше дослідження, демонструючи використання загальноприйнятих у світовій практиці методів аналізу трансмісійного механізму монетарної політики для української економіки.

### Література

1. Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. *Monetary Policy shocks: What Have We Learned And To What End?* // *NBER Working Paper*. – 1998. – № 6400.
2. Bernanke B. S. *Alternative Explanations of the Money-Income Correlation* // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. – 1986. – № 25. – P. 49–100.
3. Blanchard O. J., Quah D. *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances* // *American Economic Review*. – 1989. – № 79. – P. 655–73.
4. Blanchard O. J., Watson M. W. *Are Business Cycles All Alike?* // in R. Gordon (ed) *The American Business Cycle: Continuity and Change*. NBER and University of Chicago Press. – 1986. – P. 123–156.
5. Cooley T. F., Le Roy S. F. *Atheoretical Macroeconomics: A Critique* // *Journal of Monetary Economics*. – 1985. – P. 283–308.
6. Giannini C. *Topics in Structural VAR Econometrics*. – 1992.
7. Keating J. W. *Structural Approached to Vector Autoregression* // *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. – 1992. – № 74(5). – P. 37–57.
8. Kim S., Roubini N. *Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach* // *Journal of Monetary Economics*. – 2000. – № 45(3). – P. 561–586.
9. Lucas R. *Expectations and the Neutrality of Money* // *Journal of Economic Theory*. – 1972. – № 4. – P. 103–124.
10. Mojon B., Peersman G. *A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area* // *ECB Working Paper*. – 2001. – № 92.
11. Shapiro M. D., Watson M. W. *Sources of Business Cycles Fluctuations* // *NBER Macroeconomics Annual*. – 1988. – P. 111–148.
12. Sims C. *Macroeconomics and Reality* // *Econometrica*. – 1980. – № 48(1). – P. 1–48.
13. Sims C., Zha T. *Does Monetary Policy Generate Recessions?* // *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper*. – 1998. – № 98–12.

