НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
«КИЄВО-МОГИЛЯНСЬКА АКАДЕМІЯ»

Лук'яненко І. Г., Насаченко М. Ю.

ЕТАПИ ПОБУДОВИ УЗАГАЛЬНЕНОЇ МАКРОЕКОНОМІЧНОЇ СИМУЛЬТАТИВНОЇ МОДЕЛІ УКРАЇНСЬКОЇ ЕКОНОМІКИ З УРАХУВАННЯМ РІВНЯ ТІНІЗАЦІЇ

Інструктивні матеріали

Київ
2019

УДК 330.52:519.8
Л84

Практичний посібник присвячено методологічним засадам і практичним аспектам побудови макромоделей на основі системи симультативних рівнянь, а також детальному аналізу особливостей проведення експрес-діагностування значущості основних взаємозв'язків між ключовими макроекономічними індикаторами; тестуванню коректності різних теоретичних припущень і гіпотез на основі реальних даних, їх зіставленню із наявними економічними трендами; проведенню сценарного аналізу впливу різноманітних регуляторних рішень на економічне зростання та фінансову стабільність, а також особливостям розробки прогнозів в умовах обмеженості статистичної інформації. На прикладі розробленої агрегованої симультативної макроекономічної моделі української економіки проілюстровано основні етапи реалізації, діагностування та практичного застосування симультативних макроекономічних моделей за допомогою економетричного пакета EViews. Розроблена макромодель є компактною та функціональною, не потребує для своєї практичної реалізації значної статистичної бази, що значно підвищує її цінність для застосування у навчальному процесі, а також відкриває широкий простір студентам, аспірантам, науковцям і фахівцям для подальших креативних пошуків, ускладнення та модифікації розробленої базової версії макромоделі та варіантів її практичного застосування.

Практичний посібник розраховано на студентів, аспірантів і викладачів вищих навчальних закладів, а також широке коло науковців, фахівців і практиків, які спеціалізуються на моделюванні та аналізі фінансових та соціально-економічних систем і процесів.

Рецензенти:

Запатріна І. В., доктор економічних наук, професор,
голова Правління ПУ «Український центр сприяння розвитку приватно-публічного партнерства»,
директор Науково-дослідного фінансового інституту
Київського національного торговельно-економічного університету

Баженова О. В., доктор економічних наук,
доцент кафедри економічної кібернетики Київського національного університету імені Тараса Шевченка

Ухвалено до друку Вченою радою НаУКМА
(протокол № 10 від 26.09.2019 р.)

ISBN 978-617-7668-13-7

© Лук'яненко І. Г., Насаченко М. Ю., 2019
© НаУКМА, 2019

Зміст

Вступ 4

1. Теоретико-методологічні аспекти розроблення макромоделей на основі системи симультативних рівнянь 7

1.1. Особливості застосування макроекономічних моделей різного рівня складності на практиці: стислий огляд 7

1.2. Теоретичне підґрунтя побудови макромоделей на основі системи симультативних рівнянь 11

2. Визначення специфікації та перевірка на ототожненість макромоделей на основі системи симультативних рівнянь на прикладі узагальненої макроекономічної симультативної моделі української економіки з урахуванням рівня тінізації 15

2.1. Загальна концепція побудови агрегованої макромоделі для української економіки 15

2.2. Специфікація окремих рівнянь системи 17

2.2.1. Специфікація рівняння облікової ставки 17

2.2.2. Специфікація рівняння інфляції 19

2.2.3. Специфікація рівняння обмінного курсу 21

2.2.4. Специфікація рівняння обсягів ВВП 22

2.2.5. Специфікація рівняння рівня тінізації економіки 24

2.2.6. Специфікація рівняння зайнятості 25

2.2.7. Специфікація рівняння попиту на робочу силу 27

2.3. Перевірка симультативної моделі на ототожненість 29

3. Оцінювання та діагностування адекватності узагальненої симультативної макромоделі української економіки з урахуванням рівня тінізації 31

3.1. Особливості оцінювання, інтерпретації та діагностування узагальненої симультативної макромоделі та окремих її рівнянь 31

3.2. Основні етапи реалізації, оцінювання та діагностування симультативної макромоделі за допомогою економетричного пакета EViews: інструктивні матеріали 42

Висновки 83

Список використаних джерел 85

Додатки 87

Вступ

Проведення досліджень у сучасному світі складно уявити без застосування економетричного моделювання. Модельний інструментарій використовують не лише для прогнозування, а і як потужний засіб підтвердження або спростування певних економічних теорій та гіпотез, оцінювання динамічних взаємозв'язків між економічними показниками, аналізу найбільш імовірних сценаріїв подальшого розвитку соціально-економічних та фінансових процесів в умовах дії дестабілізаційних факторів і підвищених ризиків, виявлення сили впливу одних явищ на інші тощо. Серед економіко-математичних моделей найбільш поширеними є макроекономічні моделі різного рівня складності, застосування яких на практиці дає змогу уникнути вартісних, а подекуди й просто неможливих реальних експериментів і шляхом моделювання оцінити можливі наслідки прийняття різних варіантів соціально-економічної політики та управлінських рішень у короткостроковій, середньостроковій та довгостроковій перспективах на різних ієрархічних рівнях та в різних секторах економіки.

Розвинені країни світу активно використовують розроблені макроекономічні моделі на практиці та постійно їх удосконалюють із метою максимально точного відтворення поточних та майбутніх соціально-економічних тенденцій. На таких моделях найчастіше випробовують ефективність прийняття рішень у сфері управління економікою та фінансами, а також оцінюють їх можливий вплив на макроекономічну стабільність та економічний розвиток. Для країн, що розвиваються та економіки яких є нестійкими до зовнішніх і внутрішніх дестабілізуючих факторів, розробка та практичне використання макромоделей є ще більш актуальним завданням, оскільки дає змогу оцінити перспективні драйвери соціально-економічної стабілізації з урахуванням різноманітних внутрішніх і зовнішніх ризиків, а також визначити ефективні заходи щодо запобігання можливому розвитку негативних подій та явищ на різних ієрархічних рівнях.

Слід зазначити, що макроекономічне моделювання набуло значного розвитку та активно застосовується і у центральних банках світу. Зокрема, проведення грошово-кредитної політики та підтримка фінансової стабільності потребує збирання та аналізу великих масивів інформації з метою оцінки поточного стану економіки країни та визначення етапу економічного циклу, на якому вона перебуває. Ці заходи необхідні для визначення ефективних інструментів грошово-кредитної та державної політики загалом, а також перспективних напрямів взаємодії монетарної та фіскальної політики на різних етапах економічного розвитку. При цьому, центральні банки різних країн світу серед модельного інструментарію віддають перевагу динамічним стохастичним моделям загальної рівноваги, а також гібридним і напівструктурним моделям. Кожна з них окремо є частиною великих модельних комплексів, що слугують основою для визначення релевантності політики держави та центральних банків зокрема.

Метою розробки агрегованої узагальненої макроекономічної моделі України на основі системи симультативних рівнянь є ілюстрація етапів проведення експрес-діагностування значущості основних взаємозв'язків між ключовими макроекономічними індикаторами української економіки з урахуванням рівня тінізації економіки; тестування коректності різних теоретичних припущень та гіпотез на основі реальних даних, їх зіставлення з наявними економічними трендами; проведення сценарного аналізу впливу різноманітних регуляторних рішень на економічне зростання та фінансову стабільність, а також розробка прогнозів в умовах обмеженості статистичної інформації.

Незважаючи на те, що на сьогодні макромоделі на основі системи симультативних рівнянь не так активно використовують на практиці порівняно з іншим економетричним інструментарієм, вони, як і раніше, залишаються ефективним і доволі наочним засобом формалізації складних структурних взаємозв'язків між ключовими секторами економіки та їх елементами. При цьому, залежно від мети та завдань їх практичного застосування використовують макроекономічні симультативні моделі з різним ступенем агрегації: від макромоделей із тисячами рівнянь до моделей із 8–10 рівняннями. Великі моделі зазвичай мають високий ступінь теоретичної повноти, проте потребують опрацювання значних масивів інформації, а їх побудова та подальше адміністрування є доволі працевитратними процесами й потребують

інколи зусиль цілих наукових колективів. Відповідно на практиці доволі часто обмежуються агрегованими версіями макромоделей, зокрема для проведення попереднього сценарного експрес-аналізу; вирішення оперативних проблем прийняття управлінських рішень та визначення оперативних регулятивних заходів; розробки прогнозів ключових макроекономічних індикаторів на короткострокову та середньострокову перспективи; діагностування необхідності подальшої деталізації макромоделі в певному напрямі залежно від завдань дослідження тощо. Загалом під час практичного застосування макромоделей, що базується на системах симультативних рівнянь, важливо знайти баланс між теоретичною обґрунтованістю та наявною статистичною базою. При цьому базові етапи розробки макромоделей залишаються незмінними для будь-якої з їхніх версій та охоплюють побудову узагальненої блок-схеми взаємозв'язків основних блоків або елементів моделі; визначення та обґрунтування специфікації кожного окремого її рівняння; аналіз методів оцінювання та діагностування адекватності, прогнозної якості та чутливості моделі; проведення сценарного аналізу та оцінювання варіантів прийняття управлінських рішень і запобіжних заходів за умов можливого розвитку різних негативних подій і ризиків дестабілізації.

Оскільки ці інструктивні матеріали мають на меті ознайомлення з основними особливостями, етапами побудови та практичного застосування моделей симультативних рівнянь на прикладі розробки узагальненої макроекономічної симультативної моделі української економіки, то, відповідно, їх організовано таким чином: у першому розділі наведено особливості практичного застосування широкого спектра наявних макроекономічних моделей загалом, а також методологію побудови макромоделей на основі системи симультативних рівнянь зокрема; другий розділ містить концептуальні засади розроблення узагальненої макроекономічної симультативної моделі на прикладі України, а також теоретичне обґрунтування специфікації її кожного окремого рівняння; у третьому розділі детально розглянуто особливості оцінювання, інтерпретації та діагностування симультативних моделей на прикладі розробленої узагальненої агрегованої симультативної макромоделі України з урахуванням рівня тінізації, а також основні етапи її реалізації та практичного застосування за допомогою економетричного пакета EViews.

1 Теоретико-методологічні аспекти розроблення макромоделей на основі системи симультативних рівнянь

1.1. Особливості застосування макроекономічних моделей різного рівня складності на практиці: стислий огляд

Макроекономічні моделі активно використовують у багатьох сферах для всебічного аналізу та дослідження широкого спектра різноманітних проблем, однак найбільше їх застосовують для вирішення соціально-економічної проблематики. Зокрема моделювання допомагає глибше розуміти структуру складних динамічних соціально-економічних взаємозв'язків, їхню природу та багатогранність, а також вплив на розвиток держави в різні періоди її існування. На противагу статистичному аналізу, економіко-математичний, за умови правильної специфікації моделі, дає змогу оцінити не лише прості причиново-наслідкові залежності, а й більш складні ієрархічні взаємозв'язки між елементами складних соціально-економічних систем з урахуванням дії зовнішніх і внутрішніх шоків та численних дестабілізаційних факторів. Саме тому розробка макроекономічних моделей різного рівня складності на основі різних теоретичних підходів і математичного інструментарію залишається актуальним завданням для багатьох країн світу, і України також.

Слід зазначити, що сьогодні західні та українські дослідницькі інституції, міжнародні організації, незалежні аналітики використовують широкий спектр різноманітних макромоделей для прогнозування, сценарного аналізу, підтримки прийняття управлінських та регуляторних рішень, розроблення стратегічних напрямів економічного розвитку тощо. Застосування макроекономічних моделей є також вкрай важливим і для центральних банків різних країн світу для формування та обґрунтування грошово-кредитної політики держави;

визначення ефективних монетарних інструментів у короткостроковій та довгостроковій перспективах; ухвалення рішень щодо зміни облікової ставки та використання інших монетарних інструментів, особливо за режиму інфляційного таргетування. Міжнародний валютний фонд також застосовує складний аналітичний інструментарій у рамках оцінки економічного розвитку різних країн світу та з метою надання їм експертних рекомендацій щодо подальших кроків державної політики, подолання наслідків криз, економічних шоків тощо. Саме тому вищезгадані інституції зазвичай мають у своєму розпорядженні множину різноманітних макроеконометричних моделей, кожна з яких слугує для вирішення або обґрунтування певної проблеми або низки проблем, науково обґрунтованих рекомендацій і підтримки прийняття управлінських рішень на різних ієрархічних рівнях.

Еволюцію застосування математичного інструментарію для моделювання в дослідницьких організаціях, зокрема в МВФ, центральних банках світу та інших інституціях, можна систематизувати у п'ять етапів за типами моделей [7]:

- так звані моделі великого масштабу, що побудовані на основі економетричних оцінок; проте цей тип моделювання підпадав під критику Лукаса, суть якої зводилася до заперечення прогнозування результатів макроекономічної політики, базуючись на агрегованих історичних даних щодо взаємозв'язків між змінними [15];
- структурні VAR-моделі, які набули популярності завдяки порівняній простоті у використанні та формалізації взаємозв'язків між змінними;
- клас гібридних моделей, які дають змогу одночасно враховувати довгострокові та короткострокові аспекти динаміки досліджуваних показників, а також допускають комбінацію декількох моделей одночасно тощо [5];
- напівструктурні моделі, які є неповними динамічними стохастичними моделями загальної рівноваги та дають змогу поєднати довгострокові залежності між змінними, отримані на основі моделей, що базуються на мікроекономічних даних із можливістю врахування короткострокової динаміки показників, а також максимально точного відтворення статистичної інформації [7];

- DSGE-моделі – динамічні стохастичні моделі загальної рівноваги, які мають найвищий ступінь теоретичної обґрунтованості; загальна рівновага базується на твердженні, що попит і пропозиція рівні на всіх ринках протягом досліджуваного періоду, результат розв'язання такої моделі визначає динаміку всіх ендогенних змінних, які можуть зазнавати впливу стохастичних шоків з чітко визначеною природою (технологічні, політичні тощо) [7; 21].

Останній тип моделей є доволі популярним на практиці, особливо у найбільш прогресивних центральних банках світу та дослідницьких центрах, завдяки концептуальній побудові DSGE на основі поєднання двох конкуруючих економічних течій – неокласичної, яка передбачає раціональних економічних агентів, і новокейнсіанської, що враховує ринкові недосконалості [21]. Такі моделі зазвичай містять рівняння, що описують поведінку домогосподарств, їхні споживання, заощадження, використання робочої сили тощо. При цьому роль фірм, як правило, зводиться до наймання працівників і встановлення цін на вироблені товари та послуги; фіскальна політика у найпростішому варіанті є нейтральною до попиту, проте можливе використання складніших механізмів з урахуванням нераціональної поведінки частини домогосподарств; монетарна політика класично відповідає правилу Тейлора. Крім того, за останніми тенденціями у моделях DSGE посилюють і розширюють фінансовий та банківський сектори, прикладом такої моделі є, зокрема, модель фінансового акселератора [7].

На сьогодні найвідомішими DSGE-моделями, які входять до прогнозного інструментарію центральних банків, можна вважати NAWN (New Area Wide Model) – модель Європейського центрального банку; TOTEM III (Terms-of-Trade Economic model) – модель Банку Канади; BEQM (Bank of England Quarterly Model); COMPASS – модель Банку Англії та RAMSES II – модель банку Швеції [13; 15; 17; 20]. Широке застосування DSGE-моделей зумовлене, зокрема, і їхньою спроможністю достовірно відображати майбутню поведінку низки таких важливих макроекономічних індикаторів, як інфляція, обмінний курс, споживання, процентні ставки тощо.

Макромоделі, що базуються на системах симультативних рівнянь, належать до класичних економетричних макромоделей. Пік їхньої популярності припав на 1960–1990-ті рр. Великого поширення вони набули у Сполучених Штатах Америки, а одну з перших макроекономічних симультативних моделей України було розроблено лише у 1999 р. Центром соціальних і економічних досліджень у Варшаві. Спершу метою побудови цієї моделі був аналіз наслідків існування значного тіньового сектора в Україні, згодом її розширили для короткострокового прогнозування та визначення основних напрямів макроекономічної політики держави. Вона складалась із шести основних секторів – споживання, інвестицій, міжнародної торгівлі, державних фінансів, ринку праці, грошей і кредитів і таких блоків, як домогосподарства, фірми, уряд, решта світу [19]. Подібною, однак не менш цікавою, можна вважати симультативну макромодель української економіки, яку розробили майже в той самий період К. Султан, І. Лук'яненко та Ю. Городніченко. Ця модель складалась із п'яти основних секторів – зовнішнього, монетарного, реального, бюджетного та сектору ринку праці, а також давала змогу відобразити та оцінити взаємозалежності як між макроекономічними показниками всередині окремого сектору, так і між секторами загалом. При цьому, у реальному секторі відображались взаємозв'язки між споживанням, доходом, інвестиціями, а також особливості формування ВВП країни; у секторі ринку праці визначались реальна та номінальна зайнятість і заробітна плата; монетарний сектор містив взаємозв'язки між грошовою масою, обмінним курсом, процентною ставкою, ціновими індексами та швидкістю обертання грошей в економіці; у зовнішньому секторі відображалось формування торговельного балансу, зокрема обсягів імпорту та експорту; останній, бюджетний сектор відображав показники бюджетного дефіциту, доходів держбюджету, державні видатки тощо [9]. Логічним удосконаленням цього класу макромоделей для української економіки є розроблені динамічні макромоделі, що базуються на поєднанні симультативних рівнянь із механізмом корегування похибки й дають змогу оцінити як довгострокові рівноважні взаємозв'язки між змінними, так і їхню короткострокову динаміку [1; 6].

Перевагою використання економетричних моделей, що базуються на системах симультативних рівнянь, є простота у розумінні формалізації взаємозв'язків між досліджуваними показниками та окремими секторами економіки, а також у відображенні соціально-економічних процесів та явищ. Слід зазначити, що системи симультативних рівнянь і до сьогодні залишаються одним з найбільш зручних і доволі точних методів моделювання макроекономічних систем і дають змогу враховувати як історичні тенденції, так і складні динамічні причиново-наслідкові зв'язки між їхніми елементами, а також надають можливість зіставлення теоретичних припущень із реальними тенденціями економічного розвитку.

1.2. Теоретичне підґрунтя побудови макромоделей на основі системи симультативних рівнянь

За своєю суттю, модель симультативних (одночасних) рівнянь – це система взаємопов'язаних багатофакторних регресійних рівнянь, що описують взаємозв'язки між змінними, блоками, секторами, економічними підсистемами тощо. Ця методологія дає змогу моделювати складні макроекономічні залежності більш реалістично за рахунок можливості врахування як прямих, так і зворотних зв'язків між елементами соціально-економічних та фінансових систем різного рівня складності.

Основною особливістю систем симультативних рівнянь є можливість використання ендогенних змінних у ролі пояснювальних. Оскільки такі змінні є стохастичними і корелюють із випадковими величинами рівнянь, у яких з'являються як пояснювальні, то для оцінювання невідомих параметрів не можна застосовувати класичний метод найменших квадратів, тому що отримані за його допомогою оцінки у цьому випадку стають зміщеними. За своєю суттю, система симультативних рівнянь передбачає порушення класичних припущень щодо залежності факторів та випадкових величин, тому для оцінювання невідомих параметрів такої системи найчастіше

використовують спеціальні методи, зокрема двокроковий і трикроковий методи найменших квадратів (МНК), метод непрямих найменших квадратів, метод максимальної вірогідності з повною (застосовують до всієї системи) та обмеженою (застосовують до кожного рівняння окремо) інформацією. Рішення, який із методів обрати, залежить від ототожненості системи.

Існує дві основні умови ототожненості – порядку та рангу. Умова порядку передбачає, що для ототожненості системи з кожного окремого рівняння повинно бути виключено хоча б $(m-1)$ ендогенних і предетермінованих (усі екзогенні та лагові ендогенні змінні, котрі включені в модель) змінних, які наявні в моделі, де m – загальна кількість її ендогенних змінних. У випадку, якщо виключено менше, ніж $(m-1)$ змінних, система буде переототожненою, а коли більше, ніж $(m-1)$ змінних, – недоототожненою. Загалом умова ототожненості симультативної моделі виконуватиметься, коли кількість предетермінованих змінних, що виключені з рівняння, буде меншою за суму ендогенних змінних мінус одиниця, включених до рівняння.

Зауважимо, що умова порядку є необхідною, проте недостатньою умовою ототожнення системи, оскільки існує невелика вірогідність, що при її виконанні система все ж залишається неототожненою, саме тому рівняння системи тестують також на дотримання рангової умови. Симультативна модель із m рівнянь із m ендогенними змінними згідно з цією умовою буде ототожненою лише у випадку, коли хоча б один ненульовий визначник порядку $(m-1)(m-1)$ може бути створений із коефіцієнтів при змінних, виключених з рівняння, але включених до інших рівнянь моделі [5].

Якщо хоча б одне з рівнянь системи є переототожненим, то і всю систему вважають переототожненою. Аналогічно, якщо хоча б одне з рівнянь системи неототожнене, то і всю систему вважають неототожненою, а отже вона не може бути оцінена жодним чином.

Найчастіше для оцінки систем симультативних (одночасних) рівнянь застосовують двокроковий МНК, його перевагою є можливість оцінювати як точно ототожнені системи, так і переототожнені. На першому етапі цей метод передбачає оцінку ендогенних змінних як функцій від усіх предермінованих змінних системи. Другий етап передбачає включення оцінених на першому етапі значень ендогенних змінних замість початкових у праву частину відповідних рівнянь

системи. У результаті застосування такої двокрокової процедури оцінювання досягається незалежність між випадковими величинами та факторами в усіх рівняннях системи, а отже і можливість отримання незміщених оцінок невідомих параметрів.