## Додатки

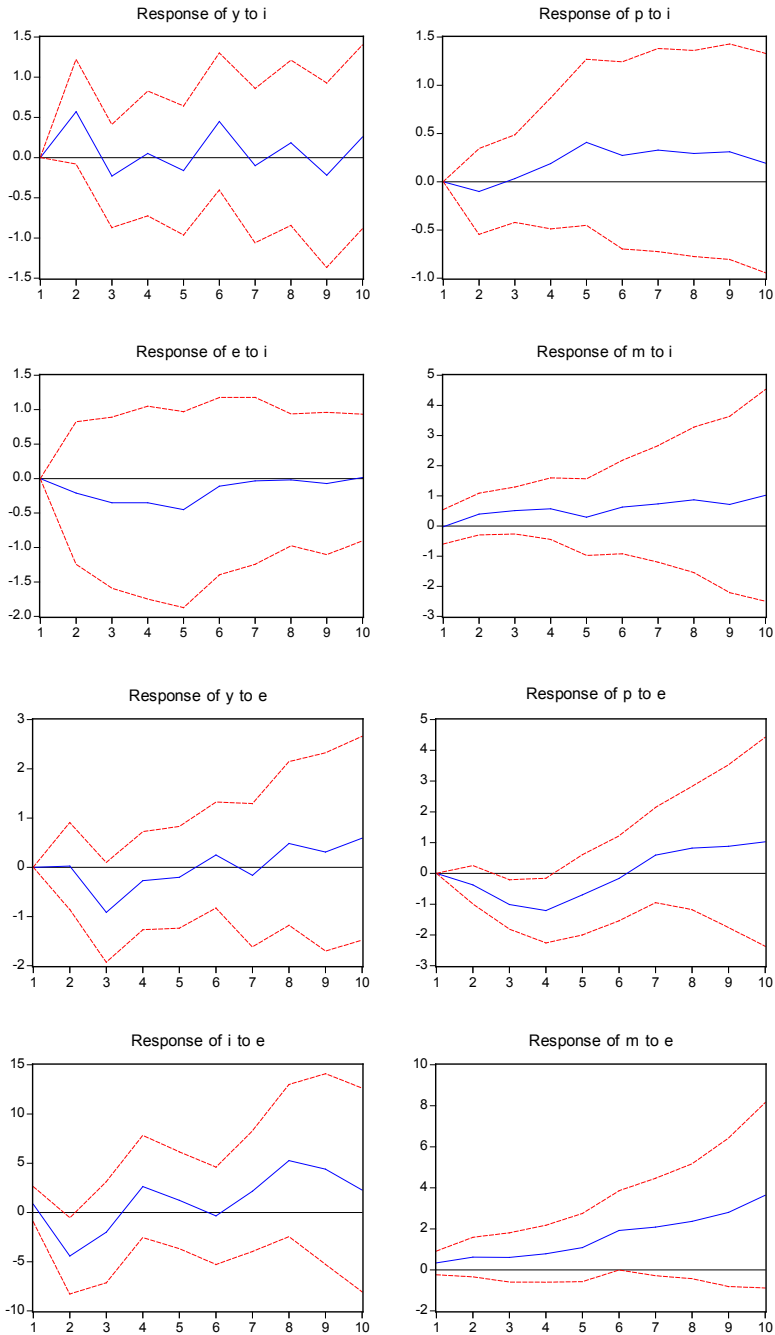
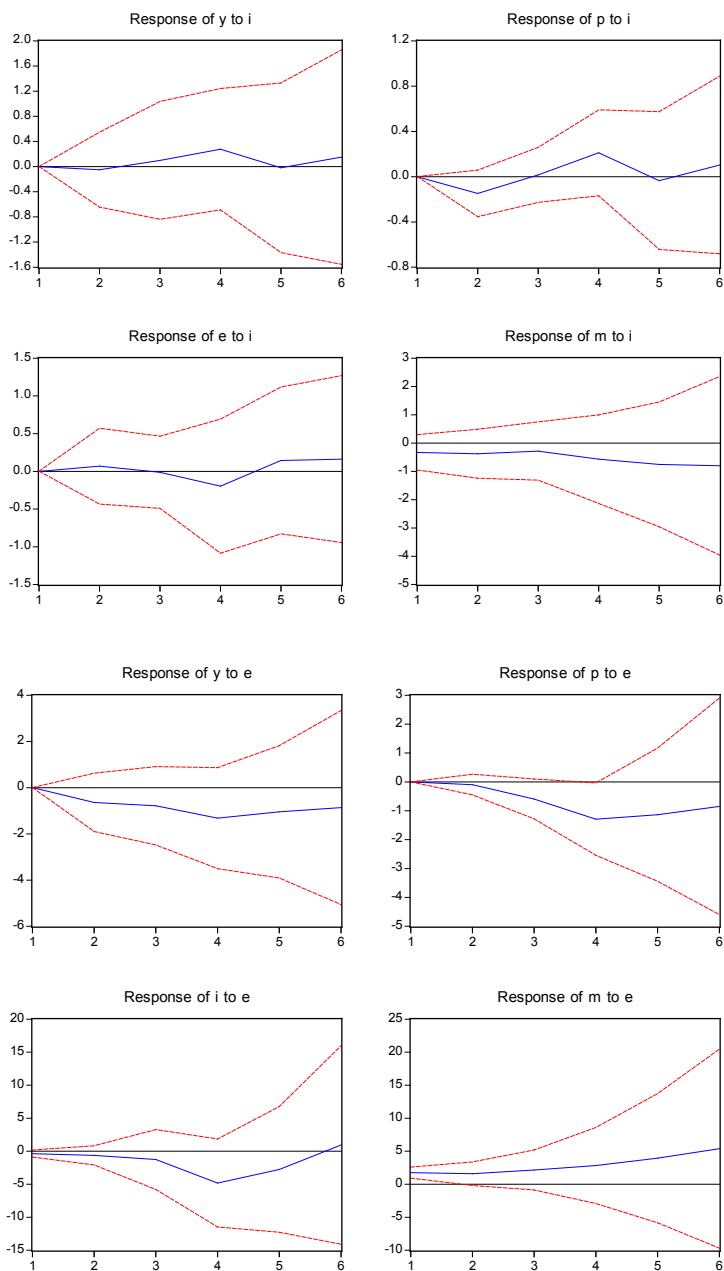
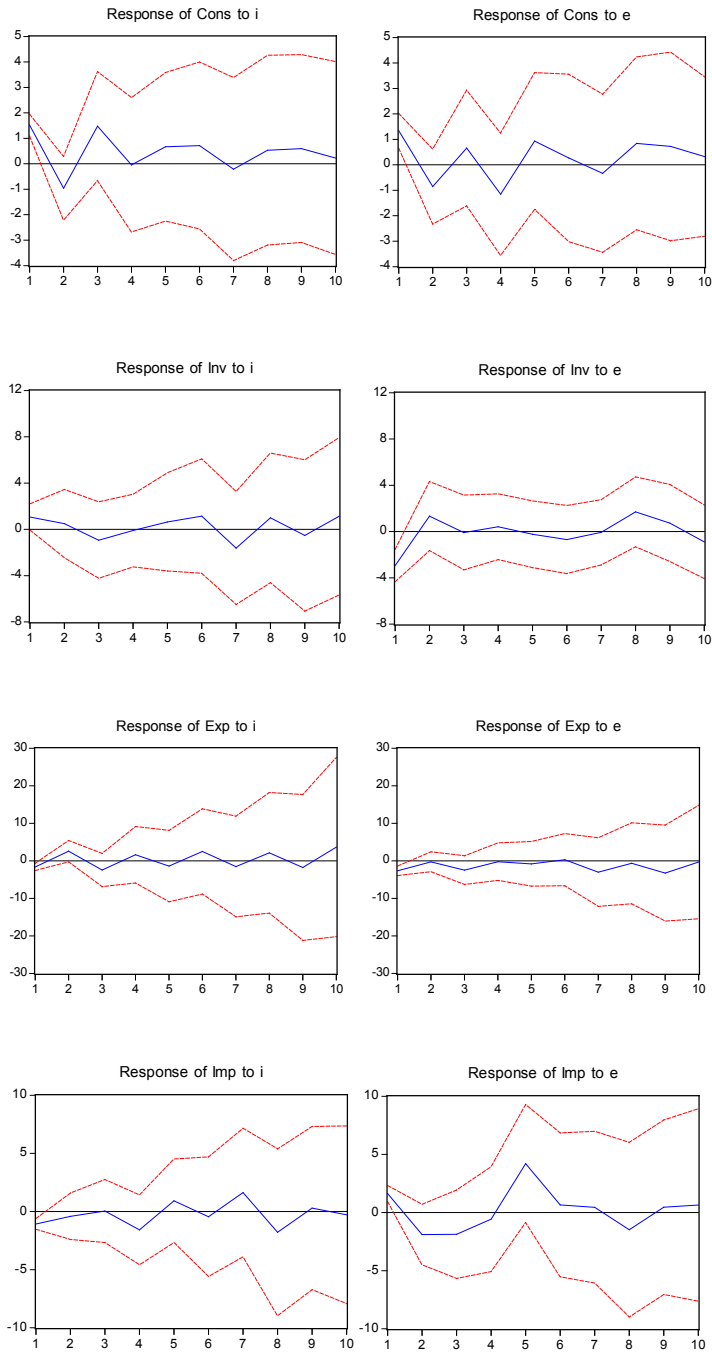