Специфікація кожної окремої моделі симультативних рівнянь залежить від мети дослідження, економічної теорії, рішень і переконань дослідника щодо використання тих чи інших економічних концепцій, обмежень, пов'язаних із наявною статистичною базою тощо. Проте у загальному випадку система симультативних рівнянь має такий вигляд [5]:

$$\begin{cases} Y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{12}Y_{2t} + \ldots + \beta_{1m}Y_{mt} + \gamma_{11}X_{1t} + \ldots + \gamma_{1k}X_{kt} + \varepsilon_{1t}; \\ Y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{1t} + \ldots + \beta_{2m}Y_{mt} + \gamma_{21}X_{1t} + \ldots + \gamma_{2k}X_{kt} + \varepsilon_{2t}; \\ \ldots \\ Y_{mt} = \beta_{m0} + \beta_{m1}Y_{2t} + \ldots + \beta_{mm-1}Y_{m-1,t} + \gamma_{m1}X_{1t} + \ldots + \gamma_{mk}X_{kt} + \varepsilon_{mt}, \end{cases}$$

де $Y_{1t}, Y_{2t}, \ldots, Y_{mt}$ – значення ендогенних або залежних змінних системи в t-період; $X_{1t}, X_{2t}, \ldots, X_{kt}$ – значення предетермінованих або попередньо визначених змінних у t-період; $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \ldots, \varepsilon_{mt}$ – значення випадкових величин у t-період; $t = 1, 2, \ldots, N$ – загальна кількість спостережень; $k = \overline{1, K}$ – кількість екзогенних і предетермінованих змінних системи; $\beta_{10}, \beta_{12}, \ldots, \beta_{mm-1}$ – невідомі коефіцієнти біля ендогенних змінних системи; $\gamma_{11}, \gamma_{21}, \ldots, \gamma_{mk-1}$ – невідомі коефіцієнти біля екзогенних змінних системи; $m = \overline{1, M}$ – кількість ендогенних змінних системи.

Оцінка системи симультативних рівнянь у загальному вигляді складається з таких основних етапів [5]:

- визначення ендогенних та екзогенних змінних моделі;
- перевірка системи на ототожненість;
- оцінка, тестування, перевірка на дотримання класичних припущень, визначення специфікації кожного окремого рівняння системи;
- оцінка всієї системи рівнянь методом двокрокового/трикрокового методу МНК;
- діагностування адекватності та чутливості моделі, а також оцінка її прогнозної якості;
- практичне використання оціненої макромоделі залежно від мети дослідження.

Як уже зазначено, макромоделі, побудовані на основі системи симультативних рівнянь, є потужним економетричним інструментом, який дає змогу досліджувати складні макроекономічні взаємозалежності реальних соціально-економічних систем різного рівня складності, особливо в умовах дії дестабілізаційних факторів і підвищених ризиків, що характерно для української економіки на сучасному етапі економічних перетворень. Крім того, системи цього типу можуть бути як доволі деталізованими, так і компактними, тож їх можна використовувати не тільки для поглибленого сценарного аналізу, а й для попередньої експрес-діагностики та ілюстрації основних етапів їх побудови на прикладі розробки агрегованих версій для економік окремих країн. При цьому базові етапи розробки макромоделей залишаються незмінними для будь-якої з їх версій, що дає змогу зрозуміти логіку їх побудови, оцінювання, діагностування та практичного використання навіть для необізнаного користувача.

2 Визначення специфікації та перевірка на ототожненість макромоделей на основі системи симультативних рівнянь на прикладі узагальненої макроекономічної симультативної моделі української економіки з урахуванням рівня тінізації

2.1. Загальна концепція побудови агрегованої макромоделі для української економіки

Для ілюстрації основних етапів побудови, оцінювання, діагностування та практичного використання симультативних макромоделей використано розроблену авторську узагальнену агреговану макроекономічну модель економіки України з урахуванням рівня тінізації, яка, незважаючи на її простоту, дає змогу проводити широкий спектр сценарного аналізу для визначення ключових інструментів державного регулювання, спрямованих на зменшення тіньового сектору, а також досягнення макроекономічної стабільності з урахуванням можливих зовнішніх і внутрішніх дестабілізаційних чинників і ризиків.

Розроблена та оцінена на реальній інформації агрегована макромодель України охоплює лише сім основних рівнянь, а саме рівняння визначення рівня зайнятості, облікової ставки, рівня тіньової економіки, індексу споживчих цін, обсягів ВВП, обмінного курсу та попиту на робочу силу. В основу її специфікації покладено логіку взаємозв'язків, яка притаманна українській економіці в сучасних умовах, а саме припускається, що обсяг виробництва впливає на обмінний курс, оскільки зростання експорту продукції зміцнює національну валюту. Зворотний зв'язок облікової ставки з курсом гривні до долара та індексом споживчих цін зумовлений тим, що підвищення ключової ставки сприяє одночасно і зниженню цін, і ревальвації обмінного курсу за рахунок припливу капіталу в країну через вищу дохідність інвестицій. Крім того, ця залежність враховує ефект перенесення волатильності обмінного курсу на внутрішні ціни. Зайнятість пов'язана,

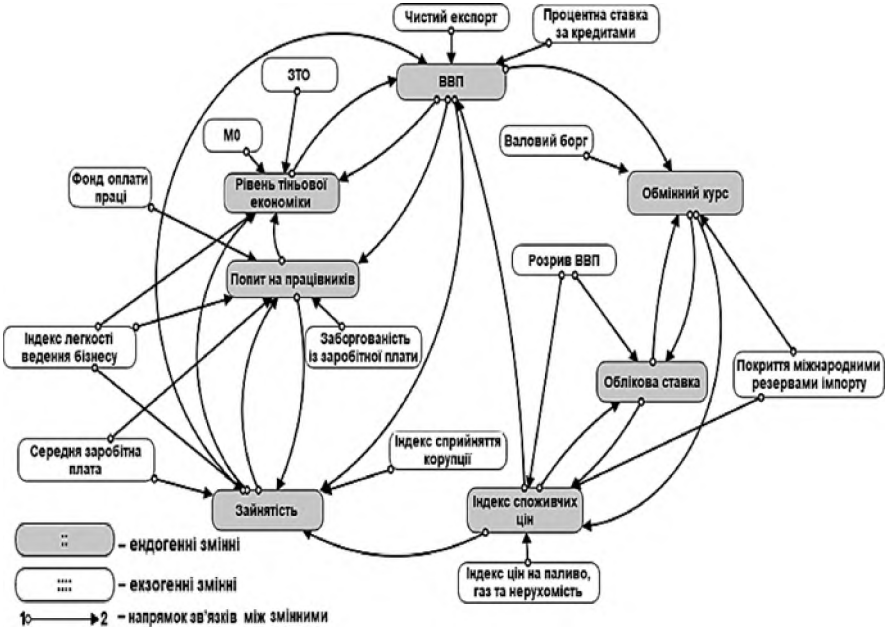


Рис. 2.1. Узагальнена схема взаємозв'язків між ендогенними та екзогенними змінними узагальненої агрегованої макроекономічної моделі України

Джерело: розроблено авторами

з одного боку, з індексом інфляції, оскільки у періоди економічного зростання знижується безробіття, однак зростають ціни згідно з кривою Філіпса, а з іншого, з рівнем тіньової економіки, адже більша кількість офіційно працевлаштованого населення впливає на зниження рівня тінізації. Відповідно наявність тіньової економіки спричиняє зниження офіційного ВВП тощо. Узагальнену схему взаємозв'язків між змінними агрегованої макромоделі наведено на рис. 2.1.

Відповідно, загальну специфікацію запропонованої узагальненої агрегованої макромоделі української економіки можна подати таким чином:

$$KEY_RATE_t = f_1(KEY_RATE_{t-1}, CPI_t, GDP_GAP_t, ER_t)$$

$$ER_t = f_2(KEY_RATE_{t-2}, ER_{t-1}, COVERAGE_{t-8}, F_DEBT/GDP_t)$$

$$CPI_t = f_3(CPI_{t+1}, KEY_RATE_{t-6}, ER_{t-3}, RE_G_W_PI_t, COVERAGE_t, GDP_GAP_{t-1}$$
$$GDP_t = f_4(NX_t, SH_E_{t-5}, CPI_t, EMPL_{t-1}, LOAN_R_{t-6},)$$
$$SH_E_t = f_5(W_PLACES_{t-4}, BUSINESS_{t-1}, ZTO/GDP_{t-3}, EMPL_{t-7}, M0_{t-1})$$
$$EMPL_t = f_6(CPI_{t-1}, WAGE_t, BUSINESS_{t-1}, W_PLACES_{t-6})$$
$$W_PLACES_t = f_7(EMPL_t, WAGE_t, BUSINESS_{t-7}, WAGE_D_{t-7}, FOND_{t-3}), \quad (2.1)$$

де t – часовий період, KEY_RATE_t – облікова ставка НБУ, у процентних пунктах у t-й період; CPI_t – індекс споживчих цін у t-й період, %; ER_t – обмінний курс гривні до долара в t-й період; $EMPL_t$ – зайнятість у t-й період, тис. осіб; SH_E – рівень тіньової економіки в t-й період %; $RE_G_W_PI_t$ – індекс цін на паливо, газ та нерухомість у t-й період, %; GDP_t – валовий внутрішній продукт у t-й період, млн грн; $LOAN_R_t$ – зважена ставка за кредитами в t-й період, %; $M0_t$ – готівкові кошти в обігу поза депозитними корпораціями в t-й період, млн грн; $CORR_t$ – індекс сприйняття корупції у t-й період; $BUSINESS_t$ – індекс легкості ведення бізнесу в t-й період; $WAGE_t$ – середня заробітна плата в t-й період, грн; W_PLACES_t – попит на працівників у t-й період, тис. осіб; NX_t – чистий експорт у t-й період, млн грн; $COVERAGE_t$ – покриття імпорту міжнародними резервами в t-й період, у місяцях майбутнього періоду; ZTO_GDP_t – відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП у t-й період; F_DEBT/GDP_t – відношення валового боргу до ВВП у t-й період; $WAGE_D_t$ – заборгованість із виплати заробітної плати на кінець t-го періоду, млн грн; $FOND_t$ – фонд оплати праці працівників у t-й період, у млн грн.

2.2. Специфікація окремих рівнянь системи

2.2.1. Специфікація рівняння облікової ставки

Найвідомішим правилом монетарної політики вважають правило Тейлора, яке має значну кількість модифікацій, залежно від потреб центрального банку та особливостей національних економік різних країн світу, зокрема Л. Бола [14], Р. Кларидн [16] тощо. Дж. Тейлор сформулював правило монетарної політики як реагування центрального банку на зміну економічних показників таким

чином, що нову облікову ставку (у першій версії правила) визначають, базуючись на значенні інфляції за попередні чотири квартали та відсотка відхилення реального ВВП від заданого цільового значення (таргету). При цьому існує два основні підходи щодо оцінювання коефіцієнтів монетарного правила: імпліцитно – у середині загальної макроекономічної моделі країни або експліцитно – при розробці багатофакторної регресійної моделі, яка пов'язує ключову ставку центрального банку з макроекономічними показниками, такими як інфляція, обмінний курс, розрив ВВП та інші [4].

Рішення щодо монетарної політики за режиму інфляційного таргетування, який притаманний і українській економіці, базуються на прогнозі інфляції, оскільки процентні ставки за основними інструментами монетарної політики мають сприяти наближенню поточної інфляції до цільової у середньостроковій перспективі. Слід зауважити, що Національний банк України (НБУ) окреслює власну специфікацію правила Тейлора як основного правила монетарної політики, згідно з яким нова облікова ставка визначається на основі ретроспективної процентної ставки, рівноважної (нейтральної) ставки, очікуваної інфляції, відхилення інфляції від таргету та розриву ВВП [8; 9].

У процесі розробки агрегованої макромоделі було використано обидва підходи – імпліцитний та експліцитний: на першому етапі оцінювали класичне регресійне рівняння, яке в подальшому було введено в систему симультативних рівнянь макромоделі української економіки. Облікова ставка в побудованій моделі залежить від свого попереднього рівня, що є логічним з огляду на те, що під час поточних рішень центрального банку мають брати до уваги наслідки попередніх періодів. Наприклад, у рамках жорсткої грошово-кредитної політики підвищення ключової ставки у попередньому кварталі вже має вплив на вартість грошей, і, відповідно, на майбутню інфляцію, тому поточна облікова ставка визначається з урахуванням ефекту її зростання у минулому періоді. Крім того, політика НБУ за інфляційного таргетування орієнтована на досягнення мети щодо інфляції у середньостроковій перспективі, що зумовлює потребу включення в рівняння облікової ставки значення індексу споживчих цін. Зміна ключової процентної ставки найбільш значний вплив на інфляцію здійснює лише через 9–18 місяців, у зв'язку з цим, у класичному правилі Тейлора використовують індекс цін із додатнім лагом.

Із метою урахування поточних інфляційних ризиків та загроз до рівняння агрегованої авторської макромоделі було включено поточне значення індексу споживчих цін. Не менш важливим при прийнятті рішень щодо облікової ставки є стан виробництва у країні або ж, іншими словами, темпи економічного зростання. Індикатором зростання виробництва є показник розриву ВВП у поточному кварталі. Взаємозв'язок обмінного курсу та облікової ставки обернений: підвищення ключової ставки політики сприяє зміцненню курсу гривні до долара, оскільки вища ставка НБУ зумовлює зростання ставок за державними цінними паперами та депозитами, що приваблює інвесторів, а отже стимулює й приплив капіталу в Україну. Приплив валюти посилює гривню щодо долара. Крім того, ефект перенесення волатильності обмінного курсу на інфляцію [18] зумовлює зростання індексу споживчих за девальвації, зокрема цей вплив був суттєвим для української економіки у 2015 р. З огляду на зазначене вище, специфікація отриманого рівняння облікової ставки агрегованої макромоделі має такий вигляд:

$$LOG(KEY_RATE_t) = \alpha_0 + \alpha_1 LOG(KEY_RATE_{t-1}) + \alpha_2 D(CPI_t) + \\ + \alpha_3 D(GDP_GAP_{t-4}) + \alpha_4 D(LOG(ER_t)) + DUMMY_t, \quad (2.2)$$

де KEY_RATE_t – облікова ставка, у процентних пунктах; CPI_t – індекс споживчих цін, у %; GDP_GAP_t – розрив ВВП, у млн грн; ER_t – обмінний курс, грн/дол.; DUMMY – даммі-змінна, D – оператор різниць.

2.2.2. Специфікація рівняння інфляції

Низька та стабільна інфляція є одним із важливих компонентів макроекономічної стабільності. За режиму інфляційного таргетування досягнення та підтримка цінової стабільності є пріоритетною метою центрального банку. На базі прогнозу індексу споживчих цін на середньострокову перспективу, а також низки інших факторів визначають поточний рівень ключової процентної ставки, яка має найсуттєвіший вплив на рівень цін. Рівняння інфляції має багато версій залежно від підходу та економічної теорії, якої центральний банк дотримується. В українських реаліях, у НБУ для точності прогнозу майбутніх цін використовують малу напівструктурну

економетричну модель, у якій як пояснювальні змінні визначено імпортовану інфляцію, тиск попиту, обмінний курс, ціни на сирі продукти харчування та інші. Однак рівняння цін можуть базуватись на різних типах економетричних моделей, зокрема, багатофакторній регресії, моделі корегування помилки, авторегресійних моделей із розділеними лагами та інших [7].

Щоб узагальнити проаналізовану інформацію щодо факторів, які впливають на цінову стабільність, до фінального регресійного рівняння інфляції агрегованої макромоделі України були включені: індекс споживчих цін; облікова ставка; індекс цін на паливо, газ і житло; покриття міжнародними резервами імпорту; обмінний курс і розрив ВВП. Ключова ставка найбільший ефект на інфляцію має через чотири квартали. Однак, враховуючи специфіку українських реалій, а саме з огляду на те, що до 2016 р. (перехід до таргетування інфляції) облікова ставка не впливала на вартість грошей, а отже й на реальний сектор та інфляцію, у специфікованому рівнянні зберігається лаг у 1,5 року. Суттєве підвищення комунальних тарифів упродовж останніх чотирьох років актуалізує включення до фінальної специфікації рівняння інфляції індекс цін на паливо, газ та житло з метою врахування значного впливу зростання цін на газ у рамках вимог за договорами кредитування МВФ [12]. Із початком запровадження режиму інфляційного таргетування, одним із найсильніших каналів передання змін облікової ставки на інфляцію є канал очікувань, який у моделі частково враховується за допомогою включення індексу споживчих цін у наступному кварталі. Припускають, що економічні суб'єкти очікують зростання цін на тому самому рівні, що прогнозує центральний банк. Розрив виробництва показує, на скільки поточний ВВП відхиляється від потенційного, який досягається за максимального рівня зайнятості. В регресійному рівнянні цей показник слугує індикатором економічного зростання, що є важливим, оскільки підвищення темпів зростання виробництва класично супроводжується інтенсифікацією споживання, що сприяє підвищенню рівня цін. Крім того, розрив ВВП є частиною модифікованого рівняння інфляції, яке базується на теорії щодо кривої Філіпса. Обмінний курс із лагом у три минулі квартали, а також покриття міжнародними резервами імпорту визначають вплив ефекту перенесення курсових коливань на внутрішні ціни. З огляду на зазначене

вище, специфікація визначеного рівняння інфляції агрегованої макромоделі має такий вигляд:

$$CPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_{t+1} + \alpha_2 LOG(KEY_RATE_{t-6}) + \alpha_3 LOG(ER_{t-3}) + \\ + \alpha_4 RE_G_W_PI_t + \alpha_5 LOG(COVERAGE_t) + \alpha_6 GDP_GAP_{t-10}, \quad (2.3)$$

де CPI_t – індекс споживчих цін, у %; KEY_RATE_t – облікова ставка, у процентних пунктах; ER_t – обмінний курс гривні до долара; $RE_G_W_PI_t$ – індекс цін на паливо, газ та нерухомість, у %; $COVERAGE_t$ – покриття імпорту міжнародними резервами, у місяцях майбутнього періоду; GDP_GAP_t – розрив ВВП, у млн грн.

2.2.3. Специфікація рівняння обмінного курсу

Оскільки обмінний курс справляє значний вплив на інфляцію, більш того, девальвація має суттєвіші ефекти, ніж ревальвація [18], його рівняння є достатньо важливим для врахування в агрегованій макромоделі української економіки. Економічна теорія та практичні аспекти макромоделювання підтверджують важливість врахування обмінного курсу в різних типах моделей залежно від мети дослідження. Наприклад, НБУ окрім основної квартальної прогнозної моделі використовує додаткову модель для оцінювання рівноважного рівня реального ефективного обмінного курсу, яка ґрунтується на біхевіоральній концепції та містить такі пояснювальні, як сальдо поточного рахунку платіжного балансу, процентні ставки, чисті зовнішні активи тощо. Результати оцінки обмінного курсу використовують і під час розроблення узагальненого прогнозу всіх економічних показників на основі квартальної прогнозної макромоделі (КПМ) [7].

Відповідно, специфікація рівняння обмінного курсу в агрегованій макромоделі передбачає його залежність від власного попереднього значення, облікової ставки, покриття міжнародними резервами імпорту та відношення валового боргу до ВВП. Вплив минулого значення курсу гривні до долара на поточний здійснюється за рахунок його прив'язки до попередніх значень. У випадку гнучкого курсоутворення, розпочатого в Україні офіційно з кінця 2016 р.,

а фактично з початку 2015 р., обмінний курс формується залежно від зміни попиту та пропозиції валюти на грошовому ринку. Можна припустити, що обсяги іноземної валюти в країні залежать від балансу між експортом та імпортом товарів і послуг, таким чином, покриття міжнародними резервами імпорту є одним із визначальних факторів у формуванні обмінного курсу, оскільки цей показник слугує індикатором адекватності рівня резервів НБУ для забезпечення стабільності курсоутворення у випадку економічних шоків, спровокованих кризовими явищами. До 2015 р. значення курсу було фіксованим і підтримувалось шляхом проведення центральним банком валютних інтервенцій – купівлі/продажу валюти з міжнародних резервів. У теперішніх умовах тиск на співвідношення гривні до долара відбувається також із боку облікової ставки: підвищення ключової ставки НБУ сприяє ревальвації, а зниження – девальвації. Значення облікової ставки у рівнянні введено з лагом у два квартали, оскільки її вплив не прямий. Співвідношення боргу до ВВП позначає ефект зміни зовнішніх запозичень, а разом із ними й попиту та пропозиції на валюту на обмінний курс. З огляду на зазначене вище, специфікація визначеного рівняння обмінного курсу в агрегованій макромоделі має такий вигляд:

$$LOG(ER_t) = \alpha_0 + \alpha_1 LOG(KEY_RATE_{t-4}) + \alpha_2 LOG(ER_{t-1}) + \\ + \alpha_3 LOG(COVERAGE_{t-8}) + \alpha_4 LOG(F_DEBT/GDP_t) + \alpha_5 DUMMY_t, \qquad (2.4)$$

де ER_t – обмінний курс грн/дол.; KEY_RATE_t – облікова ставка, у процентних пунктах; $COVERAGE_t$ – покриття імпорту міжнародними резервами, у місяцях майбутнього періоду; F_DEBT/GDP_t – відношення валового боргу до ВВП; $DUMMY_t$ – даммі-змінна.

2.2.4. Специфікація рівняння обсягів ВВП

Існує велика кількість способів розрахунку рівня виробництва у країні, найбільш відомими є класичні методи: за доданою вартістю, метод кінцевого споживання (витратний) і розподільчий (дохідний). Зазначені підходи є простими у використанні та зрозумілими, а отже й широко використовуваними. На основі

розрахунку внутрішнього виробництва за витратами базується модель для прогнозування компонент ВВП, яка є складовою системи аналізу та прогнозування НБУ. Модель оцінює ВВП із боку споживання (приватні й державні витрати, експорт та імпорт товарів і послуг, інвестиції) та виробництва. Для кожного з компонентів ВВП побудовано окрему модель у формі корегування помилки, крім того, використовують перехресний зв'язок, зокрема припускають, що обсяги імпорту в поточному періоді залежатимуть від обсягів споживання та інвестицій у минулому [7].