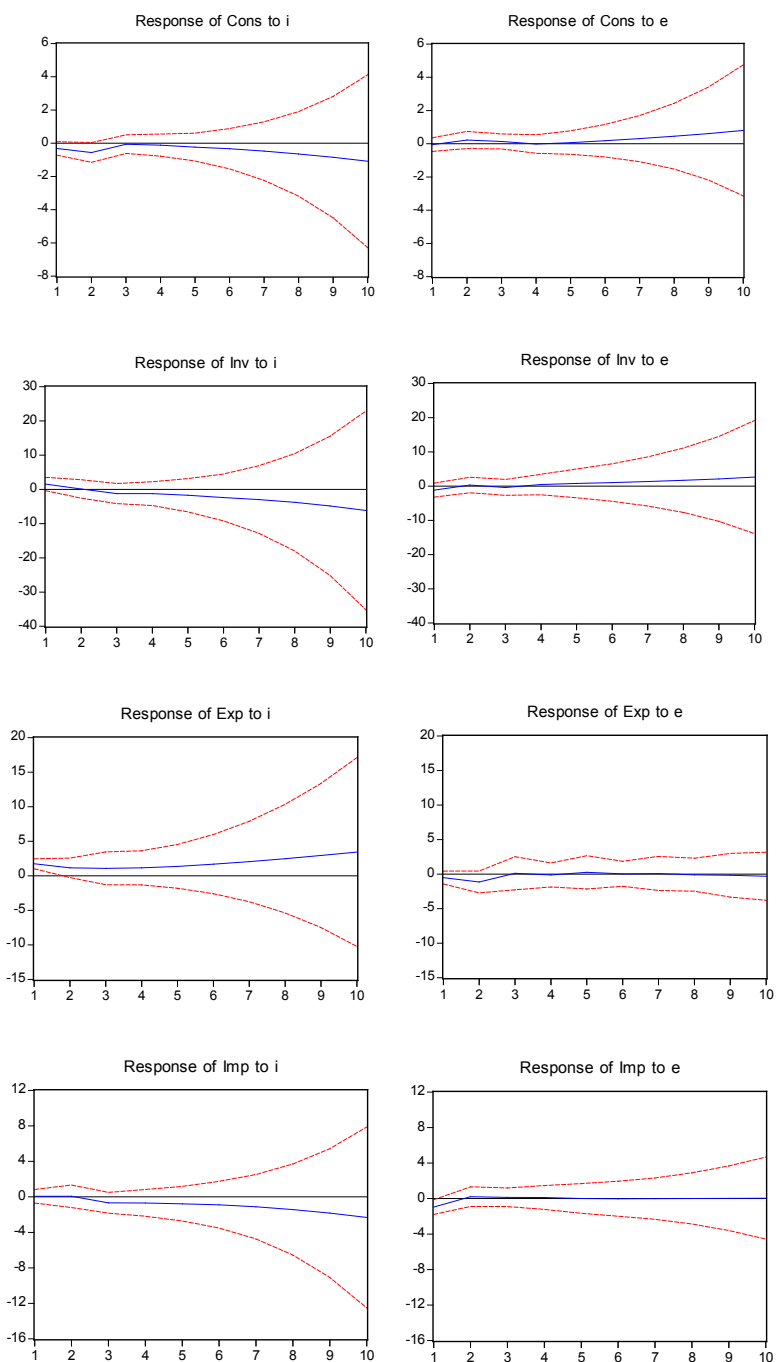
Рис. 1. Відгуки ВВП ( $y$ ), ІСЦ ( $p$ ), процентної ставки ( $i$ ), обмінного курсу ( $e$ ) і грошової маси ( $m$ ) на шок в одне стандартне відхилення процентної ставки та обмінного курсу (1997–2005 рр.)