Розроблене Національним банком України рівняння для оцінювання обсягів ВВП передбачає його залежність від зміни індексу споживчих цін, оскільки, враховуючи значну інфляцію в Україні у 2015 р., зростання обсягів виробництва у вартісному вимірі було зумовлено стрімким підвищенням цін, а не нарощенням створення нових товарів та послуг. Ставка за кредитами впливає на можливість отримання доступних кредитів бізнесом для збільшення обсягів виробництва, а також частково відображає платоспроможний попит: дешевші кредитні ресурси призводять до зростання споживання, яке стимулює фірми пропонувати більше товарів та послуг, а отже збільшувати ВВП країни. Необхідність урахування певного часу, необхідного для зміни ринкової кон'юнктури, наприклад ухвалення рішення компанією щодо отримання інвестиційного кредиту за умови зниження вартості кредитних ресурсів, зумовлює необхідність використання лагу у шість кварталів. Рівень тінізації економіки хоч і непрямо та з лагом, проте впливає на обсяги виробництва в країні. Зокрема існування тіньового бізнесу, а це за різними оцінками від 30 до 50 % українського ВВП, зумовлює не лише недоотримання державним бюджетом доходів від оподаткування, а й викривлення обсягів офіційного виробництва, оскільки фактично економіка продукує більше товарів та послуг, ніж відображено у статистичній звітності. Крім того, важливим компонентом виробництва за класичною економічною теорією є чистий експорт товарів та послуг. Зв'язок між зайнятістю та ВВП пояснюється залежністю обсягів виробництва від зміни кількості населення, яке працює.

З огляду на зазначене вище, специфікація визначеного рівняння обсягів ВВП в агрегованій макромоделі має такий вигляд:

$$GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 NX_t + \alpha_2 LOG(SH_{E_{t-3}}) + \\ + \alpha_3 CPI_t + \alpha_4 D(LOG(EMPL_{t-1})) + \alpha_5 LOAN_R_{t-6}, \quad (2.5)$$

де GDP_t – обсяг ВВП, у млн грн; NX_t – чистий експорт, у млн грн; SH_E_t – рівень тіньової економіки, у %; CPI_t – індекс споживчих цін, у %; $EMPL_t$ – зайнятість, у тис. осіб; $LOAN_R_t$ – ставка за кредитами, у %.

2.2.5. Специфікація рівняння рівня тінізації економіки

Обсяги тінізації української економіки є значними та майже незмінними протягом 2000–2018 рр. Тіньовий сектор оцінюють у середньому у 38–39 % ВВП за монетарним методом розрахунку [3], його наявність мають враховувати як одну з особливостей національної економіки при прийнятті рішень щодо соціально-економічної політики держави. Рівень тіньової економіки залежить від багатьох факторів, найбільш значними з яких можна вважати систему оподаткування і податковий тягар для бізнесу та працівників, бюрократизацію державних інституцій, рівень корумпованості, легкість отримання дозволів на провадження бізнесової діяльності та багато інших.

Поточний рівень тіньової економіки зумовлює зміну цін шляхом неконтрольованих розрахунків поза банківською системою та існування чорного валютного ринку, а також через посилення потреби у додатковому фінансуванні дефіциту бюджету, яке призводить до зростання боргових виплат та провокує відплив валюти з країни, що негативно позначається на інфляції.

Специфікація багатофакторної регресії тіньового сектору агрегованої макромоделі передбачає його залежність від попиту на робочу силу, індексу легкості ведення бізнесу, відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП, зайнятості та готівки в обігу. Ускладнення ведення бізнесу в країні є одним із мотивів його тінізації. Загалом, індекс легкості ведення бізнесу в країні розраховує Світовий банк, до його складу входять такі індикатори, як відкриття бізнесу, робота з дозволами на будівництво, реєстрація майна, отримання кредиту, захист прав інвесторів, сплата податків, міжнародна торгівля,

забезпечення контрактів і закриття підприємства тощо. При цьому слід зазначити, що узагальненим фактором, який характеризує схильність країни до значного рівня тінізації, є велика кількість готівки в обігу, що представлена у рівнянні грошовим агрегатом М0. Готівкові розрахунки не контрольовані, а отже можуть використовуватися для обслуговування тіньового сектору. В теорії зв'язок між офіційним рівнем зайнятості та тінізацією економіки обернений: підвищення кількості неформально зайнятих означає перехід робочої сили з офіційного сектору в тіньовий. На противагу, збільшення попиту на робочу силу в офіційному секторі класично сприяє зниженню тінінізації, оскільки за сприятливих економічних умов, а саме зростання економіки, яке супроводжується створенням нових робочих місць, населення схильне проводити діяльність офіційно.

З огляду на зазначене вище, специфікація визначеного рівняння рівня тіньової економіки агрегованої макромоделі має такий вигляд:

$$SH_E_t = \alpha_0 + \alpha_1 LOG(W_PLACES_{t-4}) + \alpha_2 LOG(BUSINESS_{t-1}) + \\ + \alpha_3 LOG(ZTO/GDP_{t-3}) + \alpha_4 LOG(EMPL_{t-7}) + \alpha_5 LOG(\mathrm{M}O_{t-1}), \qquad (2.6)$$

де SH_E_t – рівень тіньової економіки, у %; W_PLACES – попит на працівників, у тис. осіб; $BUSINESS_t$ – індекс легкості ведення бізнесу; ZTO/GDP_t – відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП; $EMPL_t$ – зайнятість, у тис. осіб; $\mathrm{M}O_t$ – готівкові кошти в обігу поза депозитними корпораціями, у млн грн.

2.2.6. Специфікація рівняння зайнятості

Протягом 2017–2018 рр. економічна активність населення України зростала, що було зумовлено стрімким підвищенням заробітних плат і поступовим відновленням економіки країни після кризи. Крім того, завдяки зростанню економіки, а саме реального виробництва, суттєво збільшився попит на робочу силу. Наприклад, на кінець 2018 р. рівень зайнятості зріс до 57,1 %, а безробіття за розрахунками МОП знизилося до 8,8 % [10]. Значне підвищення оплати праці зумовлене збільшенням мінімальної заробітної плати до 4200 грн на місяць, міграційним тиском і диспропорціями на ринку праці тощо.

Згідно з економічною теорію та поглибленим аналізом, який ми провели, основними факторами, що впливають на зайнятість населення України, можна вважати середню заробітну плату, інфляцію (індекс споживчих цін), загальний фонд заробітної плати, рівень корупції, легкість ведення бізнесу, заборгованість з оплати праці тощо. Підвищення заробітних плат, зумовлене, наприклад, зростанням попиту на робочу силу, сприяє зростанню зайнятості, оскільки можливість отримання вищих доходів мотивує населення працювати. Індекс легкості ведення бізнесу визначає, наскільки сприятливими є умови для провадження бізнесової діяльності в країні, а саме, розмір витрат на відкриття своєї справи, реєстрації майна, отримання кредитів, адміністрування та сплату податків, можливості міжнародної торгівлі та ін. Таким чином, вища позиція країни в рейтингу означає більш комфортні умови для підприємництва і як результат – зростання зайнятості. Не менш важливим фактором, що впливає на рішення про відкриття бізнесу в країні або його розширення, є корумпованість, рівень якої узагальнено відображається індексом сприйняття корупції, розрахунок якого базується на незалежних опитуваннях. Припускають, що вищий індекс мають країни, які сприймають як менш корумповані. Відповідно, зростання індексу сприйняття корупції сприятиме підвищенню зайнятості, оскільки без хабарництва знижуються витрати підприємця на отримання дозволів та ліцензій тощо. Залежність зайнятості від пропозиції вакансій є прямою: зростання попиту на робочу силу призводить до підвищення рівня зайнятості з певним лагом. Зв'язок між зайнятістю та інфляцією базується на кривій Філіпса, яка описує залежність між рівнем безробіття та заробітною платою: зростання безробіття зазвичай супроводжується низькими цінами. Отже, взаємозалежність зайнятості та індексу споживчих цін буде протилежною, а саме, підвищення темпів зростання цін зумовлює зростання зайнятості у випадку помірного зростання цін на 2–3 % щорічно. Тривала та стрімка інфляція призводить до кризових явищ, тому сприятиме сповільненню виробництва через низький споживчий попит і зниження рівня зайнятості.

З огляду на зазначене вище, специфікація отриманого рівняння зайнятості агрегованої макромоделі має такий вигляд:

$$LOG(EMPL_t) = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_t + \alpha_2 WAGE_t + \alpha_3 LOG(BUSINESS_{t-1}) + \\ + \alpha_4 LOG(CORR_{t-7}) + \alpha_5 LOG(W_PLACES_t), \quad (2.7)$$

де $EMPL_t$ – зайнятість, у тис. осіб; CPI_t – індекс споживчих цін, у %; $WAGE_t$ – середня заробітна плата, у грн; $BUSINESS_t$ – індекс легкості ведення бізнесу; $CORR_t$ – індекс сприйняття корупції; W_PLACES_t – попит на працівників, у тис. осіб.

2.2.7. Специфікація рівняння попиту на робочу силу

Спади та підйоми виробництва тісно пов'язані з економічними циклами, а також бізнес-кліматом у країні загалом. Зокрема, під час економічного зростання зазвичай підвищується попит на робочу силу (працівників) та, як результат, збільшується зайнятість. Кризові періоди характеризуються спадом економіки, а отже й виробництва, відповідно попит на працівників знижується. Пожвавлення економічної активності та зростання української економіки у рамках відновлення після кризи 2013–2015 рр. супроводжувалось зростанням попиту на робочу силу. Згідно з опитуванням НБУ щодо ділових очікувань у 2018 р., 60 % підприємств надали інформацію про збільшення кількості працівників за рахунок розширення виробництва або відкриття нових структурних одиниць [4]. Водночас заповнення вакансій великих підприємств зростало більшими темпами, ніж малих і середніх.

Згідно з проведеним аналізом, у багатофакторному регресійному рівнянні попиту на робочу силу (кількість вакансій), що включається в агреговану макромодель України, формалізується його залежність від зайнятості, середньої заробітної плати, індексу легкості ведення бізнесу, заборгованості із заробітної плати та фонду заробітної плати. Зв'язок між зайнятістю та кількістю вакансій на ринку праці очікується обернений, оскільки мірою заповнення вакансій (тобто їх зменшення), зростає офіційний рівень зайнятості населення. Погіршення позиції України в рейтингу легкості ведення бізнесу спровоковане, наприклад, ускладненням отримання дозволів на будівництво, реєстрації майна, процедури адміністрування податків, появою суттєвих прогалин у захисті прав інвесторів тощо, що призводить до зменшення попиту на робочу силу. Зростання фонду заробітної

плати слугує поштовхом до створення нових вакансій, а отже зумовлює збільшення попиту на робочу силу. На противагу, збільшення заборгованості з виплати заробітних плат слугує індикатором зниження потреби у кадрах, що, відповідно, спричиняє зменшення кількості вакансій. Зв'язок між середньою оплатою праці та попитом на робочу силу може бути як прямий, так і обернений, зважаючи на ситуацію на ринку. З одного боку, підвищення мінімальної заробітної плати зумовлює зростання середньої, що збільшує витрати підприємств, а отже їхні фінансові можливості утримувати велику кількість працівників знижуються, тим самим пропозиція вакансій на ринку праці зменшується. З іншого боку, підвищення середньої заробітної плати, спровоковане економічним зростанням, сприятиме збільшенню попиту на робочу силу.

З огляду на зазначене вище, специфікація отриманого рівняння попиту на робочу силу агрегованої макромоделі України має такий вигляд:

$$LOG(W_{PLACES_t}) = \alpha_0 + \alpha_1 LOG(EMPL_t) + \alpha_2 LOG(WAGE_t) + \\ + \alpha_3 LOG(BUSINESS_{t-7}) + \alpha_4 LOG(WAGE_D_{t-6}) + \alpha_5 LOG(FOND_{t-3}), \quad (2.8)$$

де W_PLACES_t – попит на працівників (робочу силу), у тис. осіб; $WAGE_t$ – середня заробітна плата, у грн; $BUSINESS$ – індекс легкості ведення бізнесу; $WAGE_D_t$ – заборгованість із виплати заробітної плати на кінець місяця, у млн грн; $FOND_t$ – фонд оплати праці працівників, у млн грн.

Отже, представлена специфікація агрегованої макромоделі України симультативних рівнянь містить сім рівнянь основних показників: ВВП, обмінного курсу, індексу споживчих цін, зайнятості, рівня тіньової економіки ключової ставки НБУ та попиту на робочу силу, які є ендогенними. Розроблена макромодель дає змогу врахувати основні взаємозв'язки між макроекономічними змінними, а також за допомогою включення лагів відображати ефекти непрямого впливу. Крім того, введення лагових змінних у модель допомагає максимально точно формалізувати залежності, які існують у реальній економіці, оскільки майже всі процеси на макрорівні відбуваються не одномоментно, а протягом певного часу, зокрема, механізми передання імпульсів від зміни облікової ставки діють від одного до шести кварталів. Зауважимо, що кожна з наведених специфікацій окремих рівнянь агрегованої макромоделі має бути оцінена

та протестована на дотримання класичних припущень регресійного аналізу і, за необхідності, модифікована. Крім того, як кожне рівняння, так і вся система симультативних рівнянь має бути перевірена на ототожненість. Важливим наступним етапом також має стати тестування прогнозної якості макромоделі, зокрема точності відтворення нею історичних даних і точок перегину.

2.3. Перевірка симультативної моделі на ототожненість

Для систем симультативних рівнянь важливим є виконання умови ототожненості: кожне окреме рівняння та вся система загалом мають бути точно ототожненими або переототожненими. Ототожненість системи дає змогу її оцінювати за допомогою двокрокового або трикрокового методу найменших квадратів (МНК). Якщо система рівнянь не ототожнена, то вона не має розв'язку, тобто невідомі параметри моделі, що базується на цій системі, неможливо оцінити.

Зауважимо, що для кожного з регресійних рівнянь симультативної системи (2.2) – (2.8) виконується умова ототожненості за критерієм порядку. Стисло сутність критеріїв порядку та рангу було пояснено вище у пункті 1.2. Тестування на дотримання рангової умови також підтверджується, його результати наведено у табл. 2.1. Отже, оскільки всі сім рівнянь симультативної системи є ототожненими, то і вся система є ототожненою, що дає змогу застосувати двокроковий або трикроковий метод найменших квадратів для оцінки невідомих параметрів специфікованої агрегованої симультативної макромоделі України.

Зазначимо, що попередньо кожне окреме рівняння системи (моделі) для перевірки коректності визначеної специфікації було оцінено на реальній інформації за допомогою класичного МНК і протестовано на відповідність усім класичним припущенням, оскільки адекватність системи симультативних рівнянь (макромоделі) загалом залежить від того, наскільки адекватно та коректно відтворено залежності між змінними в кожному окремому її рівнянні.

Таблиця 2.1

Перевірка виконання умови рангу

Рівняння	ER_t	$COVERAGE_{t-8}$	F_DEBT/GDP_t	KEY_RATE_{t-4}	ER_{t-1}	GDP_t	CPI_t	NX_t	$LOAN_R_{t-6}$	SH_E_{t-3}	$EMPL_{t-1}$	KEY_RATE_t	GDP_GAP_{t-4}	SH_E_t	$BUSINESS_{t-1}$	$M0_{t-1}$	ZTO/GDP_{t-3}	$EMPL_{t-7}$	W_PLACES_{t-4}	$RE_G_W_PI_t$	$COVERAGE_t$	GDP_GAP_{t-10}	KEY_RATE_{t-6}	ER_{t-3}	$EMPL_t$	W_PLACES_t	$WAGE_{t-5}$	$CORR_{t-7}$	CPI_{t-1}	$WAGE_t$	$BUSINESS_{t-7}$	$WAGE_D_{t-6}$	$FOND_{t-3}$	CPI_{t+1}	KEY_RATE_{t-1}	DUMMY1	DUMMY2
1(ER)	+	+	+	+	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0
2(GDP)	0	0	0	0	0	+	+	+	+	+	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3(KPR)	+	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	+	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	+
4(SH_E)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	+	+	+	+	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5(CPI)	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	+	+	+	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0
6(EMPL)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	+	+	+	+	0	0	0	0	0	0	0	0
7(W_PLACES)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	+	0	0	0	+	+	+	+	0	0	0	0

Джерело: розраховано авторами на основі [5]

3 Оцінювання та діагностування адекватності узагальненої симультативної макромоделі української економіки з урахуванням рівня тінізації

3.1. Особливості оцінювання, інтерпретації та діагностування узагальненої симультативної макромоделі та окремих її рівнянь

Загальну концепцію побудови узагальненої агрегованої симультативної макромоделі української економіки з урахуванням рівня тінізації, а також її специфікацію було описано у попередньому розділі. Макромодель складається з семи рівнянь, що ідентифікують поведінку ендогенних змінних під впливом зміни екзогенних і предетермінованих показників системи. Для оцінювання невідомих параметрів макроекономічної моделі використано реальні дані за період з I кварталу 2007 р. до IV кварталу 2018 р. Інформацію щодо використаних у моделі макроекономічних показників, їх позначень та одиниць виміру наведено у Додатку А. Результати оцінювання побудованої симультативної макромоделі на реальній інформації – у табл. 3.1, де t – часовий період; KEY_RATE_t – облікова ставка НБУ, у процентних пунктах; CPI_t – індекс споживчих цін, у %; ER_t – обмінний курс гривні до долара; $EMPL_t$ – зайнятість, тис. осіб; SH_E_t – рівень тіньової економіки, у %; $RE_G_W_PI_t$ – індекс цін на паливо, газ і нерухомість, у %; GDP_t – валовий внутрішній продукт, у млн грн; $LOAN_R_t$ – зважена ставка за кредитами, у %; $M0_t$ – готівкові кошти в обігу поза депозитними корпораціями, у млн грн; $CORR_t$ – індекс сприйняття корупції; $BUSINESS_t$ – індекс легкості ведення бізнесу; $WAGE_t$ – середня заробітна плата, у грн; W_PLACES_t – попит на працівників, у тис. осіб; NX_t – чистий експорт, у млн грн; $COVERAGE_t$ – покриття імпорту міжнародними резервами, у місяцях майбутнього періоду;

Таблиця 3.1

Результати оцінювання системи симультативних рівнянь

№	Специфікація рівнянь моделі	Коефіцієнт детермінації
1	**Рівняння ВВП, млн грн**	89,8 % DW=1,87
	$GDP_t = -1229968 - 6.3NX_t + 371715.7LOG(SH_E_{t-3}) + 5045.7CPI_t$ (-3.1) (-11.7) (3.1) (6.2) $-1394924DLOGEMPL_{t-1} + 20908.6LOAN_R_{t-6}$ (-2.7) (3.1)	
2	**Рівняння обмінного курсу, грн/дол.**	99,4 % DW=1,91
	$LOG(ER_t) = 0.32 - 0.12LOG(KEY_RATE_{t-4}) + 0.98LOG(ER_{t-1}) -$ (2.8) (-5.0) (35.5) $-0.08LOG(COVERAGE_{t-8}) + 0.1LOG(F_DEBT/GDP_t) + 0.12DUMMY$ (-2.2) (2.1) (4.3)	
3	**Рівняння рівня тіньової економіки, у %**	70,4 %, DW=1,85
	$SH_E_t = -738.2 - 0.39LOG(W_PLACES_{t-4}) + 3.55LOG(BUSINESS_{t-1}) +$ (-5.1) (-0.4) (1.9) $+8.5LOG(ZTO_GDP_{t-3}) + 65.9LOG(EMPL_{t-7}) + 7.16LOG(M0_{t-1})$ (3.5) (4.6) (4.0)	
4	**Рівняння індексу споживчих цін, у %**	94,3 % DW=1,86
	$CPI_t = -16.4 + 0.72CPI_{t+1} - 10.8LOG(KEY_RATE_{t-6}) + 10.2LOG(ER_{t-3})$ (-3.4) (11.1) (-3.3) (4.0) $+0.13RE_G_W_PI_t + 14.62LOG(COVERAGE_t) - 0.18GDP_GAP_{t-10}$ (5.0) (5.0) (-1.1)	
5	**Рівняння облікової ставки НБУ, у процентних пунктах**	96,5 % DW=2,1
	$LOG(KEY_RATE_t) = 0.2 + 0.89LOG(KEY_RATE_{t-1}) + 0.006DCPI_t -$ (2.1) (22.1) (2.3) $-0.008DGDP_GAP_{t-4} + 0.4DLOG(ER_t) + 0.19DUMMY$ (-1.5) (1.9) (4.6)	
6	**Рівняння зайнятості, у тис. осіб**	91,2 % DW=1,98
	$LOG(EMPL_t) = 11.18 - 0.006CPI_{t-1} - 0.00006WAGE_{t-5} -$ (46.4) (-1.9) (-7.9) $-0.14LOG(BUSINESS_{t-1}) - 0.19LOG(CORR_{r-7}) - 0.05LOG(W_PLACES_t)$ (-3.3) (-2.5) (-3.9)	
7	**Рівняння попиту на працівників, у тис. осіб**	80,7 % DW=1,96
	$LOG(W_PLACES_t) = 62.8 - 5.39LOG(EMPL_t) - 1.25LOG(WAGE_t) -$ (8.9) (-7.8) (-9.0) $-0.39LOG(BUSINESS_{t-7}) + 0.48LOG(WAGE_D_{t-6}) + 0.28LOG(FOND_{t-3})$ (-1.3) (5.0) (5.7)	

Джерело: розрахунки авторів на основі пакета EViews

ZTO_GDP_t – відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП; F_DEBT/GDP_t – відношення валового боргу до ВВП; $WAGE_D_t$ – заборгованість по виплаті заробітної плати на кінець місяця, у млн грн; $FOND_t$ – фонд оплати праці працівників, у млн грн; $DUMMY$ – даммі-змінна ; D – оператор різниць.

Зауважимо, що всі рівняння та система загалом пройшли перевірку на дотримання основних класичних припущень, а також адекватність та відповідність економічній теорії. Повна інформація щодо кожного з рівнянь і системи загалом, а також результати тестування на дотримання класичних припущень наведено у Додатках Б, В, Г, Д, Е, Є, Ж.

Проінтерпретуємо отримані результати розрахунків для кожного рівняння агрегованої симультативної макромоделі.

Рівняння індексу споживчих цін. Як свідчать результати розрахунків на реальній інформації, поточний рівень інфляції на 94,3 % пояснюється такими показниками, як облікова ставка шість кварталів тому; прогнозований на квартал уперед (очікуваний) індекс споживчих цін; індекс цін на паливо, газ та нерухомість; покриття міжнародними резервами імпорту майбутнього періоду та розрив ВВП. Слід зазначити, що на рівень цін в Україні суттєво впливає прогнозований рівень інфляції, припускають, що інфляційні очікування суб'єктів економіки збігаються із прогнозами НБУ. Зростання прогнозованої інфляції на 1 % зумовлює підвищення поточної на 0,72 %. Вплив майбутньої інфляції зумовлений тим, що економічні агенти планують власне споживання та заощадження, базуючись на офіційних і власних оцінках щодо економічних умов у країні та рівня цін зокрема. У кризових умовах, які у 2013–2015 рр. супроводжувались високими цінами, населення схильне орієнтуватись на майбутні періоди більш суттєво, ніж у звичайній ситуації, за рахунок паніки та негативних оцінок щодо повернення країни до макроекономічної стабільності.

У бік зниження на індекс споживчих цін тисне облікова ставка НБУ, однак із лагом у чотири квартали, оскільки її ефект на ціни та реальний сектор загалом не є миттєвим. Підвищення ключової ставки на 1 п. п. призводить до зниження індексу споживчих цін на 0,1 %. У теорії, зміна ключової ставки центрального банку найбільш повно позначається на інфляції через 9–18 місяців, у випадку України лаг

коротший, що зумовлено переходом до інфляційного таргетування лише наприкінці 2016 р., а вибірка для моделювання починається з 2007 р. Дещо менший вплив на поточний рівень цін має розрив ВВП, зокрема його зміна на 1 млн грн провокує зростання індексу цін на 0,18 %. Нагадаємо, що розрив ВВП визначається класично як різниця між поточним виробництвом і потенційним за максимальної зайнятості та використання всіх потужностей, що враховують при встановленні облікової ставки, оскільки економічне зростання стимулює зростання сукупного попиту, а отже й інфляції. Збільшення цін на паливо та нерухомість на 1 % зумовлює зростання індексу споживчих цін на 0,13 %, цей ефект має місце, оскільки зростання цін, наприклад на газ, є внеском підвищення загального індексу споживчих цін. Варто зазначити, що оцінене рівняння має високу пояснювальну здатність, результати розрахунку значень індексу споживчих цін на основі системи симультативних рівнянь у порівнянні з історичними даними наведено на рис. 3.1.

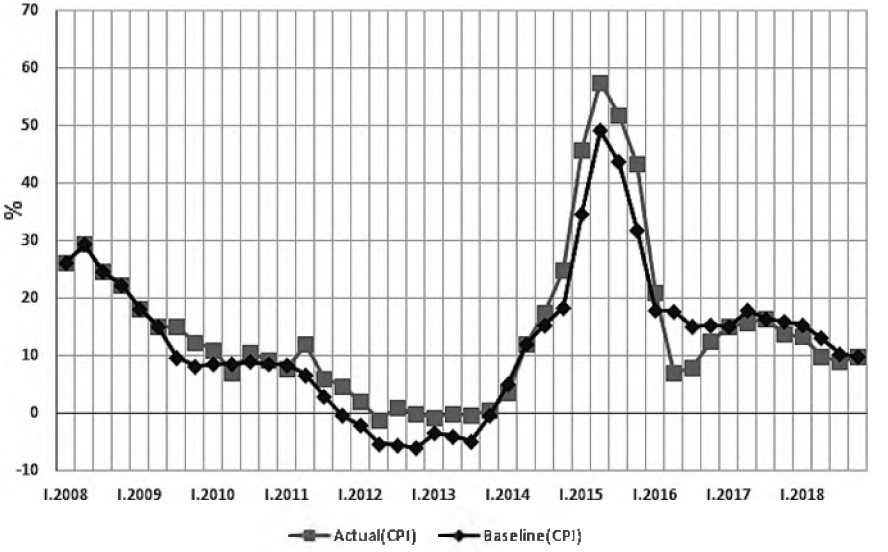


Рис. 3.1. Динаміка реальних (Actual) і розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) значень індексу споживчих цін

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Рівняння обмінного курсу. Як показали результати розрахунків на реальній інформації, динаміка обмінного курсу на 99,4 % пояснюється за рахунок впливу таких основних показників, як облікова ставка, покриття міжнародними резервами імпорту, відношення боргу до ВВП, а також попереднє відношення гривні до долара. Оскільки в Україні у структурі торгівлі більшу частку становить імпорт, ніж експорт, то збільшення покриття резервами імпорту на 1 млн грн призводить до ревальвації гривні на 0,08 %. Значущість впливу попереднього значення обмінного курсу на поточне пояснюється суттєвими девальваційними очікуваннями у період кризи та незмінністю курсу у період з 2007 до 2013 рр. Підвищення облікової ставки, за результатами моделювання, тисне на курс у бік його ревальвації за рахунок зміни дохідності активів, зокрема її збільшення сприяє припливу капіталу та зростання попиту на гривню. Як показали результати розрахунків, підвищення ключової ставки на 1 п. п. зумовлює зміцнення обмінного курсу на 0,12 %. Не менш значний вплив на курсоутворення має відношення боргу до ВВП: зростання цього показника на 1 % призводить до девальвації національної грошової одиниці на 0,1 %. Обернений зв'язок між показниками пояснюється значною девальвацією обмінного курсу, що супроводжувалась стрімким накопиченням боргових зобов'язань держави, зокрема у 2015 р. Відтворення макромоделлю історичних даних за обмінним курсом наведено на рис. 3.2.

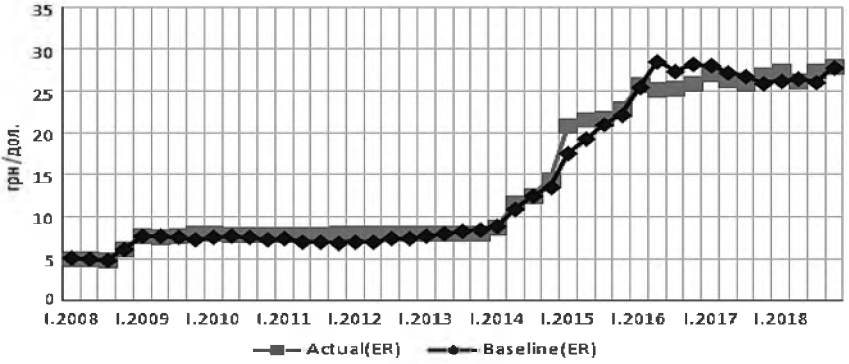


Рис. 3.2. Динаміка реальних (Actual) і розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) значень обмінного курсу

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Рівняння облікової ставки. Як показали результати розрахунків на реальній інформації, динаміка ключової процентної ставки НБУ пояснюється на 96,5 % такими змінними, як попередній рівень облікової ставки, обмінний курс, поточний рівень інфляції та розрив ВВП. Національний банк при прийнятті рішення щодо поточного рівня облікової ставки обов'язково враховує її попередній рівень та майбутній вплив на реальну економіку та ціни зокрема. Підвищення облікової ставки у попередньому кварталі на 1 % призводить до зростання поточного рівня ключової ставки на 0,89 %. Крім того, як минула облікова ставка, так і прогнозований рівень інфляції є компонентами класичного рівняння Тейлора, яке використовують для розрахунку поточної облікової ставки. Орієнтованість поточного монетарного режиму на досягнення середньострокового зростання цін у 5 % зумовлює необхідність включення до моделі значення інфляції. За оціненою моделлю, зростання індексу споживчих цін на 1 % призводить у середньому до підвищення облікової ставки на 0,6 %. Коливання обмінного курсу через ефект перенесення на внутрішні ціни впливає на інфляцію, зокрема вища волатильність курсу провокує більш суттєве зростання цін. Девальвація обмінного курсу на 1 % зумовлює зростання облікової ставки на 0,4 %. Відтворення макромоделлю динаміки облікової ставки наведено на рис. 3.3.

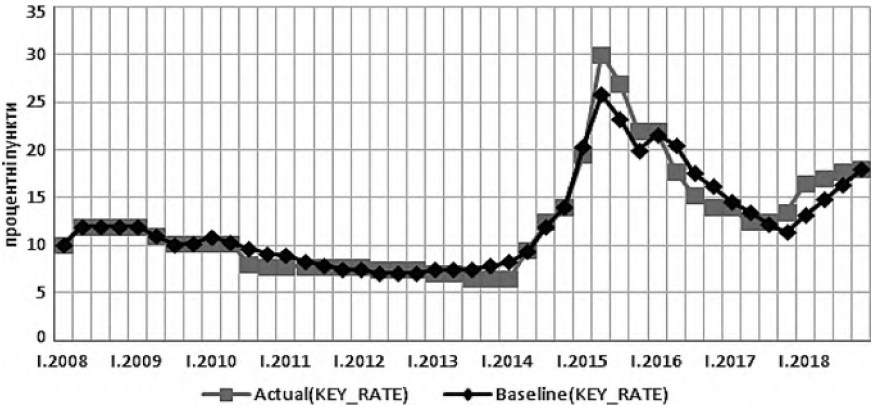


Рис. 3.3. Динаміка реальних (Actual) і розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) значень облікової ставки

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Рівняння ВВП. На 89,8 % динаміка ВВП пояснюється за рахунок зміни інфляції, середньозваженої ставки за кредитами за минулі шість кварталів, рівня тіньової економіки з лагом у три квартали, зайнятості та чистого експорту. Слід зазначити, що незважаючи на те, що протягом 2007–2018 рр. номінальний ВВП зростав, однак у кризові періоди висхідна динаміка виробництва пояснювалась не нарощенням його обсягів, а значним підвищенням цін. Як показують результати розрахунків, зростання інфляції на 1 % зумовлює зростання номінального ВВП на 5045 млн грн. Підвищення вартості залучення кредитних ресурсів для підприємств зумовлює зниження рівня виробництва та/або відтермінування додаткових інвестицій у бізнес, таким чином сповільнюючи економічне зростання. Проте ефект ставок за кредитами на реальний сектор не є миттєвим, тому оптимальним є використання лагу в 1,5 року. Поглиблення тінізації економіки зумовлює зростання загального виробництва за рахунок його збільшення на величину обсягів, отриманих від тіньового сектору. Чистий експорт є одним із компонентів класичної формули ВВП, його збільшення на 1 млн грн спричиняє зменшення вартості виробництва на 6,3 млн грн. Обернений вплив породжений історичною тенденцією: різниця між експортом та імпортом в Україні традиційно зі знаком «мінус». Відтворення моделлю динаміки обсягів ВВП у порівнянні з реальними даними зображено на рис. 3.4.

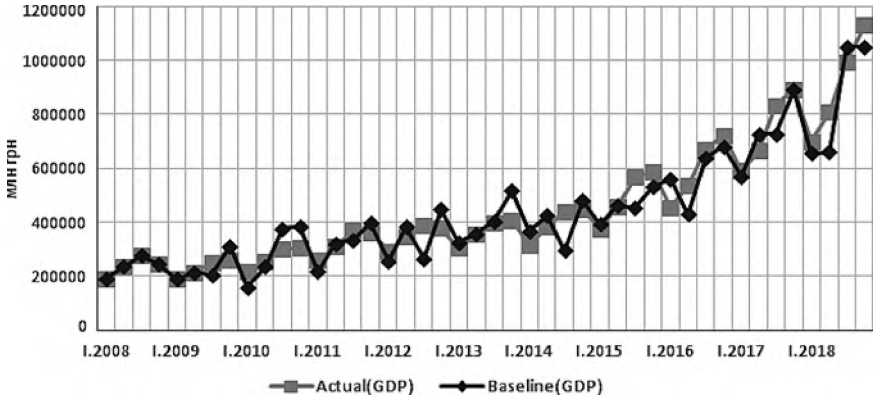


Рис. 3.4. Динаміка реальних (Actual) і розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) обсягів ВВП

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Рівняння рівня тіньової економіки. Як показали результати розрахунків, тінізація економіки в Україні на 70,4 % пояснюється такими основними факторами, як індекс легкості ведення бізнесу, обсяги готівкових коштів в обігу поза банківською системою за минулий період, попит на робочу силу, рівень зайнятості та відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП. Зростання на 1 % готівки поза банками зумовлює підвищення тінізації економіки на 0,07 %, оскільки неформальний сектор обслуговується більшою мірою готівковими розрахунками, які неможливо контролювати. Не менш важливим чинником, що мотивує підприємства вести бізнес неофіційно, є легкість ведення бізнесу. Зростання корумпованості країни та ускладнення умов провадження бізнесової діяльності зумовлює розширення тіньового сектору. Погіршення індексу легкості ведення бізнесу на 1 % призводить до зростання тіньового сектору на 0,03 %. Ускладнення макроекономічних умов у країні зумовлює зниження економічної активності як населення, так і бізнесу, тому зниження відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП на 1 % призводить до зростання рівня тінізації на 0,08 %. Зростання офіційної зайнятості на 1 % сприяє зниженню рівня тіньової економіки на 0,6 %. Зростання кількості тих, хто працює офіційно, автоматично знижує неформальну зайнятість, а отже й рівень тінізації. Відтворення макромоделлю історичних даних щодо рівня тіньової економіки наведено на рис. 3.5.

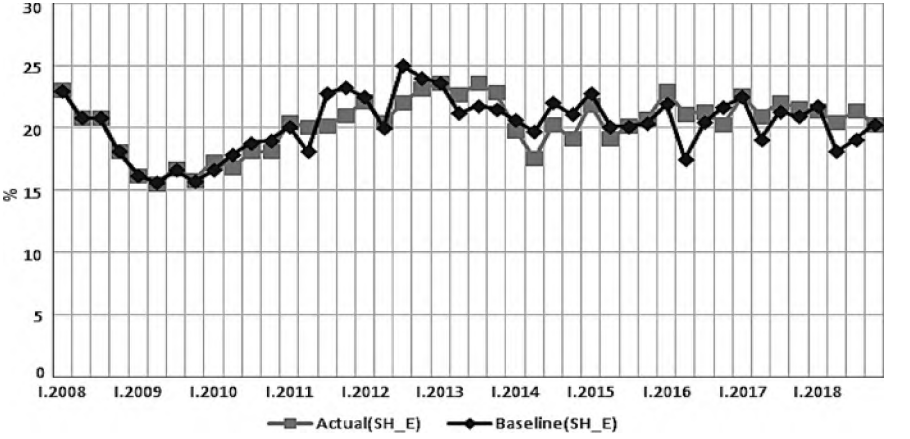


Рис. 3.5. Динаміка реальних (Actual) та розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) значень рівня тіньової економіки

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Рівняння зайнятості. Згідно зі специфікацією отриманого рівняння та результатами розрахунків на реальній інформації, зайнятість в Україні на 91,2 % пояснюється такими факторами, як індекс споживчих цін, середня заробітна плата, індекс легкості ведення бізнесу, попит на робочу силу та індекс сприйняття корупції. Зв'язок між інфляцією та зайнятістю – обернений, це зумовлено наявною історичною тенденцією: протягом 2014–2016 рр. стрімке зростання цін супроводжувалося суттєвим зниженням зайнятості. Тому зростання індексу споживчих цін на 1 % спричиняє зниження зайнятості на 0,6 %. Можливість отримання вищих доходів слугує поштовхом до більш інтенсивного найму нових працівників, зокрема підвищення середньої зарплатні на 1 % збільшує кількість працевлаштованих на 0,01 %.

Покращення позиції України в рейтингах індексу легкості ведення бізнесу та сприйняття корупції на 1 % спричиняє зростання офіційної зайнятості на 0,31 % та 0,25 % відповідно. Макроекономічна стабільність – запорука сприятливого середовища для провадження підприємницької діяльності, а отже створення нових робочих місць, підвищення оплати праці та соціального забезпечення. Розраховані на основі узагальненої макромоделі симультативних рівень значення зайнятості у порівнянні з історичними наведені на рис. 3.6.

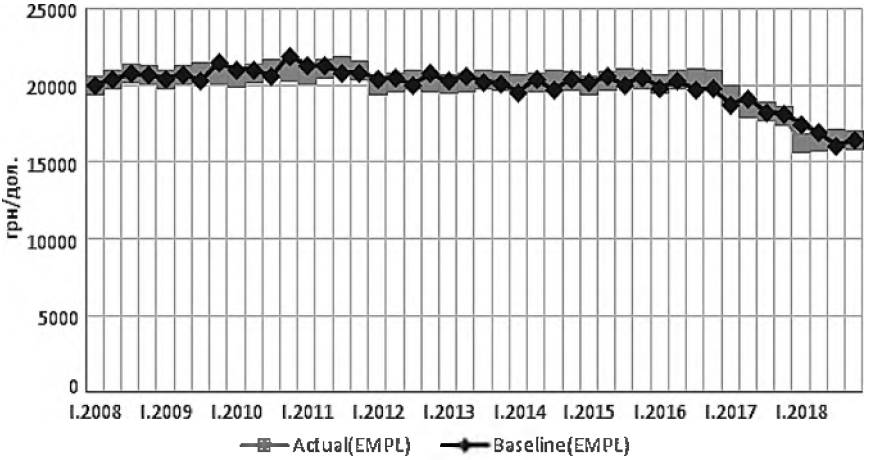


Рис. 3.6. Динаміка реальних (Actual) і розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) значень рівня зайнятості

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Рівняння попиту на робочу силу. Відповідно до результатів моделювання попит на робочу силу залежить від поточного рівня зайнятості, середньої заробітної плати, індексу легкості ведення бізнесу, фонду заробітної плати та обсягів заборгованості з оплати праці. Зазначені незалежні змінні пояснюють зміну залежної на 80,7 %. Підвищення середньої оплати праці на 1 % зумовлює зниження пропозиції вакансій на 1,2 %, оскільки підприємства зазнають вищих адміністративних витрат, а отже не можуть собі дозволити наймати більшу кількість працівників. Натомість, зростання фонду заробітної плати призводить до розширення попиту на робочу силу, а саме зростання фонду на 1 % сприяє збільшенню вакансій на 0,28 %. Крім того, значний вплив на пропозицію робочих місць має загальний бізнес-клімат у країні, який у моделі представлений через показник індексу легкості ведення бізнесу, підвищення України у цьому рейтингу провокує збільшення кількості вакансій на 0,39 %. Логічним та обґрунтованим також є зв'язок між попитом на робочу силу та зайнятістю, зростання останньої сприяє зменшенню кількості вакансій, оскільки економічно активне населення поступово переходить із категорії тимчасово незайнятих в офіційно працевлаштованих. Історичні та розраховані на основі розробленої макромоделі дані щодо попиту на робочу силу наведено на рис. 3.7.

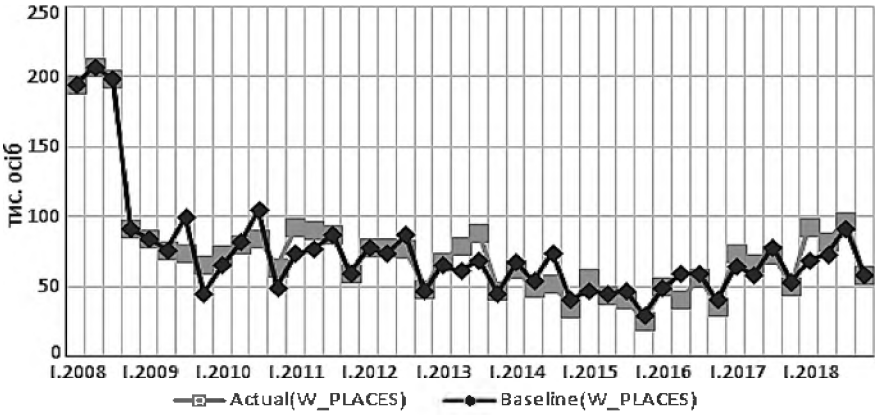


Рис. 3.7. Динаміка реальних (Actual) і розрахованих на основі динамічного прогнозу моделі (Baseline) значень попиту на робочу силу
Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Таблиця 3.2

Результати розрахунку MAPE для ендогенних змінних моделі, у %

	ІСЦ	Обмінний курс	Облікова ставка	Рівень тіньової економіки	ВВП	Зайнятість	Попит на працівників
MAPE	14,33	4,23	7,17	4,49	12,97	1,58	10,67

Джерело: розроблено авторами у програмному пакеті EViews 8

Прогнозна якість, а також точність відтворення моделлю тенденцій, наявних у реальних історичних даних, вимірювалась, зокрема, за допомогою середньої абсолютної похибки (MAPE). Результати розрахунку MAPE (табл. 3.2) свідчать про задовільну якість моделі у випадку прогнозування облікової ставки, ВВП та обмінного курсу, а також про високу точність реплікації реальних даних моделлю для рівня тіньової економіки та індексу споживчих цін.

Слід зазначити, що побудована агрегована макромодель української економіки на основі системи симультативних рівнянь є адекватною згідно з результатами діагностування та може застосовуватись для оцінки реальних економічних ситуацій, а також слугувати у практичних цілях при аналізі макроекономічної ситуації у країні. На основі розробленої симультативної макромоделі можна будувати прогнози для ендогенних змінних моделі на коротко- та середньострокову перспективу з метою визначення подальшої динаміки ключових економічних показників, а також проводити широкий спектр сценарного аналізу економічного розвитку та наслідків прийняття управлінських рішень залежно від різних початкових умов, внутрішніх та зовнішніх ризиків, а також дестабілізаційних факторів. Слід зазначити, що для екзогенних змінних, що входять до складу окремих рівнянь системи, прогнозні значення отримують за допомогою побудови додаткових ARIMA-моделей.

3.2. Основні етапи реалізації, оцінювання та діагностування симультативної макромоделі за допомогою економетричного пакета EViews: інструктивні матеріали

У цьому підрозділі наведено детальний опис процесу побудови та оцінювання на реальній інформації моделі симультативних рівнянь у програмному пакеті EViews8. Слід зазначити, що реалізації макромоделей у спеціалізованих пакетах, зокрема EViews, як уже було продемонстровано в попередніх розділах, має передувати ґрунтовна підготовка, зокрема аналіз економічних теорій і концепцій щодо особливостей функціонування та організації економічних систем різних країн світу, а також національної економіки; опрацювання наукових досліджень західних та українських вчених щодо досліджуваної тематики (проблеми), аналіз законодавчих актів, постанов тощо.