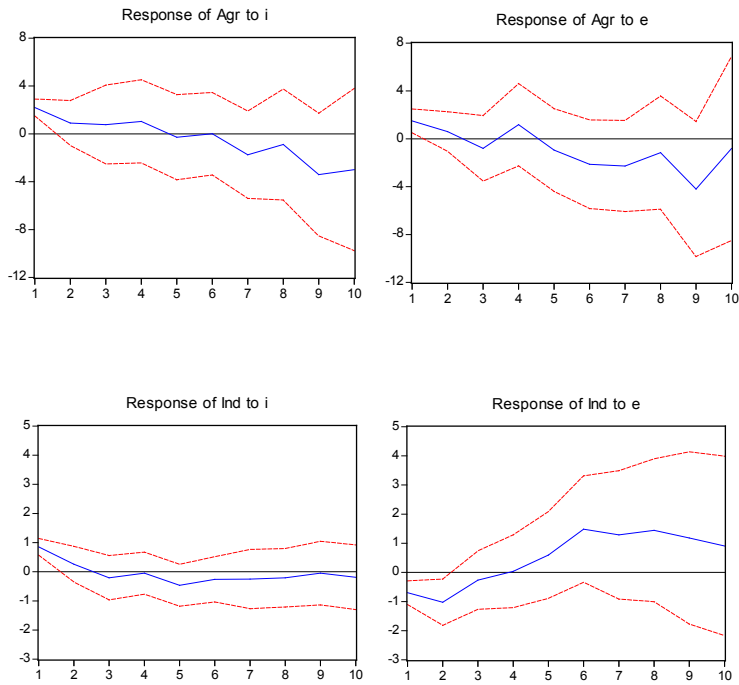
**Рис. 2. Відгуки ВВП (y), ІСЦ (p), процентної ставки (i), обмінного курсу (e) і грошової маси (m) на шок в одне стандартне відхилення процентної ставки та обмінного курсу (2001–2005 рр.)**