Процес розробки макромоделей різного рівня складності є поетапним і, як правило, складається з таких основних етапів:

- формулювання проблеми (гіпотези), пояснення мотиву вибору цієї проблеми (гіпотези) для дослідження, формулювання мети дослідження (наприклад, сценарний аналіз, прогноз, перевірка гіпотез тощо);
- формування теоретичної концепції моделі, її структури, зокрема визначення взаємозв'язків між її окремими блоками та елементами;
- визначення ендогенних та екзогенних змінних системи симультативних рівнянь;
- визначення специфікації кожного окремого рівняння системи;
- формування статистичної бази для реалізації моделі;
- оцінка кожного окремого регресійного рівняння системи на реальній інформації та перевірка на дотримання класичних припущень;
- об'єднання регресійних рівнянь в одну симультативну систему (макромодель) та перевірка отриманої системи на ототожненість;

- оцінка системи симультативних рівнянь за допомогою двокрокового методу найменших квадратів;
- застосування тесту Хаусмана для визначення ефективності використання 2МНК (у разі необхідності переоцінка за допомогою 3МНК) та перевірка моделі на адекватність;
- оцінка прогнозної якості моделі;
- використання моделі для прогнозу та/або сценарного аналізу, а також інші напрями її практичного застосування.

Етап 1. Формулювання мети побудови агрегованої симультативної макромоделі України та формалізація її структури

Як уже зазначено в першому розділі, основною метою розробки агрегованої узагальненої макроекономічної моделі України на основі системи симультативних рівнянь є ілюстрація етапів проведення експрес-діагностування значущості основних взаємозв'язків між ключовими макроекономічними індикаторами української економіки з урахуванням рівня тінізації економіки; тестування коректності різних теоретичних припущень та гіпотез на основі реальних даних, їх зіставлення з наявними економічними трендами; проведення сценарного аналізу впливу різноманітних регуляторних рішень на економічне зростання та фінансову стабільність, а також розробка прогнозів в умовах обмеженості статистичної інформації.

Ключовими показниками макромоделі на основі проведеного попереднього поглибленого аналізу було визначено: ВВП, що характеризує поточний рівень виробництва в країні; інфляцію, яка за режиму інфляційного таргетування є однією з основних цілей НБУ; облікову ставку, що в рамках процентної політики виступає основним інструментом центрального банку; офіційну зайнятість як індикатор поточних умов на ринку праці; рівень тіньової економіки, що ідентифікує обсяги неформальної зайнятості та виробництва, попит на робочу силу та обмінний курс як один із компонентів макроекономічної стабільності. Останній показник важливий для аналізу української економіки, оскільки як населення, так і бізнес вважають його критерієм стабільності, що зумовлено підтримкою фіксованого обмінного курсу НБУ до 2016 р.

Схематично взаємозв'язки між основними змінними моделі у формалізованому вигляді було відображено у вигляді узагальненої схеми, наведеної на рис. 2.1 розділу 2. Як можна побачити з цієї схеми, логіка визначених взаємозв'язків є такою: облікова ставка впливає на інфляцію, яка своєю чергою визначає ВВП у фактичних цінах. Рівень виробництва є індикатором виготовленої у країні експортної продукції, що є важливою частиною української економіки, а також податкових доходів державного бюджету, які утворюються за рахунок сплати підприємствами-виробниками прибуткового податку, що потім використовується для погашення зовнішнього боргу. Власне фактичні виплати за боргом супроводжуються відпливом валюти, що впливає на обмінний курс, крім того, важливе значення має баланс між попитом та пропозицією на валюту, що визначається структурою міжнародної торгівлі (експорт та імпорт). Існування зв'язку між обліковою ставкою та обмінним курсом зумовлено наявністю каналу активів: підвищення облікової ставки зміцнює курс через приплив капіталу, зниження – сприяє девальвації зумовленої відпливом валюти.

Отже, в цій агрегованій моделі ендогенними змінними є: інфляція (CPI), зайнятість (EMPL), обмінний курс (ER), облікова ставка (KEY_RATE), номінальний ВВП (GDP), попит на працівників (робочу силу) (W_PLACES) та рівень тіньової економіки (SH_E), відповідно вона складається з семи регресійних рівнянь, специфікацію яких було детально обґрунтовано в розділі 2. Зауважимо також, що умовні позначення та одиниці виміру всіх змінних моделі наведено в Додатку А, таблиця А1.

Етап 2. **Оцінка кожного окремого регресійного рівняння, його перевірка на дотримання класичних припущень за допомогою програмного пакета EViews**

На першому етапі, відповідно до мети дослідження, було обґрунтовано взаємозв'язки між основними змінними агрегованої симультативної макромоделі та її загальну структуру, яка складається з семи регресійних рівнянь та, відповідно, формалізує взаємозв'язки між такими залежними (ендогенними змінними): ВВП, зайнятість,

інфляція, облікова ставка, обмінний курс, попит на робочу силу (працівників) та рівень тіньової економіки. Наступним етапом побудови агрегованої макромоделі є оцінка кожного її окремого рівняння на реальній інформації та його перевірка на дотримання класичних припущень. Зауважимо, що на цьому етапі окремі попередньо специфіковані рівняння макромоделі можуть уточнюватись та модифікуватись, оскільки правильна специфікація загальної макромоделі напряму залежить від правильної специфікації її окремих рівнянь.

Загалом попереднє визначення специфікації макромоделі, як було проілюстровано в попередніх розділах, базується на теоретичних припущеннях щодо взаємозв'язків між її ключовими змінними та може значно корегуватись у процесі подальшого емпіричного аналізу при її оцінюванні на реальних даних, оскільки економіка кожної країни є унікальною і не завжди узагальнені теоретичні концепції значущо відповідають економічним реаліям тієї чи іншої країни на певному етапі її економічного розвитку.

Для побудови та оцінювання окремого регресійного рівняння макромоделі за допомогою програмного пакета EViews потрібно скористатися головним меню, послідовно обравши **Object/New object/Equation**. У вікні, що відкриється, вводять специфікацію рівняння у форматі «залежна змінна (Y) константа (c) незалежна змінна 1 (X_1) незалежна змінна 2 (X_2) і т. д.». Розділовим знаком між змінними слугує пробіл. Після того, як підтверджено коректність введеної інформації натиском клавіши «OK», відображаються результати оцінювання відповідного рівняння та значення основних критеріїв, які використовують для проведення попереднього експрес-діагностування його коректності та адекватності. Слід зазначити, що попередньо оцінене окреме регресійне рівняння є частиною загальної моделі та на наступному етапі має переоцінюватись уже в рамках загальної макромоделі, тому не обов'язково, аби всі розраховані коефіцієнти за відповідних змінних були статистично значущими, головне, щоб вони були теоретично обґрунтованими, а класичні припущення – не порушувались. На рис. 3.8 наведено приклад результатів оцінювання рівняння номінального ВВП на реальній інформації.

Equation: GDP_EQ_FINAL_LAST Workfile: SYSTEM – LAST::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 08/28/19 Time: 20:19
Sample (adjusted): 2008Q3 2018Q4
Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-969011.6	441249.3	-2.196064	0.0346
NET_EXPORT	-7.356819	0.562298	-13.08350	0.0000
LOG(SH_E_S(-3))	264278.4	131467.6	2.010217	0.0519
CPI	4813.892	942.2156	5.109120	0.0000
D(LOG(EMPL(-1)))	-1327908.	560855.8	-2.367646	0.0234
LOAN_R(-6)	22331.68	7151.657	3.122588	0.0035

R-squared	0.882291	Mean dependent var	456595.5
Adjusted R-squared	0.865943	S.D. dependent var	220949.6
S.E. of regression	80898.06	Akaike info criterion	25.57133
Sum squared resid	2.36E+11	Schwarz criterion	25.81957
Log likelihood	-530.9979	Hannan-Quinn criter.	25.66232
F-statistic	53.96798	Durbin-Watson stat	1.931118
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.8. Результати оцінювання рівняння номінального ВВП у програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

Як показують результати розрахунків, коефіцієнти при змінних рівняння є статистично значущими на рівні 0–3 %, за винятком коефіцієнта при змінній рівня тіньової економіки (sh_e), значущість якого складає 5,19 %, але залишається все ж таки менше, ніж 10 %. Крім тестування коефіцієнтів на статистичну значущість, потрібно перевірити дотримання класичних припущень регресійного аналізу, а отже визначити, чи отримані оцінки є BLUE-оцінками, тобто найкращими незміщеними оцінками. У табл. 3.3 наведено результати тестування цього рівняння на відповідність основним класичним припущенням за основними тестами із зазначенням відповідних нульових гіпотез та зробленими висновками.

Таблиця 3.3

Результати тестування на дотримання класичних припущень оціненого рівняння ВВП

№	Припущення	Тест	Критичне значення основної статистики тесту (p-value)	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,9951	Так
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,2087	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	1,93	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF (View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака–Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,0752	Невизначеність
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,1273	Так

Джерело: авторські розрахунки

Як показали результати тестування, оцінене на реальній інформації рівняння визначення обсягів ВВП загальної макромоделі відповідає класичним припущенням і має високу пояснювальну здатність, зокрема незалежні змінні пояснюють зміну залежного показника на 88,2 %. Детальну інформацію щодо діагностування адекватності рівняння ВВП наведено у Додатку Б.

Equation: INFLATION_FINAL_LAST Workfile: SYSTEM – LAS...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CPI
Method: Least Squares
Date: 08/26/19 Time: 19:20
Sample (adjusted): 2009Q3 2018Q3
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16.42357	4.764556	-3.447030	0.0017
CPI(1)	0.721338	0.064553	11.17430	0.0000
LOG(KEY_RATE(-6))	-10.88520	3.185304	-3.417319	0.0018
LOG(ER(-3))	10.25634	2.512960	4.081379	0.0003
RE_G_W_PI	0.136862	0.027294	5.014330	0.0000
LOG(COVERAGE)	14.61557	2.885273	5.065576	0.0000
GDP_GAP(-10)	-0.181321	0.154507	-1.173546	0.2498

R-squared	0.943528	Mean dependent var	13.28919
Adjusted R-squared	0.932234	S.D. dependent var	14.43477
S.E. of regression	3.757652	Akaike info criterion	5.654123
Sum squared resid	423.5983	Schwarz criterion	5.958891
Log likelihood	-97.60128	Hannan-Quinn criter.	5.761568
F-statistic	83.53972	Durbin-Watson stat	1.863879
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.9. Результати оцінювання рівняння індексу споживчих цін у програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

Аналогічно було оцінено рівняння індексу споживчих цін за допомогою пакета EViews, отримані результати наведено на рис. 3.9. Як показали результати розрахунків на реальній інформації, коефіцієнт біля змінної розрив ВВП (GDP gap) незначущий, але його наступне збереження у загальній макромоделі зумовлене об'єктивними причинами. Розрив ВВП важливий з огляду на те, що виступає проксі (замінником) змінної для відображення економічних циклів країни, оскільки за його величиною можна визначити, наскільки поточне виробництво відрізняється від потенційного. Завдяки цьому в рівнянні логічно обґрунтовується необхідність врахування фактора споживання: економічне зростання супроводжується підвищенням платоспроможного попиту, який зумовлює зростання цін. Загалом, динаміка індексу споживчих цін на 94,3 % пояснюється основними факторами (незалежними змінними), що включені в рівняння.

Результати проведення діагностування на адекватність рівняння індексу споживчих цін, які наведено у табл. 3.4, свідчать про виконання всіх класичних припущень. Докладнішу інформацію щодо діагностування адекватності рівняння індексу споживчих цін і дотримання всіх класичних припущень наведено у Додатку В.

Таблиця 3.4

Результати тестування на дотримання класичних припущень для оціненого рівняння індексу споживчих цін

№	Припущення	Тест	Критичне значення	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,1562	Так
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,2647	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	1,86	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF (View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака–Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,093	Невизначеність
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,2039	Так

Джерело: авторські розрахунки

Equation: KEY_P_RATE_FINAL_LAST Workfile: SYSTEM – LA...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(KEY_RATE)
Method: Least Squares
Date: 08/25/19 Time: 22:43
Sample (adjusted): 2008Q2 2018Q4
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.210460	0.095980	2.192759	0.0347
LOG(KEY_RATE(-1))	0.897780	0.040929	21.93504	0.0000
D(CPI)	0.006915	0.002496	2.771174	0.0087
D(GDP_GAP(-4))	-0.008906	0.005556	-1.602912	0.1175
D(LOG(ER))	0.394260	0.174440	2.260142	0.0298
DUMMY1	0.179019	0.039604	4.520193	0.0001

R-squared	0.958026	Mean dependent var	2.436492
Adjusted R-squared	0.952354	S.D. dependent var	0.409840
S.E. of regression	0.089459	Akaike info criterion	-1.861274
Sum squared resid	0.296111	Schwarz criterion	-1.615525
Log likelihood	46.01740	Hannan-Quinn criter.	-1.770650
F-statistic	168.9011	Durbin-Watson stat	1.791725
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.10. Результати оцінювання рівняння облікової ставки в програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

За аналогічним алгоритмом проводилась оцінка рівняння облікової ставки, результати оцінювання якого на реальній інформації в програмному пакеті EViews наведено на рис. 3.10. Як бачимо, коефіцієнт детермінації для цього рівняння є доволі високим, незалежні змінні пояснюють коливання облікової ставки на 95,8 %. У фінальній специфікації розрив ВВП є незначущим, однак його наявність у макромоделі є теоретично обґрунтованою, оскільки цей показник є одним із важливих компонентів класичного правила Тейлора.

Усі тести на дотримання класичних припущень справджуються (результати наведено в табл. 3.5), що свідчить про адекватність рівняння облікової ставки та коректність класичних припущень. Крім того, ця специфікація забезпечує найбільш точне відтворення моделлю основних точок перегину. Детальну інформацію щодо діагностування адекватності рівняння облікової ставки та відповідності всім класичним припущенням наведено у Додатку Г.

Таблиця 3.5

Результати тестування на дотримання класичних припущень для оціненого рівняння облікової ставки

№	Припущення	Тест	Критичне значення	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,1083	Так
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,8332	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	1,79	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF(View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака– Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,0568	Невизначеність
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,3065	Так

Джерело: авторські розрахунки

Наступне рівняння моделі є рівнянням визначення рівня тінізації української економіки. Як показали результати розрахунків на реальній інформації (див. рис. 3.11), коефіцієнт біля змінної попиту на робочу силу (працівників) є незначущим, однак його наявність у моделі уможливлює максимально точне відтворення історичних

Equation: SHADOW_FINAL_LAST1 Workfile: SYSTEM – LAST::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: SH_E_S
Method: Least Squares
Date: 08/23/19 Time: 18:50
Sample (adjusted): 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-648.8717	124.4182	-5.215249	0.0000
LOG(WORK_PLACES(-4))	-0.461178	0.645236	-0.714742	0.4795
LOG(BUSINESS(-1))	3.088824	1.750876	1.764159	0.0864
LOG(ZTO_GDP(-3))	8.869309	2.324909	3.814906	0.0005
LOG(EMPL(-7))	58.16642	12.93561	4.496614	0.0001
LOG(M0(-1))	6.397646	1.663619	3.845619	0.0005

R-squared	0.718661	Mean dependent var	20.24521
Adjusted R-squared	0.678469	S.D. dependent var	2.180430
S.E. of regression	1.236384	Akaike info criterion	3.396718
Sum squared resid	53.50258	Schwarz criterion	3.647484
Log likelihood	-63.63271	Hannan-Quinn criter.	3.488033
F-statistic	17.88099	Durbin-Watson stat	1.803334
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.11. Результати оцінювання рівняння рівня тінізації економіки в програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

даних. До того ж, згідно з теорією, зростання попиту на робочу силу є ознакою зростання економіки країни, розширення офіційного виробництва та більш сприятливого бізнес-клімату загалом, яке зумовлює поступове зниження неформальної тіньової діяльності, що й підтверджує розроблена агрегована макромодель загалом. При цьому, обрані незалежні змінні рівняння пояснюють зміну рівня тінізації економіки в Україні на 71,8 %.

У табл. 3.6 наведено результати тестування регресійного рівняння щодо визначення рівня тіньової економіки. Критичні значення відповідних статистик за всіма тестами дають змогу зробити висновок щодо адекватності цього рівняння та його відповідності класичним припущенням. Більш детальну інформацію наведено у Додатку Д.

Таблиця 3.6

Результати тестування на дотримання класичних припущень для оціненого рівняння рівня тіньової економіки

№	Припущення	Тест	Критичне значення	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,3553	Так
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,2916	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	1,8	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF (View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака–Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,9283	Так
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,1756	Так

Джерело: авторські розрахунки

П'ятим регресійним рівнянням розробленої моделі є рівняння обмінного курсу, в якому, за результатами розрахунків, зміна залежного показника пояснюється незалежними на 99,3 %. Всі оцінені коефіцієнти біля включених змінних у рівнянні є статистично значущими (рис. 3.12). Гіпотеза про дотримання основних класичних припущень регресійного аналізу для цього рівняння справджується.

Загалом облікова ставка через зміну дохідності інвестицій впливає на приплив іноземного капіталу в країну, зумовлюючи зміну попиту та пропозиції валюти, а отже й курсу. Зв'язок із міжнародними

Equation: EX_RATE_FINAL_LAST Workfile: SYSTEM – LAST::Untitle...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(ER)
Method: Least Squares
Date: 09/06/19 Time: 12:43
Sample (adjusted): 2009Q1 2018Q4
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.318494	0.123524	2.578392	0.0144
LOG(KEY_RATE(-4))	-0.134334	0.026869	-4.999527	0.0000
LOG(ER(-1))	0.993438	0.028175	35.25963	0.0000
LOG(COVERAGE(-8))	-0.081711	0.039374	-2.075223	0.0456
LOG(FOREIGN_DEBT/G...	0.113265	0.049827	2.273172	0.0295
DUMMY	0.114047	0.027264	4.183072	0.0002

R-squared	0.993756	Mean dependent var	2.572074
Adjusted R-squared	0.992837	S.D. dependent var	0.559217
S.E. of regression	0.047328	Akaike info criterion	-3.125943
Sum squared resid	0.076158	Schwarz criterion	-2.872611
Log likelihood	68.51886	Hannan-Quinn criter.	-3.034346
F-statistic	1082.173	Durbin-Watson stat	2.207857
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.12. Результати оцінювання рівняння обмінного курсу в програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

резервами та покриттям ними імпорту зумовлений значними інтервенціями, що здійснювались для підтримки обмінного курсу до 2016 р. Відношення боргу до номінального ВВП є індикатором розвитку економіки в цілому, зокрема можна стверджувати, що зростання виробництва спричиняє приплив інвестицій, який зміцнює національну валюту.

Результати тестування на дотримання класичних припущень для рівняння обмінного курсу наведено в табл. 3.7.

Зауважимо, що за результатами тестування перевірка на правильність специфікації не підтверджується RESET-тестом (табл. 3.7). Контраргументом на користь того, щоб на цьому етапі не змінювати специфікацію цього рівняння, є, по-перше, значущість включених змінних – як кожної окремо за p-value, так і всіх у сукупності

Таблиця 3.7

Результати тестування на дотримання класичних припущень для рівняння обмінного курсу

№	Припущення	Тест	Критичне значення	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,0003	Ні
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,5103	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	2,2	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF (View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака–Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,8784	Так
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,0194	Ні

Джерело: авторські розрахунки

за F-критерієм Фішера; по-друге – теоретична обґрунтованість визначених незалежних змінних цього рівняння та його висока пояснювальна здатність. Крім того, слід врахувати, що кожне окреме рівняння є частиною загальної макромоделі і, за їх об'єднання в цілісну модель (систему), відбувається їх переоцінка, яка часто знімає певні проблемні моменти, що виникають у попередньо оцінених окремих рівняннях системи. Це було підтверджено для цього рівняння на наступних етапах. Зауважимо, що з огляду на наявність гетероскедастичності

Equation: EMPLOYMENT_FINAL_LAST Workfile: SYSTEM – L...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(EMPL)
Method: Least Squares
Date: 09/05/19 Time: 15:00
Sample (adjusted): 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.15127	0.210194	53.05235	0.0000
CPI(-1)	-0.000699	0.000324	-2.155394	0.0381
WAGE(-5)	-5.73E-05	5.91E-06	-9.691031	0.0000
LOG(BUSINESS(-1))	-0.128749	0.037315	-3.450300	0.0015
LOG(CORR(-7))	-0.206910	0.058141	-3.558749	0.0011
LOG(WORK_PLACES)	-0.060880	0.012280	-4.957755	0.0000

R-squared	0.927079	Mean dependent var	9.896347
Adjusted R-squared	0.916662	S.D. dependent var	0.071977
S.E. of regression	0.020779	Akaike info criterion	-4.775328
Sum squared resid	0.015111	Schwarz criterion	-4.524562
Log likelihood	103.8942	Hannan-Quinn criter.	-4.684013
F-statistic	88.99473	Durbin-Watson stat	2.009377
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.13. Результати оцінювання рівняння зайнятості у програмному пакеті EViews
Джерело: авторські розрахунки

випадкових величин рівняння обмінного курсу, проводилась його корекція на гетероскедастичність, тобто переоцінка моделі з використанням спеціальної опції, зокрема White-correction.

Детальну інформацію щодо діагностування адекватності рівняння обмінного курсу та дотримання всіх класичних припущень наведено у Додатку Е.

Як показали результати оцінювання на реальній інформації наступного рівняння макромоделі, а саме рівняння зайнятості, які наведено на рис. 3.13, всі його оцінені параметри є статистично значущими за доволі високої пояснювальної здатності: незалежні змінні загалом пояснюють зміну залежної величини на 92,7 %.

У табл. 3.8 наведено інформацію щодо тестування багатофакторного регресійного рівняння зайнятості на адекватність і дотримання класичних припущень. Критичні значення за проведеними тестами

Таблиця 3.8

Результати тестування на дотримання класичних припущень для рівняння зайнятості

№	Припущення	Тест	Критичне значення	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,006	Ні
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,3487	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	2,0	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF (View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака–Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,6846	Так
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,2029	Так

Джерело: авторські розрахунки

вказують на виконання усіх класичних припущень, що свідчить про ефективність і незміщеність отриманих оцінок параметрів рівняння. Детальну інформацію щодо діагностування адекватності рівняння зайнятості та дотримання всіх класичних припущень наведено у Додатку Є.

Equation: DEMANDWORKER_LAST Workfile: SYSTEM – LAST...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(WORK_PLACES)
Method: Least Squares
Date: 09/15/19 Time: 09:06
Sample (adjusted): 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	58.46087	6.971748	8.385396	0.0000
LOG(EMPL)	-4.983724	0.708017	-7.038994	0.0000
LOG(WAGE)	-1.203008	0.123285	-9.757905	0.0000
LOG(BUSINESS(-7))	-0.335490	0.266721	-1.257832	0.2168
LOG(WAGE_DEBT(-6))	0.483348	0.100344	4.816899	0.0000
LOG(FOND(-3))	0.252238	0.050555	4.989410	0.0000

R-squared	0.763829	Mean dependent var	4.154884
Adjusted R-squared	0.730091	S.D. dependent var	0.313342
S.E. of regression	0.162790	Akaike info criterion	-0.658252
Sum squared resid	0.927520	Schwarz criterion	-0.407486
Log likelihood	19.49418	Hannan-Quinn criter.	-0.566937
F-statistic	22.63958	Durbin-Watson stat	2.049092
Prob(F-statistic)	0.000000		

Рис. 3.14. Результати оцінювання рівняння попиту на робочу силу в програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

Результати оцінювання на реальній інформації останнього рівняння макромоделі, а саме рівняння попиту на робочу силу (працівників), наведено на рис. 3.14. Як показали результати розрахунків, єдиним незначущим фактором у цьому рівнянні виявився індикатор легкості ведення бізнесу, що можна відкорегувати шляхом модифікації цього рівняння. Однак з огляду на те, що рівняння попиту на робочу силу в подальшому має бути переоціненим у складі загальної системи симультативних рівнянь, а отже вищезгадана змінна може стати значущою в узагальненій агрегованій макромоделі, модифікація цього рівняння на цьому попередньому етапі не проводилась.

Таблиця 3.9

Результати тестування дотримання класичних припущень для рівняння попиту на працівників

№	Припущення	Тест	Критичне значення	Висновок
1	Відсутність гетероскедастичності	Тест Вайта (View-Residual Diagnostics-Heteroskedasticity tests-White), нульова гіпотеза – відсутність гетероскедастичності	0,4398	Так
2	Відсутність автокореляції	LM-тест (View-Residual Diagnostics-Serial Correlation LM test), нульова гіпотеза – відсутність автокореляції	0,1924	Так
		DW-тест (критерій Дарбіна–Вотсона)	2,04	Так
3	Відсутність мультиколінеарності	Тест VIF (View-Coefficient Diagnostics-Variance Inflation Factor), нульова гіпотеза – відсутність мультиколінеарності	<10	Так
4	Нормальний розподіл залишків	Тест Жака–Бера (View-Residual Diagnostics-Histogram-Normality test), нульова гіпотеза – розподіл нормальний	0,8870	Так
5	Правильність специфікації	RESET-тест (View-Stability Diagnostics-Ramsey RESET Test), нульова гіпотеза – специфікація правильна	0,2178	Так

Джерело: авторські розрахунки

У табл. 3.9 узагальнено результати тестування фінальної специфікації регресійного рівняння попиту на робочу силу на дотримання класичних припущень. За результатами тестування можна зробити висновок про адекватність рівняння та його відповідність класичним припущенням, а отже і про ефективність та незміщеність його оцінених параметрів. Докладнішу інформацію щодо діагностування адекватності рівняння попиту на робочу силу та дотримання всіх класичних припущень наведено у Додатку Ж.

Етап 3. Об'єднання регресійних рівнянь в одну систему та перевірка отриманої системи на ототожненість

Специфіковані на попередньому етапі окремі регресійні рівняння потрібно об'єднати в одну систему. Для цього при використанні пакета EViews необхідно створити об'єкт ***System*** за допомогою послідовності команд меню ***Object/New object/System***. У вікні, що відкриється, потрібно вказати специфікацію загальної системи рівнянь, для цього варто перейти до відображення кожного зі специфікованих рівнянь системи, використовуючи команду ***View/ Representations.*** При цьому, з трьох запропонованих варіантів, які відкриються у відповідному вікні, найкраще за все вибрати другий формат специфікації рівнянь, що містить повністю описану залежність, однак без оцінених коефіцієнтів. На рис. 3.15 як приклад наведено вікно для вибору специфікації рівняння зайнятості. Це рівняння необхідно скопіювати до об'єкта System, тобто включити до загальної системи симультативних рівнянь.

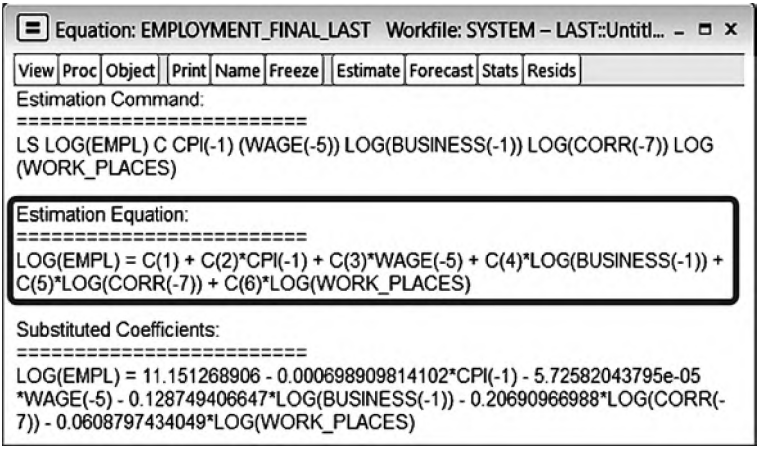


Рис. 3.15. Вікно для вибору специфікації рівняння зайнятості з наступним переносом його до загальної системи симультативних рівнянь (копіювання до об'єкта System)

Джерело: авторські розрахунки

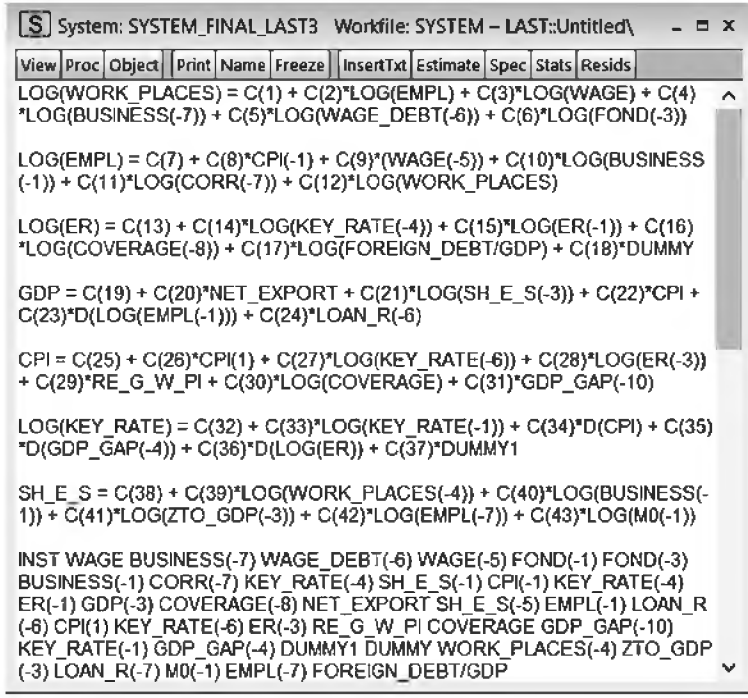


Рис. 3.16. Відображення загальної специфікації системи симультативних рівнянь у програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

Аналогічно, всі інші окремі специфіковані рівняння системи необхідно перенести у вікно системи. Крім того, обов'язково треба змінити нумерацію коефіцієнтів, аби у кожному рівнянні коефіцієнти мали унікальні порядкові номери, як відображено на рис. 3.16. Зауважимо, що однакові порядкові номери варто застосовувати лише у випадку, якщо дослідження передбачає, що певні коефіцієнти при змінних повинні мати однакові значення (оцінки). Не менш важливим для правильної специфікації системи симультативних рівнянь є визначення екзогенних і предетермінованих (лагових ендогенних) змінних, які мають бути записані в останньому рядку після команди INST.

Після того, як визначено загальну специфікацію макромоделі на основі системи симультативних рівнянь, її потрібно переоцінити. При цьому, як уже зазначено, для оцінювання систем симультативних рівнянь (специфікованої) макромоделі можна використовувати різні методи, зокрема, метод непрямих найменших квадратів (МННК), дво- або трикрокові методи найменших квадратів (2МНК, 3МНК), метод максимальної вірогідності з повною та обмеженою інформацією та інші. Застосування класичного МНК неможливе з огляду на те, що порушується припущення регресійного аналізу про незалежність між собою факторів та випадкових величин, оскільки в багатофакторній регресії передбачено існування лише односторонньої залежності між ендогенними та екзогенними змінними, а в системах симультативних (одночасних) рівнянь утворюються множинні різнонаправлені взаємозв'язки між ними. Загалом вибір методу оцінювання в системах симультативних рівнянь пов'язаний із проблемою їх ототожненості. Нагадаємо, що система може бути неототожненою, точно ототожненою або переототожненою. При цьому, якщо всі рівняння системи є ототожненими, то і вся система є ототожненою. Якщо хоча б одне рівняння є переототожненим, то і система вважається переототожненою, а у випадку, коли хоча б одне з них є недоототожненим, то і вся система є такою та, відповідно, не матиме розв'язку. Стислу інформацію щодо адекватних методів оцінювання систем симультативних рівнянь залежно від результатів її перевірки на ототожненість наведено у табл. 3.10.

Таблиця 3.10

Особливості застосування методів оцінювання системи симультативних рівнянь залежно від ступеня її ототожненості

Ступінь ототожненості системи	Метод оцінювання
Недоототожнена	Не має розв'язку
Точно ототожнена	Метод непрямих найменших квадратів є пріоритетним, оскільки вважається найбільш простим. Однак на практиці також можна використовувати 2МНК, 3МНК, метод максимальної правдоподібності з обмеженою інформацією (ММПОІ), метод змішаного оцінювання, метод максимальної правдоподібності з повною інформацією (ММППІ)
Переототожнена	2МНК, 3МНК, ММПОІ, ММППІ, метод змішаного оцінювання

Джерело: складено авторами

Перевірка системи на ототожненість відбувається за допомогою умови порядку та рангу. Необхідною та достатньою умовою ототожнення системи є умова рангу. Якщо за умовою рангу система симультативних рівнянь ототожнена, наступним кроком є її перевірка за умовою порядку, аби визначити ступінь ототожненості: кожне окреме рівняння може бути точно ототожненим або переототожненим. Узагальнюючи, можна зазначити, що дотримання умови рангу означає, що умова порядку також виконується, однак ця залежність не працює навпаки.

Для виконання умови порядку потрібно, аби кількість ендогенних змінних системи (m) мінус одиниця дорівнювала кількості її екзогенних змінних (K) мінус кількість екзогенних (або предетермінованих) змінних рівняння (k). Якщо така умова виконується, тобто $(K - k) = (m - 1)$, рівняння є точно ототожненим, якщо $(K - k) > (m - 1)$ – переототожненим, а у випадку $(K - k) < (m - 1)$ – недоототожненим.

Розроблена агрегована макроекономічна модель України містить 30 екзогенних і предетермінованих змінних (k), а саме NX_t, SH_E_{t-3}, $EMPL_{t-1}$, $LOAN_R_{t-6}$, KEY_RATE_{t-4}, ER_{t-1}, $COVERAGE_{t-8}$, F_DEBT/GDP_t, DUMMY1, W_PLACES_{t-4}, $BUSINESS_{t-1}$, ZTO/GDP_{t-3}, $EMPL_{t-7}$, $M0_{t-1}$, CPI_{t+1}, KEY_RATE_{t-6}, ER_{t-3}, $RE_G_W_PI_t$, $COVERAGE_t$, GDP_GAP_{t-10}, KEY_RATE_{t-1}, GDP_GAP_{t-4}, DUMMY2, CPI_{t-1}, $WAGE_{t-5}$, $CORR_{t-7}$, $WAGE_t$, $BUSINESS_{t-7}$, $WAGE_D_{t-6}$, $FOND_{t-3}$ та сім ендогенних – EX_RATE_t, GDP_t, KEY_RATE_t, SH_E_t, CPI_t, $EMPL_t$, W_PLACES_t. Зауважимо, що перелік усіх змінних макромоделі, їх умовних позначень та одиниць виміру наведено в розділі 2, а також у таблиці А1 у Додатку А. Результати перевірки (тестування) системи симультативних рівнянь на ототожненість за умовою порядку подано у табл. 3.11.

Оскільки кожне з рівнянь є переототожненим, то й уся система симультативних рівнянь також переототожнена. Зауважимо, що дотримання умови порядку не дає абсолютної гарантії точності висновку, тому варто додатково перевірити і виконання умови рангу, хоча на практиці, з огляду на складність застосування умови рангу, часто обмежуються лише перевіркою виконання умови порядку. Для перевірки умови рангу всі рівняння системи зручно переписати у табличній формі (табл. 3.12).

Таблиця 3.11

Результати перевірки системи рівнянь агрегованої макромоделі на ототожненість за умовою порядку

Ендогенні змінні	Екзогенні змінні	Предетерміновані змінні (лагові ендогенні)	Умова порядку	Висновок
Рівняння обмінного курсу				
ER_t	$COVERAGE_{t-8}$, F_DEBT/GDP_{t}, DUMMY1	KEY_RATE_{t-4}, ER_{t-1}, DUMMY1	30-6 > 1-1	Переото-тожнене
Рівняння ВВП				
GDP_t, CPI_t	NX_t $LOAN_R_{t-6}$	SH_E_{t-4}, $EMPL_{t-1}$	30-4 > 2-1	Переото-тожнене
Рівняння облікової ставки				
KEY_RATE_t, CPI_t, ER_t	GDP_GAP_{t-4}, DUMMY2	KEY_RATE_{t-1}, DUMMY2	30-3 > 3-1	Переото-тожнене
Рівняння рівня тіньової економіки				
SH_E_t	$BUSINESS_{t-1}$, $M0_{t-1}$, ZTO/GDP_{t-3}	$EMPL_{t-7}$, W_PLACES_{t-4}	30-5 > 1-1	Переото-тожнене
Рівняння індексу споживчих цін				
CPI_t	$RE_G_W_PI_t$, $COVERAGE_t$ GDP_GAP_{t-10}	KEY_RATE_{t-6}, ER_{t-3},	30-5> 1-1	Переото-тожнене
Рівняння зайнятості				
$EMPL_t$, W_PLACES_t	$WAGE_{t-5}$, $BUSINESS_{t-1}$, $CORR_{t-7}$	CPI_{t-1}	30-4 > 2-1	Переото-тожнене
Рівняння попиту на робочу силу (працівників)				
W_PLACES_t, $EMPL_t$	$WAGE_t$, $BUSINESS_{t-7}$, $WAGE_D_{t-6}$, $FOND_{t-3}$		30-4 > 2-1	Переото-тожнене

Джерело: авторські розрахунки

Таблиця 3.12

Умова рангу

7(W_PLACES)	6(EMPL)	5(CPI)	4(SH_E)	3(KPR)	2(GDP)	1(ER)	Рівняння
0	0	0	0	+	0	+	ER_t
0	0	0	0	0	0	+	$COVERAGE_{t-8}$
0	0	0	0	0	0	+	F_DEBT/GDP_t
0	0	0	0	0	0	+	KEY_RATE_{t-4}
0	0	0	0	0	0	+	ER_{t-1}
0	0	0	0	0	+	0	GDP_t
0	0	+	0	+	+	0	CPI_t
0	0	0	0	0	+	0	NX_t
0	0	0	0	0	+	0	$LOAN_R_{t-6}$
0	0	0	0	0	+	0	SH_E_{t-3}
0	0	0	0	0	+	0	$EMPL_{t-1}$
0	0	0	0	+	0	0	KEY_RATE_t
0	0	0	0	+	0	0	GDP_GAP_{t-4}
0	0	0	+	0	0	0	SH_E_t
0	+	0	+	0	0	0	$BUSINESS_{t-1}$
0	0	0	+	0	0	0	$M0_{t-1}$
0	0	0	+	0	0	0	ZTO/GDP_{t-3}
0	0	0	+	0	0	0	$EMPL_{t-7}$
0	0	0	+	0	0	0	W_PLACES_{t-4}
0	0	+	0	0	0	0	$RE_G_W_PI_t$
0	0	+	0	0	0	0	$COVERAGE_t$
0	0	+	0	0	0	0	GDP_GAP_{t-10}
0	0	+	0	0	0	0	KEY_RATE_{t-6}
0	0	+	0	0	0	0	ER_{t-3}
+	+	0	0	0	0	0	$EMPL_t$
+	+	0	0	0	0	0	W_PLACES_t
0	+	0	0	0	0	0	$WAGE_{t-5}$
0	+	0	0	0	0	0	$CORR_{t-7}$
0	+	0	0	0	0	0	CPI_{t-1}
+	0	0	0	0	0	0	$WAGE_t$
+	0	0	0	0	0	0	$BUSINESS_{t-7}$
+	0	0	0	0	0	0	$WAGE_D_{t-6}$
+	0	0	0	0	0	0	$FOND_{t-3}$
0	0	+	0	0	0	0	CPI_{t+1}
0	0	0	0	+	0	0	KEY_RATE_{t-1}
0	0	0	0	0	0	+	DUMMY1
0	0	0	0	+	0	0	DUMMY2

Джерело: авторські розрахунки

Матриця коефіцієнтів для рівняння рівня тіньової економіки, яку наведено на рис. 3.20, також має ранг 6, а отже відповідне рівняння є ототожненим. Ранг ($P_{тін_ек}$) = 6.

$$P_{Т_ек} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
+ & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0
\end{vmatrix}$$

Рис. 3.20. Матриця коефіцієнтів для рівняння рівня тіньової економіки для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

Рівняння індексу споживчих цін ототожнене, оскільки ранг відповідної матриці коефіцієнтів для цього рівняння, наведений на рис. 3.21, дорівнює 6. Ранг ($P_{ІСЦ}$) = 6.

$$P_{ІСЦ} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
+ & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0
\end{vmatrix}$$

Рис. 3.21. Матриця коефіцієнтів для рівняння рівня тіньової економіки для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

Побудована матриця коефіцієнтів для рівняння зайнятості, яку наведено на рис. 3.22, має ранг 6, що свідчить про його ототожненість. Ранг ($P_{зайн}$) = 6.

$$P_{зайн} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
+ & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0
\end{vmatrix}$$

Рис. 3.22. Матриця коефіцієнтів для рівняння зайнятості для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

Рівняння попиту на робочу силу (працівників) можна вважати ототожненим, оскільки відповідна матриця коефіцієнтів, яку наведено на рис. 3.23, має ранг 6. Ранг ($P_{прац}$) = 6.

На основі складеної таблиці формують матриці для кожного з рівнянь системи шляхом викреслення рядка, в якому воно відображено у вигляді коефіцієнтів біля всіх змінних і стовпців, що відповідають ненульовим коефіцієнтам. Це дасть змогу отримати відповідні форми матриць для всіх рівнянь системи порядку (M – 1), де M – кількість рівнянь системи, та перевірити їх ранг. На рисунках 3.17–3.23 відображено відповідні побудовані матриці для кожного рівняння системи.

З аналізу інформації, наданої на рис. 3.17, можна зробити висновок про ототожненість рівняння обмінного курсу, оскільки відповідна матриця коефіцієнтів для цього рівняння має ранг 6. Ранг ($P_{об_к}$) = 6.

$$P_{об_к} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0
\end{vmatrix}$$

Рис. 3.17. Матриця коефіцієнтів для рівняння обмінного курсу для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

Матриця, побудована для рівняння ВВП, яка наведена на рис. 3.18, має ранг 6, а отже це рівняння також є ототожненим. Ранг ($P_{ВВП}$) = 6.

$$P_{ввп} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
+ & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0
\end{vmatrix}$$

Рис. 3.18. Матриця коефіцієнтів для рівняння ВВП для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

З аналізу інформації, наданої на рис. 3.19, можна зробити висновок про ототожненість рівняння облікової ставки, оскільки відповідна матриця коефіцієнтів для цього рівняння має ранг 6. Ранг ($P_{обл_ставки}$) = 6.

$$P_{об_с} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & 0 & 0
\end{vmatrix}$$

Рис. 3.19. Матриця коефіцієнтів для рівняння облікової ставки для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

$$
p_{\text{прац}} = \begin{vmatrix}
+ & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
+ & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & + \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & + & + & + & + & + & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & + & + & + & 0 & 0 & 0 & 0 & 0
\end{vmatrix}
$$

Рис. 3.23. Матриця коефіцієнтів для рівняння попиту на робочу силу для перевірки його на ототожненість за умовою рангу

Джерело: авторські розрахунки

Отже, всі отримані матриці мають однаковий ранг, який дорівнює шести. Загальні принципи щодо результатів перевірки на ототожненість за умовами рангу та порядку систем симультативних рівнянь, що складаються з *M*-рівнянь, наведено в табл. 3.13.

Таблиця 3.13

Загальні принципи ототожнення для симультативної системи з *M*-рівнянь

№	Умова порядку	Умова рангу	Результат
1	$K - k > m - 1$	Ранг матриці A = $(M - 1)$	Переототожнена
2	$K - k = m - 1$	Ранг матриці A = $(M - 1)$	Точно ототожнена
3	$K - k\ m - 1$	Ранг матриці A < $(M - 1)$	Недоототожнена
4	$K - k < m - 1$	Ранг матриці A < $(M - 1)$	Недоототожнена

Джерело: складено авторами

Згідно з проведеним тестуванням агрегованої макромоделі, що складається з семи симультативних рівнянь на ототожнення за допомогою умови порядку та рангу, можна зробити висновок про її переототожненість, а отже вона може бути оцінена двокроковим або трикроковим МНК. Аналогічно, двокроковим або трикроковим методом найменших квадратів може бути оцінена й точно ототожнена система симультативних рівнянь.