**Рис. 3. Відгуки компонент ВВП (споживання (Cons), інвестицій (Inv), експорту (Exp), імпорту (Imp)) на шоки в одне стандартне відхилення процентної ставки і обмінного курсу (1997–2005 рр.)**



**Рис. 4. Відгуки компонент ВВП (споживання (Cons), інвестицій (Inv), експорту (Exp), імпорту (Imp)) на шоки в одне стандартне відхилення процентної ставки і обмінного курсу (2001–2005 рр.)**



**Рис. 5. Відгуки обсягів виробництва промисловості (Ind) та сільського господарства (Agr) на шоки в одне стандартне відхилення процентної ставки і обмінного курсу (1998–2005 рр.)**

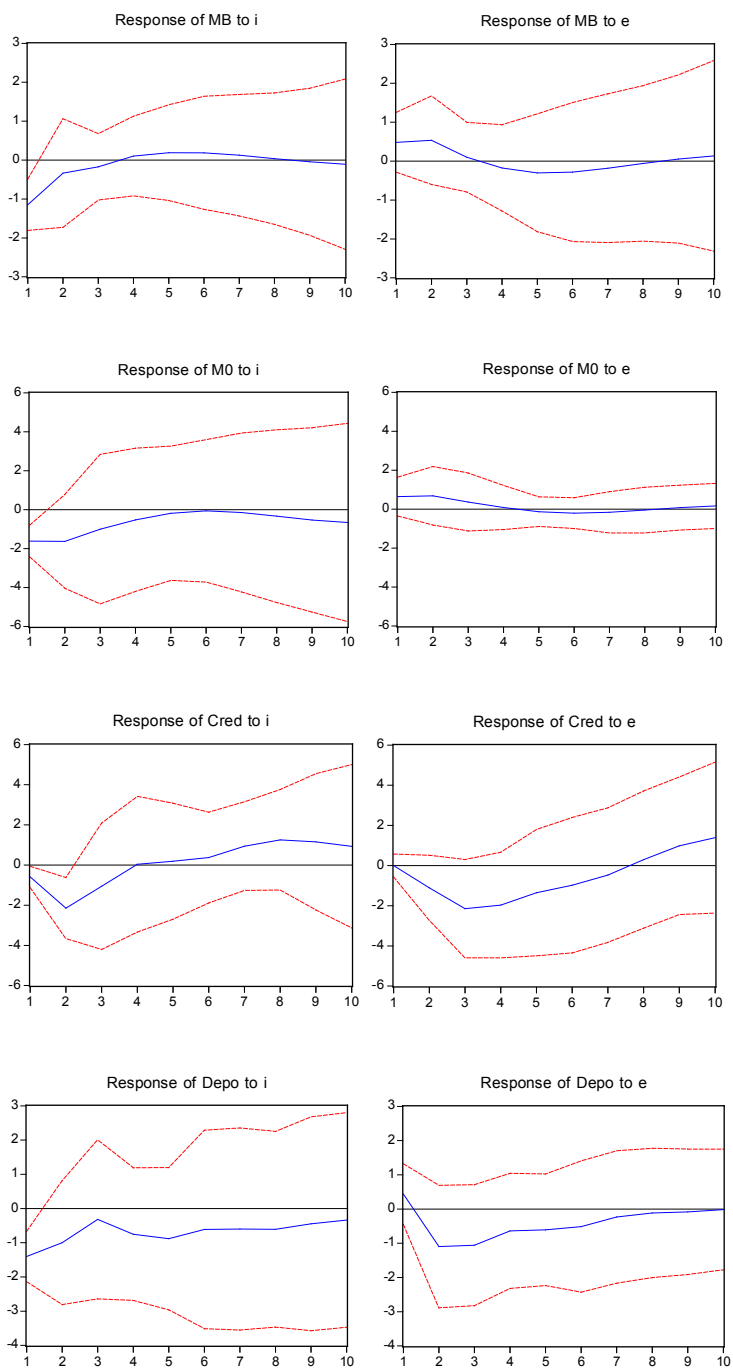
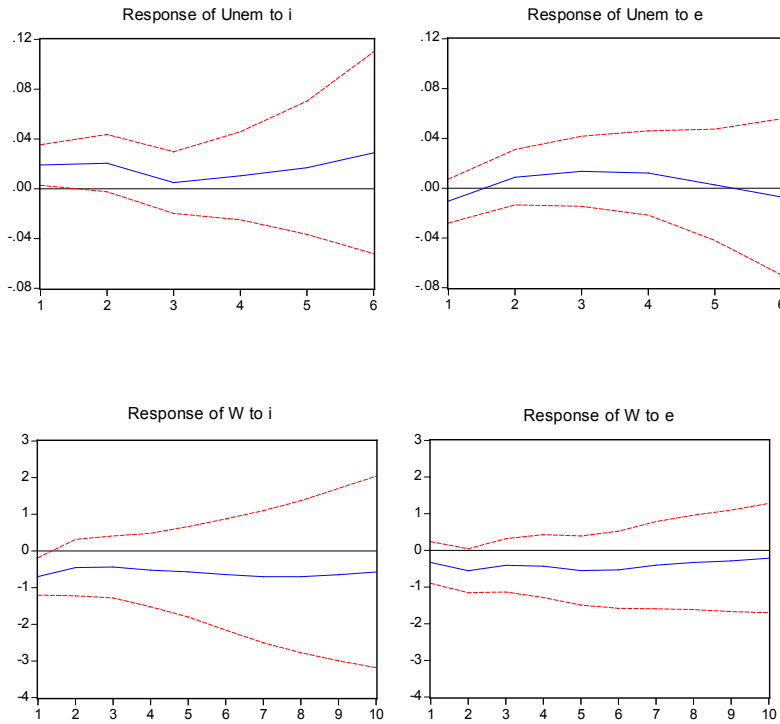


Рис. 6. Відгуки грошової бази (Mb), готівки поза банками (M0), обсягів кредитів (Cred) та депозитів (Depo) на шоки в одне стандартне відхилення процентної ставки і обмінного курсу (2001–2005 рр.)



**Рис. 7. Відгуки рівня безробіття (Unem) та номінальної заробітної плати (W) на шоки в одне стандартне відхилення процентної ставки і обмінного курсу (2001–2005 рр.)**