У випадку, якщо система за умовою рангу та порядку виявилась недоототожненою, потрібно повернутися на попередній етап та змінити специфікацію її окремих рівнянь.

Етап 4. Оцінка системи симультативних рівнянь за допомогою двокрокового МНК

Для оцінки невідомих параметрів системи симультативних рівнянь у програмному пакеті EViews необхідно використати опцію ***Estimate*** та обрати відповідний метод оцінювання у вікні, що відкриється: двокроковий *(Two-Stage Least Squares)* або трикроковий МНК *(Three-Stage Least Squares)*. Результати оцінювання для розробленої макромоделі наведено в табл. 3.14. Зауважимо, що інтерпретація оцінених коефіцієнтів макромоделі аналогічна їх інтерпретації в окремому регресійному рівнянні.

Таблиця 3.14

Результати оцінювання системи симультативних рівнянь 2МНК

System: SYSTEM_FINAL_LAST3
Estimation Method: Two-Stage Least Squares
Sample: 2009Q3 2018Q3
Included observations: 37
Total system (balanced) observations 259

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	62.86539	7.037736	8.932615	0.0000
C(2)	-5.393296	0.685705	-7.865329	0.0000
C(3)	-1.251535	0.138428	-9.041027	0.0000
C(4)	-0.395811	0.291304	-1.358754	0.1756
C(5)	0.483979	0.096394	5.020843	0.0000
C(6)	0.280561	0.048788	5.750598	0.0000
C(7)	11.18776	0.240858	46.44965	0.0000
C(8)	-0.000678	0.000349	-1.944456	0.0531
C(9)	-6.09E-05	7.62E-06	-7.999095	0.0000
C(10)	-0.140783	0.042065	-3.346829	0.0010
C(11)	-0.193787	0.076675	-2.527383	0.0122
C(12)	-0.055993	0.014164	-3.953220	0.0001
C(13)	0.320924	0.112045	2.864229	0.0046
C(14)	-0.125701	0.024880	-5.052232	0.0000
C(15)	0.986956	0.027730	35.59142	0.0000
C(16)	-0.080156	0.035630	-2.249644	0.0255

Продовження табл. 3.14

C(17)	0.105414	0.049239	2.140882	0.0334
C(18)	0.129281	0.029757	4.344508	0.0000
C(19)	-1229969.	384774.3	-3.196598	0.0016
C(20)	-6.389551	0.543782	-11.75020	0.0000
C(21)	371715.8	116368.1	3.194310	0.0016
C(22)	5045.783	807.6518	6.247473	0.0000
C(23)	-1394925.	502359.2	-2.776748	0.0060
C(24)	20225.57	6361.110	3.179566	0.0017
C(25)	-16.48152	4.765060	-3.458827	0.0007
C(26)	0.721945	0.064558	11.18296	0.0000
C(27)	-10.82247	3.188574	-3.394142	0.0008
C(28)	10.21044	2.514861	4.060040	0.0001
C(29)	0.137047	0.027298	5.020407	0.0000
C(30)	14.62269	2.886371	5.066116	0.0000
C(31)	-0.182486	0.154516	-1.181017	0.2389
C(32)	0.202061	0.094651	2.134808	0.0339
C(33)	0.897224	0.040475	22.16729	0.0000
C(34)	0.006286	0.002637	2.383644	0.0180
C(35)	-0.008888	0.005770	-1.540542	0.1249
C(36)	0.443643	0.225672	1.965874	0.0506
C(37)	0.197500	0.042295	4.669560	0.0000
C(38)	-738.2111	142.3178	-5.187061	0.0000
C(39)	-0.391772	0.805135	-0.486592	0.6270
C(40)	3.550325	1.846190	1.923055	0.0558
C(41)	8.576932	2.409399	3.559781	0.0005
C(42)	65.96276	14.31881	4.606720	0.0000
C(43)	7.163466	1.768289	4.051073	0.0001
Determinant residual covariance		0.853727		

Джерело: авторські розрахунки

За потреби після аналізу отриманих результатів оцінювання симультативної макромоделі можна вдосконалювати окремі елементи системи, наприклад, додавати або прибирати змінні/рівняння, змінювати функціональні форми залежностей між змінними, зокрема для більш точного відтворення моделлю історичних даних, підвищення щільності зв'язку між певними змінними або прогнозної якості моделі зокрема тощо.

Етап 5. Застосування тесту Хаусмана для визначення ефективності використання 2МНК і перевірка моделі на адекватність

Тест Хаусмана використовують, щоб перевірити ефективність застосування двокрокового МНК для оцінки невідомих параметрів системи симультативних рівнянь. Суть тесту полягає у порівнянні, чи статистично значущо відрізняються оцінки, отримані за допомогою 2МНК, від класичних МНК-оцінок. На практиці майже завжди 2МНК виявляється більш ефективним методом оцінювання для складних систем із множинними взаємозв'язками. Нульову гіпотезу тесту Хаусмана сформульовано таким чином: «МНК-оцінки не є статистично відмінними від 2МНК-оцінок». Щоб визначити, прийняти нульову гіпотезу чи відхилити, у програмному пакеті EViews потрібно розрахувати спеціальну χ^2-статистику.

Для проведення тесту Хаусмана в EViews у командному вікні потрібно створити дві системи симультативних рівнянь: одну з них оцінити класичним МНК, іншу – двокроковим. Обидві системи повинні мати різні назви, наприклад, система рівнянь, оцінена МНК, – sse01.ls, а симультативна модель, оцінена 2МНК, – sse02.tsls.

Перелік команд для розрахунку χ^2-статистики в EViews:

matrix var_dif=sse02.@coefcov-sse01.@coefcov – розрахунок різниці між варіаційно-коваріаційними матрицями; команда matrix задає нову матрицю; coefcov – матриця коефіцієнтів;

matrix var_dif_inverse=@inverse(var_dif) – розрахунок оберненої до var_dif матриці;

matrix coef_dif=sse02.@coefs-sse01.@coefs – розрахунок різниці між коефіцієнтами матриці;

matrix coef_dif_trans=@transpose(coef_dif) – транспонування матриці coef_dif;

matrix st=coef_dif_trans*var_dif_inverse*coef_dif – розрахунок χ^2-статистики шляхом перемноження матриць;

matrix result=@chisq(st(1,1), sse02.@27coef) – обрахунок значення p-value для χ^2-статистики; 27coef – кількість коефіцієнтів у системі симультативних рівнянь, у цьому випадку їх 27; замість команди matrix можна використовувати scalar.

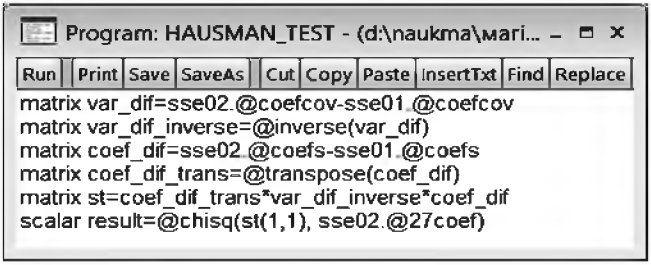


Рис. 3.24. Послідовність команд для виконання тесту Хаусмана з перевірки ефективності застосування двокрокового методу найменших квадратів порівняно з класичним МНК для системи симультативних рівнянь у програмному пакеті EViews

Джерело: авторські розрахунки

Якщо отримана χ^2-статистика менше, ніж 0,05, то застосування двокрокового МНК дає більш ефективні оцінки невідомих коефіцієнтів системи. У випадку, якщо χ^2-статистика більше, ніж 0,05, потрібно повернутися до оцінювання системи рівнянь класичним методом МНК.

Команди щодо обрахунку χ^2-статистики можна прописати як у вікні ***Command***, так і створити програмний файл із цими командами, послідовно вибравши в меню пакета EViews: **File/New/Program** (рис. 3.24). Після введення всіх потрібних команд файл необхідно зберегти, натиснувши **Save as**.

Зауважимо, що створення програми дає змогу уникнути повторного написання команд, для реалізації цього тесту для інших систем симультативних рівнянь варто лише відкрити (**File/Open/Programs**...) вже наявний тест Хаусмана та натиснути **Run,** аби отримати значення p-value для χ^2-статистики.

Потрібно також зазначити, що ефективність застосування 3МНК порівняно з 2МНК для симультативних систем рівнянь перевіряється достатньо просто. Необхідно послідовно оцінити розроблену систему двокроковим та трикроковим методами найменших квадратів та проаналізувати значення детермінанта варіаційно-коваріаційної матриці залишків для системи (Determinant residual covariance), яке видається в останньому рядку результатів оцінювання невідомих параметрів системи. Якщо спостерігається зменшення цього значення при

оцінюванні системи 3МНК порівняно з 2МНК, то остаточно для оцінювання необхідно обрати 3МНК, якщо ні, то залишити оцінки невідомих параметрів моделі, отримані за допомогою 2МНК.

Не менш важливим є тестування на адекватність розробленої системи симультативних рівнянь, зокрема перевіркою наявності автокореляції в залишках макромоделі за допомогою тесту Portmanteau. Тест Portmanteau на автокореляцію, нульовою гіпотезою якого є її відсутність у залишках моделі, проводиться шляхом поступового обрання послідовності таких команд загального меню: **View/Residual Diagnostics/ Portmanteau Autocorrelation Test. Ймовірність (Prob.)** Наприклад, результати виконання цього тесту для розробленої макромоделі, наведені на рис. 3.25, дають змогу зробити висновок, що для значень Q-статистики з першого по дванадцятий лаг більший за 0,10 (третій стовпчик у результуючій таблиці результатів виконання цього тесту, наведеної на рис. 3.25), що вказує на відсутність автокореляції залишків системи рівнянь.

System: SYSTEM_FINAL_LAST3 Workfile: SYSTEM – LAS...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | InsertTxt | Estimate | Spec | Stats | Resids

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 09/18/19 Time: 18:57
Sample: 2009Q3 2018Q3
Included observations: 37

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	56.23143	0.2224	57.79341	0.1823	49
2	111.3121	0.1690	116.0215	0.1033	98
3	151.9508	0.3728	160.2460	0.2150	147
4	200.7007	0.3939	214.9050	0.1687	196
5	253.9409	0.3339	276.4640	0.0816	245
6	301.5513	0.3684	333.2892	0.0570	294
7	352.4128	0.3514	396.0184	0.0254	343
8	402.8207	0.3421	460.3320	0.0098	392
9	443.4648	0.4581	514.0403	0.0092	441
10	473.0366	0.7009	554.5645	0.0228	490
11	503.2580	0.8629	597.5720	0.0406	539
12	532.8443	0.9497	641.3597	0.0629	588

*The test is valid only for lags larger than the System lag order
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous...

Рис. 3.25. Результати виконання тесту Portmanteau на відсутність автокореляції між випадковими величинами системи симультативних рівнянь

Джерело: авторські розрахунки

Перевірка на нормальність випадкових величин системи симультативних рівнянь здійснюється за допомогою виконання тесту на нормальність Жака–Бера шляхом обрання послідовності виконання таких команд меню програмного пакета EViews: **View/Residual Diagnostics/Normality test/Cholesky of covariance (Lutkepohl)**. Нульовою гіпотезою цього тесту є нормальність розподілу випадкових величин. Крім того, можна використовувати також і інші тести з блоку тестів на нормальність, які представлені у пакеті EViews: **Square root of correlation (Doornik-Hansen)** і **Square root of covariance (Urzua)**. Результати виконання тесту Жака–Бера для розробленої системи симультативних рівнянь наведено в табл. 3.15. На практиці всі три тести зазвичай дають однакові результати. Результати виконання тесту Жака–Бера для розробленої системи симультативних рівнянь наведено в табл. 3.15. Як можна побачити з аналізу результатів виконання цього тесту, p-value (ймовірність (Prob.)) значення статистики Жака–Бера дорівнює 0,2252 для залишків розробленої моделі, що є більшим, ніж 0,10 (10 %), а отже можна зробити висновок про нормальність закону розподілу випадкових величин.

Таблиця 3.15

Результати виконання тесту на нормальність закону розподілу випадкових величин макромоделі

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.150526	2	0.9275
2	2.753563	2	0.2524
3	0.868123	2	0.6479
4	1.106087	2	0.5752
5	5.422158	2	0.0665
6	3.292836	2	0.1927
7	1.122507	2	0.5705
Joint	14.71580	14	0.3979

Джерело: авторські розрахунки

За результатами проведених тестів можна стверджувати, що оцінені параметри розробленої агрегованої макромоделі на основі системи симультативних рівнянь є найкращими лінійними незмі-

щеними, тобто BLUE-оцінками, випадкові величини макромоделі не корелюють між собою та відповідають нормальному закону розподілу. Отже, розроблену агреговану симультативну макромодель можна використовувати для подальших досліджень, зокрема для прогнозування значень ендогенних змінних, тестування гіпотез, проведення сценарного аналізу тощо.

Етап 6. Оцінка прогнозної якості макромоделі та проведення сценарного аналізу на її основі

Важливим етапом, а іноді й основною метою розробки макромоделей є проведення різноманітних сценаріїв економічного розвитку, або наслідків прийняття управлінських та регулювальних рішень за різних початкових умов, припущень і ризиків, а також розрахунки прогнозних значень макроекономічних показників. Для цього важливо, щоб модель достатньо точно відтворювала історичні дані, що є передумовою точності відтворення їх тенденцій у майбутньому. Відповідно, важливим етапом для оцінювання точності прогнозів є перевірка достовірності відтворення симультативною моделлю минулих тенденцій, зокрема спроможності моделі відтворювати точки перегину тощо.

Щоб створити модель у програмному пакеті EViews, необхідно обрати послідовність таких команд меню: **Proc/Make model/Solve**, у вікні, що відкриється, активувати опцію **Deterministic** як тип симуляції, а також обрати **Solution sample** (див. рис. 3.26). Зауважимо, що кількість спостережень, що зазначається в опції «**Solution sample**», зазвичай дещо менша за попередньо визначену кількість спостережень для моделювання, зокрема за рахунок використання у моделі лагових змінних та оператора різниць, які штучно зменшують вибірку. Аби визначити, яку все ж вибірку зазначати в цій опції, необхідно повернутися до результатів раніше оціненої системи симультативних рівнянь, де розмір скорегованої вибірки відображається у загальній інформації щодо оцінювання системи.

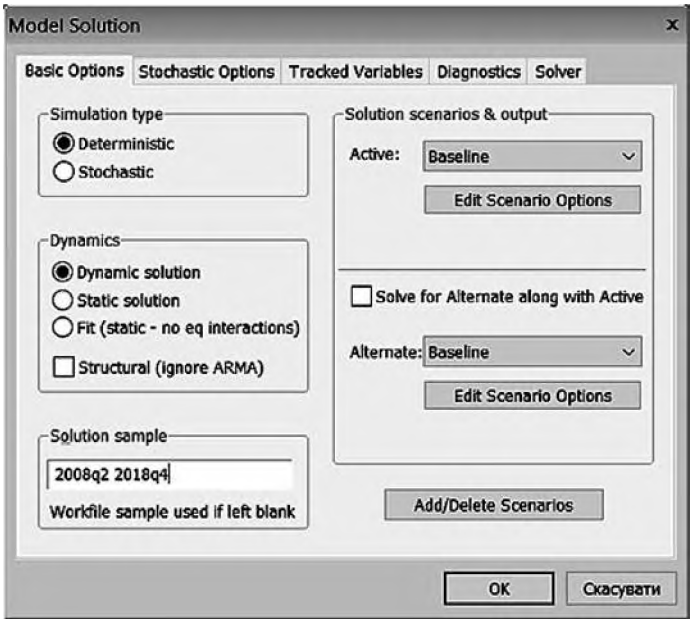


Рис. 3.26. Вікно задання опцій для прогнозування значень ендогенних змінних макромоделі

Джерело: авторські розрахунки

Наступним кроком є побудова графіків або таблиці з даними про відтворення моделлю реальних історичних даних. Для цього у програмному пакеті EViews необхідно обрати послідовність таких команд меню: **Proc/Make Graph** (або **Table**), у вікні, що відкриється, зазначити, що графіки необхідно вивести лише для ендогенних змінних (**Endogenous variables**), при використанні **Deterministic Solution** (див. рис. 3.27). Крім того, вказати, що порівнювати змодельовані (розраховані) дані потрібно з історичними (**Actuals**), а також вказати розмір вибірки.

Для оцінки точності відтворення значень ендогенних змінних моделлю рекомендується розрахувати хоча б один із критеріїв прогнозної якості, зокрема MAPE, RMSE, ME, MPE тощо. Щоб обрахувати MAPE (середню проценту похибку прогнозу) або будь-який інший

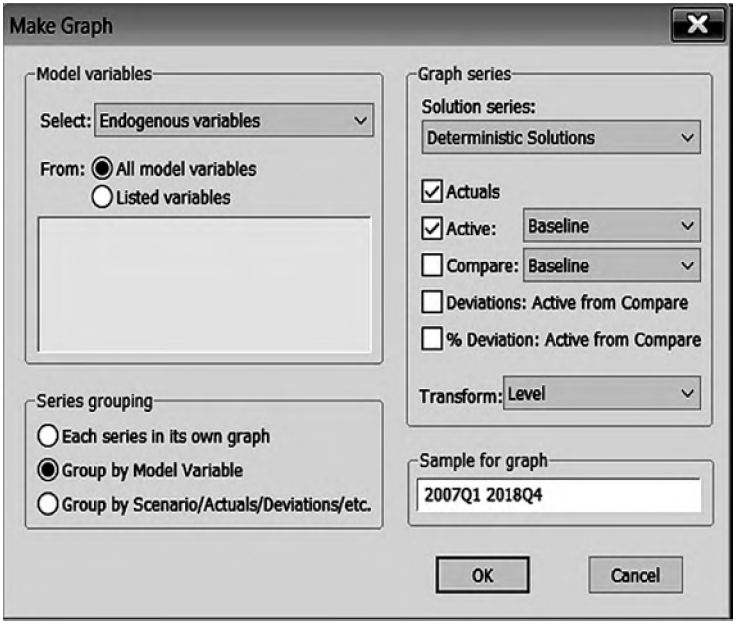


Рис. 3.27. Вікно задання опцій для графічного відтворення графіків реальних і розрахованих значень змінних макромоделі

Джерело: авторські розрахунки

критерій із метою визначення відхилення змодельованих (розрахованих) даних від реальних, необхідно в командному рядку (**Command**) у пакеті EViews ввести відповідну формулу для розрахунку заданого критерію прогнозної якості. Зауважимо, що порівняльний аналіз критеріїв прогнозної якості та формули щодо їх розрахунку наведено зокрема в [5; 9].

Для прикладу, на рис. 3.28 наведено команди для розрахунку критерію прогнозної якості MAPE для показника обмінного курсу в EViews (зрозуміло, що для всіх інших показників розрахунок MAPE буде аналогічним). У командному рядку (**Command**) в EViews потрібно ввести: **scalar mape_ex_rate=@mape(ex_rate, ex_rate_0).** Зауважимо, що ряд ex_rate_0 створюється програмою автоматично розрахункових (прогнозних) значень відповідних показників.

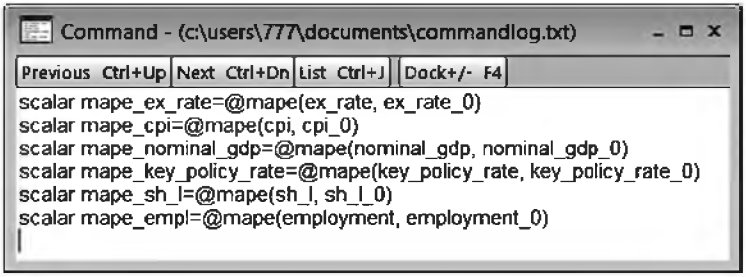


Рис. 3.28. Приклади команд для розрахунку показника MAPE для деяких ендогенних змінних розробленої макромоделі

Джерело: авторські розрахунки

На основі розробленої та протестованої симультативної макромоделі можна також тестувати різноманітні сценарії подальшого економічного розвитку. Прогнозування на базі розробленої системи симультативних рівнянь відбувається аналогічним чином, однак із незначними відмінностями. Прогнозуванню ендогенних змінних має передувати прогноз екзогенних змінних макромоделі, наприклад на основі побудови окремих ARIMA-моделей. Можна використовувати і трендові економетричні моделі тощо. Прогнозні значення екзогенних змінних можна також отримати з даних урядових джерел та дослідницьких інституцій. Зазначимо, що без попередньо спрогнозованих значень екзогенних змінних неможливо здійснити прогнозування ендогенних. Перед розробкою прогнозу вибірка моделі має бути розширена на величину прогнозного періоду послідовністю обрання таких команд у меню пакета EViews: (**Proc/Stucture/Resize current page**).

Зауважимо, що для побудови певного сценарію на основі розробленої макромоделі дослідник визначає певну комбінацію значень екзогенних змінних. Умовно екзогенні змінні моделі можна поділити на два типи – регульовані та чисті екзогенні, такі, що задаються як параметр та не передбачають змін. Водночас регульовані змінні можуть набувати різних значень, обмеженням є лише їхня економічна релевантність. Наприклад, припустимо, що ставка податку на прибуток, яка у макромоделі є екзогенною змінною, може знижуватись або підвищуватись залежно від сценарного аналізу впливу можливої

зміни її величини на загальні надходження до бюджету для оцінки різних варіантів податкового реформування тощо. В цьому випадку крайні значення такого показника, наприклад, нуль або 60–80 % є нереалістичними, тобто економічно не релевантними.

З метою демонстрації можливостей практичного застосування розробленої агрегованої симультативної макромоделі України розглянемо декілька сценаріїв із множини можливих, що можна проводити на її основі. Припустимо, для певних регулятивних органів важливим є розуміння того, як зміни грошового агрегату M0 або оплати праці впливають на рівень тінізації в Україні.

Відповідно, як приклад, розглянемо два сценарії із множини можливих:

Сценарій 1. Вплив на рівень тінізації економіки зростання середньої заробітної плати (за рахунок підвищення мінімальної) на 15 % з IV кварталу 2018 р. за інших рівних умов.

Сценарій 2. Вплив на рівень тінізації економіки зростання готівки в обігу (грошового агрегату M0) на 15 % з IV кварталу 2018 р. за інших рівних умов.

За припущенням, зростання готівки поза банками має супроводжуватись підвищенням рівня тінізації, оскільки неформальний сектор обслуговується більшою мірою готівковими розрахунками. Водночас, підвищення мінімальної та, як результат, середньої оплати праці має слугувати мотивацією отримувати офіційні доходи, а отже зростатиме зареєстрована зайнятість і знижуватиметься частка тіньового сектору.

Для того, аби оцінити (симулювати) зазначені два сценарії, потрібно спершу створити додаткові часові ряди, а саме згенерувати змінну WAGE_SCEN1 (середня заробітна плата за сценарієм 1) та M0_SCEN2 (готівка в обігу, агрегат MO за сценарієм 2), що можливо за допомогою меню **Object/Generate series**. У вікні, що відкриється, ввести WAGE_SCEN1=WAGE*1.15. Однак варто зауважити, що підвищення зарплати припускається лише останнього кварталу 2018 р., а отже за період від I кварталу 2007 р. до III кварталу 2018 р. повинні використовуватися історичні дані (їх можна легко скопіювати з уже наявного ряду WAGE). Аналогічно процедуру необхідно провести також для ряду M0.

Аби проаналізувати наслідки розвитку подій за сценарієм 1, у специфікації системи рівнянь змінну WAGE необхідно скрізь замінити на змінну WAGE_SCEN1, те саме потрібно зробити для змінної M0 при аналізі наслідків розвитку подій за сценарію 2.

Побудові сценарного аналізу передує розв'язання моделі за допомогою виконання послідовних команд меню **Proc/Make model/Solve.** У вікні, що відкриється, потрібно обрати тип симуляції **Stochastic**, а також активувати опцію **Bounds** (див. рис. 3.29). Крім того, **Solution sample** (вибірка) повинна зазначатися з урахуванням прогнозного періоду.

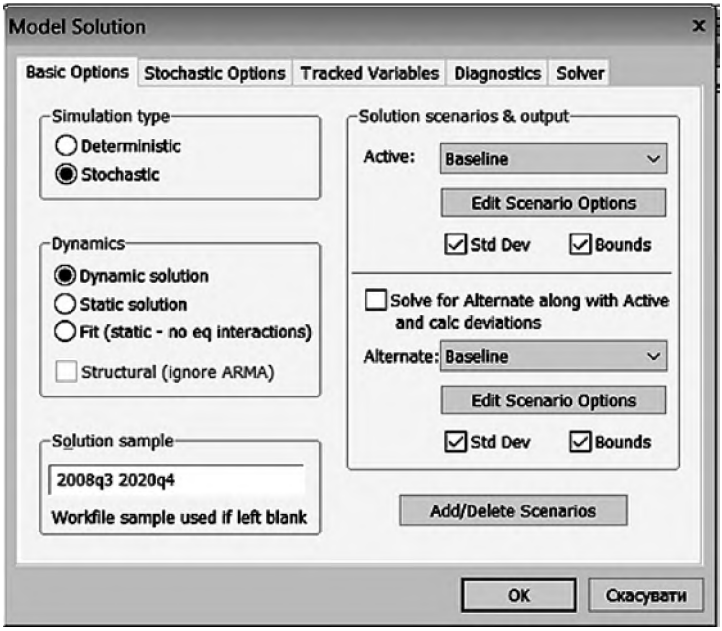


Рис. 3.29. Вікно задання опцій для проведення сценарного аналізу на основі оціненої макромоделі

Джерело: авторські розрахунки

Зауважимо, що оскільки сценарії тестують лише для однієї ендогенної змінної макромоделі, то у вікні **Model variables** потрібно вказати лише рівень тіньової економіки (**sh_e_s**). У полі **Solution series**

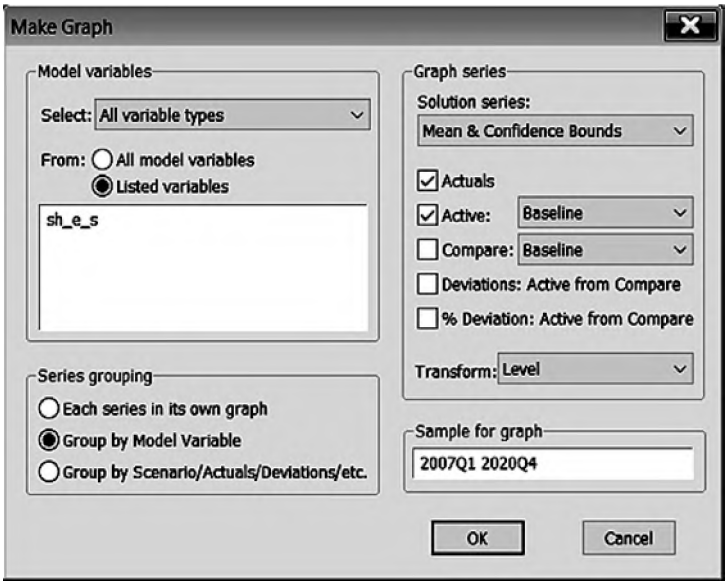


Рис. 3.30. Вікно для задання опцій для побудови графіка прогнозного рівня тіньової економіки за сценарію 1

Джерело: авторські розрахунки

зазвичай обирають **Mean&Confidence Bounds,** для виведення на графіку в програмному пакеті EViews інтервалів довіри для прогнозу (див. рис. 3.30).

Зважаючи на те, що тестують два сценарії, то процедуру переоцінки моделі та її розв'язання потрібно здійснити також і для другого сценарію, який передбачає зростання готівки поза банками. Перед тим як застосовувати наступний сценарій, важливо зберегти результати попереднього. Дані прогнозу для відповідної змінної зберігаються з назвою **«xxx_0m»**, у цьому випадку це – **«s_e_s_0m».** Отже, цей часовий ряд варто скопіювати та зберегти з іншою назвою, наприклад «**Scenario1».** Порівняти результати сценарного аналізу можна, вивівши всі три часові ряди на один графік, для цього часові ряди потрібно відкрити як групу (виділити їх та обрати опцію **Open/ as group**).

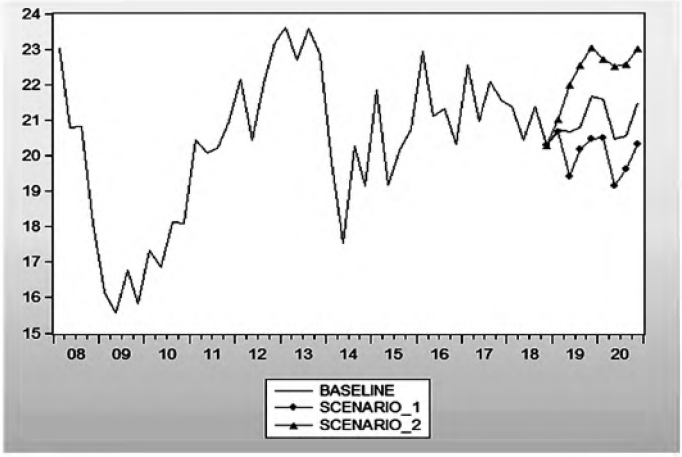


Рис. 3.31. Прогноз рівня тіньової економіки за сценаріїв 1 (Scenario 1) і 2 (Scenario 2) у порівнянні з базовим (Baseline)

Джерело: авторські розрахунки

На рис. 3.31 зображено рівень тіньової економіки за трьох сценаріїв: базового, коли припускають, що тенденції минулого зберігатимуться у майбутньому для всіх змінних макромоделі, а також за умов сценаріїв 1 і 2, тобто за умов зростання заробітних плат або збільшення готівки в обігу за припущення, що для всіх інших змінних тенденції минулого зберігатимуться у майбутньому, тобто за інших рівних умов. Проведення сценарного аналізу показало, що за підвищення оплати праці на визначену в сценарії 1 величину відбувається зниження рівня тінізації, а зростання грошового агрегату М0, навпаки, зумовлює розширення тіньової діяльності. Таком чином, у результаті тестування можливих варіантів розвитку подій (сценаріїв) гіпотези дослідження підтверджуються.

Зауважимо, що розроблена агрегована симультативна макромодель України може бути використана для тестування різних сценаріїв майбутнього розвитку подій, порівняння теоретичних концепцій із реальними тенденціями, оцінки сили впливу одних показників тощо. Крім того, її можна розширювати шляхом додавання тотожностей та нових рівнянь із метою більш детального відтворення взаємозв'язків, що притаманні економічній системі України.

Висновки

Одним із найважливіших стратегічних завдань щодо забезпечення економічного зростання та фінансової стабільності української держави є пошук ефективних механізмів подолання корупції, детінізації української економіки, зменшення дії дестабілізаційних факторів на ринку праці, а також інших зовнішніх та внутрішніх ризиків. Відповідно, потрібен пошук ефективних регуляторних заходів для впливу на такі основні економічні показники – індикатори макроекономічної та фінансової стабільності держави, як ВВП, рівень зайнятості, інфляція, що неможливо без застосування економіко-математичних методів і моделей, зокрема макромоделей української економіки різного рівня агрегації. При цьому саме побудова макромоделей різного рівня складності, які дають змогу враховувати особливості економічних умов України, є тим важливим інструментарієм, який допомагає вирішити різноманітне коло наукових і практичних проблем, що виникають на практиці. До цього інструментарію належить і клас макромоделей, що будуються на концепції симультативних систем рівнянь і, незважаючи на появу нових підходів, не втратили своєї актуальності до сьогодні.

Розроблена агрегована макромодель України на основі системи симультативних рівнянь є доволі компактною та відображає взаємозв'язки між основними макроекономічними індикаторами, зокрема, обмінним курсом, зайнятістю, інфляцією, обсягами ВВП, обліковою ставкою, попитом на робочу силу та рівнем тінізації української економіки. Макромодель вигідно відрізняється від вже існуючих аналогів за рахунок наявного рівняння тіньового сектору та можливого аналізу впливу на його рівень різних регуляторних рішень. Загалом основною метою її розробки є ілюстрація етапів проведення експрес-діагностування значущості основних взаємозв'язків між ключовими макроекономічними індикаторами української економіки з урахуванням рівня тінізації економіки; тестування коректності

різних теоретичних припущень та гіпотез на основі реальних даних, їх зіставлення з наявними економічними трендами; проведення сценарного аналізу впливу різноманітних регуляторних рішень на економічне зростання та фінансову стабільність, а також розробка прогнозів в умовах обмеженості статистичної інформації.

Аналіз прогнозної якості розробленої макромоделі засвідчив, що вона реплікує реальні історичні тенденції досить точно, а аналіз порівняльних графіків відтворення моделлю даних та фактичних часових рядів показав, що система рівнянь здатна згенерувати ключову тенденцію розвитку для основних показників і відтворити майже всі поворотні точки. Крім того, основні теоретичні концепції, що лягли в основу побудови макроекономічної моделі, здебільшого підтверджуються. Наприклад, результати моделювання свідчать про прямий зв'язок між індексом споживчих цін та обмінним курсом з обліковою ставкою: підвищення цін зумовлює зростання ключової ставки та, як результат, зміцнення національної валюти. Зростання тіньового сектору та готівки в обігу є синхронним, що пов'язано з неконтрольованими операціями, які обслуговуються готівковими розрахунками. Пониження місця України в рейтингах легкості ведення бізнесу та сприйняття корупції призводить до збільшення рівня тіньової економіки, оскільки макроекономічні умови не є сприятливими для прозорої економічної діяльності. Водночас, цікавим є отримання оберненого зв'язку між тінізацією та попитом на робочу силу, що може пояснюватися відносною незмінністю рівня тіньового сектору протягом періоду дослідження, а також незначним впливом на нього кількості вакансій на ринку праці, оскільки причинами тіньової діяльності є більшою мірою корумпованість, бюрократизація, складність адміністрування податків та інші. Існування прямого зв'язку між зайнятістю та інфляцію підтверджує стійку залежність кількості працевлаштованих від оплати та умов праці.

Крім того, розроблена макромодель є компактною та функціональною, не вимагає для своєї практичної реалізації значної статистичної бази, що значно підвищує її ілюстративну цінність та застосування в навчальному процесі, а також відкриває широкий простір студентам, аспірантам, науковцям і фахівцям для подальших креативних пошуків, ускладнення та модифікації розробленої базової версії макромоделі та варіантів її практичного застосування.

Список використаних джерел

1. Дадашова П. А. Моделювання монетарного сектора України на основі динамічної системи симультативних рівнянь / П. А. Дадашова // Наукові записки НаУКМА. Економічні науки. Том 1. Випуск 1. – 2016. – С. 54–61.
2. Загальні тенденції тіньової економіки в Україні в І півріччі 2018 року / Міністерство економічного розвитку і торгівлі України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: http://www.me.gov.ua.
3. Інфляційний звіт. Вставка 3. Опитування підприємств: кадровий голод і високий попит на працівників у 2018 році були зумовлені зростанням економіки [Електронний ресурс]. – Режим доступу: https://bank.gov.ua/admin_uploads/article/IR_2019_Q2.pdf?v=4.
4. Козьменко С. Формування експліцитного правила монетарної політики для національної економіки / С. Козьменко, Т. Савченко // Вісник НБУ. – 2013. – № 4. – С. 54–61.
5. Лук'яненко І. Сучасні економетричні методи у фінансах : навчальний посібник / І. Лук'яненко, Ю. Городніченко. – Київ : Літера ЛТД, 2002. – 352 с.
6. Лук'яненко І. Г. Динамічні макроеконометричні моделі. Новий концептуальний підхід : монографія / І. Г. Лук'яненко. – Київ : Видавничий дім «КМ Академія», 2003. – 50 с.
7. Ніколайчук С. Використання макроекономічних моделей для монетарної політики в Україні / С. Ніколайчук, Ю. Шоломицький // Вісник НБУ. – 2015. – № 233. – С. 58–69.
8. Ніколайчук С. Прийняття рішень з монетарної політики в НБУ. Практичні аспекти формулювання та реалізації монетарної політики в НБУ [Електронний ресурс] / С. Ніколайчук. – Режим доступу: bank.gov.ua/doccatalog/document?id=39476461.
9. Султан К. Методологічні аспекти розробки та практичного застосування макроекономічних моделей (на прикладі України) / К. Султан, І. Лук'яненко, Ю. Городніченко. – Київ : Видавничий дім «КМ Academia», 2000. – 204 с.

10. Офіційний сайт Державного комітету статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: www.ukrstat.gov.ua.
11. Офіційний сайт Національного банку України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: http://www.bank.gov.ua.
12. Україна: Лист про наміри. Меморандум про економічну і фінансову політику [Електронний ресурс]. – Режим доступу: https://bank.gov.ua/doccatalog/document?id=85566237.
13. Adolfson M. Ramses II – Model Description / M. Adolfson, S. Laseen, L. Christiano // Sveriges Riksbank, Occasional paper series. – 2013. – No. 12. – 122 p.
14. Ball L. Policy Rules for Open Economies / L. Ball // Taylor John B. (Ed.) Monetary Policy Rules. – University of Chicago Press, 1999. – P. 127–155.
15. Burgess S. The Bank of England's forecasting platform: COMPASS, MAPS, EASE and the suite of models / S. Burgess, E. Fernandez-Corugedo, C. Groth // Appendices to Bank of England Working Paper. – 2013. – No. 471. – 79 p.
16. Clarida R. Monetary policy rules in practice: Some international evidence / R. Clarida, J. Gali, M. Gertler // European Economic Review. – 1998. – Vol. 42. – 47 p.
17. Dorich J. ToTEM II: An Updated Version of the Bank of Canada's Quarterly Projection Model / J. Dorich, M. Johnston, R. Mendes, S. Murchison // Bank of Canada Technical Report. – 2013. – No. 100. – 88 p.
18. Faryna O. Nonlinear Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Ukraine / O. Faryna. – Kyiv, 2016. – P. 30–42.
19. Gronicki M. Macroeconomic model for Ukraine / M. Gronicki, K. Pietka. – Warsaw : Center for Social and Economic Research, 1999. – 52 s.
20. Harrison R. The Bank of England Quarterly Model / R. Harrison, K. Nikolov, M. Quinn, G. Ramsay, A. Scott. – Bank of England, 2005. – 255 p.
21. Roger S. Macrofinancial Modeling at Central Banks: Recent Developments and Future Directions / S. Roger, J. Vlcek // International Monetary Fund Working Paper. – 2012. – No. 12/21. – 39 p.

Додатки

Додаток А

Таблиця А1

Перелік змінних макроекономічної моделі

№	Назва	Вимір	Змінна	Статус
1	SH_E	%	Рівень тіньової економіки	Ендогенна
2	LOAN_R	%	Ставка за кредитами	Екзогенна
3	M0	млн грн	Грошовий агрегат М0	Екзогенна
4	CORR	–	Індекс сприйняття корупції	Екзогенна
5	BUSINESS	–	Індекс легкості ведення бізнесу	Екзогенна
6	GDP	млн грн	ВВП	Ендогенна
7	CPI	%	ІСЦ	Ендогенна
8	NX	млн грн	Чистий експорт товарів і послуг	Ендогенна
9	F_DEBT/GDP	–	Відношення боргу до ВВП	Екзогенна
10	ER	грн/дол.	Обмінний курс	Екзогенна
11	COVERAGE	млн грн	Покриття міжнародними резервами імпорту	Екзогенна
12	KEY_RATE	п. п.	Облікова ставка	Ендогенна
13	GDP_GAP	млн грн	Розрив ВВП	Екзогенна
14	RE_G_W_PI	%	Індекс цін на паливо, газ і нерухомість	Екзогенна
15	EMPL	тис. осіб	Зайнятість	Ендогенна
16	WAGE	грн	Середня заробітна плата	Екзогенна
17	WAGE_D	млн грн	Заборгованість з оплати праці	Екзогенна
18	FOND	млн грн	Фонд оплати праці	Екзогенна
19	W_PLACES	тис. осіб	Попит на працівників	Ендогенна
20	ZTO/GDP	–	Відношення зовнішньоторговельного обороту до ВВП	Екзогенна

Додаток Б
Тестування на дотримання класичних припущень рівняння ВВП

Таблиця Б1

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.302756	Prob. F(20,21)	0.9951
Obs*R-squared	9.399897	Prob. Chi-Square(20)	0.9778
Scaled explained SS	10.64049	Prob. Chi-Square(20)	0.9550

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:00
Sample: 2008Q3 2018Q4
Included observations: 42

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.88E+11	2.34E+12	-0.337465	0.7391
NET_EXPORT^2	-0.837280	3.187624	-0.262666	0.7954
NET_EXPORT*LOG(SH_E_S(-3))	-325937.6	1924045.	-0.169402	0.8671
NET_EXPORT*CPI	-16562.36	29766.86	-0.556403	0.5838
NET_EXPORT*D(LOG(EMPL(-1)))	-4043072.	11914847	-0.339331	0.7377
NET_EXPORT*LOAN_R(-6)	74378.41	114228.6	0.651136	0.5220
NET_EXPORT	-121422.3	5459141.	-0.022242	0.9825
LOG(SH_E_S(-3))^2	-7.27E+10	2.33E+11	-0.312443	0.7578
LOG(SH_E_S(-3))*CPI	5.19E+08	2.39E+09	0.216771	0.8305
LOG(SH_E_S(-3))*D(LOG(EMPL(-1)))	1.34E+11	2.43E+12	0.055257	0.9565
LOG(SH_E_S(-3))*LOAN_R(-6)	-4.41E+09	2.03E+10	-0.217139	0.8302
LOG(SH_E_S(-3))	4.96E+11	1.41E+12	0.352056	0.7283
CPI^2	-6117178.	15664059	-0.390523	0.7001
CPI*D(LOG(EMPL(-1)))	3.44E+08	1.50E+10	0.022848	0.9820
CPI*LOAN_R(-6)	33053584	2.56E+08	0.128946	0.8986
CPI	-1.92E+09	7.22E+09	-0.266499	0.7925
D(LOG(EMPL(-1)))^2	-4.56E+11	5.27E+12	-0.086521	0.9319
D(LOG(EMPL(-1)))*LOAN_R(-6)	5.39E+09	9.18E+10	0.058757	0.9537
D(LOG(EMPL(-1)))	-6.79E+11	7.74E+12	-0.087677	0.9310
LOAN_R(-6)^2	1.15E+08	7.32E+08	0.157237	0.8766
LOAN_R(-6)	8.81E+09	7.89E+10	0.111724	0.9121

R-squared	0.223807	Mean dependent var	5.61E+09
Adjusted R-squared	-0.515424	S.D. dependent var	9.97E+09
S.E. of regression	1.23E+10	Akaike info criterion	49.60542
Sum squared resid	3.16E+21	Schwarz criterion	50.47425
Log likelihood	-1020.714	Hannan-Quinn criter.	49.92388
F-statistic	0.302756	Durbin-Watson stat	2.183815
Prob(F-statistic)	0.995109		

Таблиця Б2

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.456487	Prob. F(12,24)	0.2087
Obs*R-squared	17.69787	Prob. Chi-Square(12)	0.1252

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:04
Sample: 2008Q3 2018Q4
Included observations: 42
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-285753.1	498841.4	-0.572834	0.5721
NET_EXPORT	1.303325	1.119685	1.164010	0.2559
LOG(SH_E_S(-3))	88849.44	137634.1	0.645548	0.5247
CPI	81.58879	1137.429	0.071731	0.9434
D(LOG(EMPL(-1)))	-753917.2	1089541.	-0.691959	0.4956
LOAN_R(-6)	3554.958	10109.70	0.351638	0.7282
RESID(-1)	0.203827	0.272282	0.748588	0.4614
RESID(-2)	0.101469	0.214494	0.473061	0.6404
RESID(-3)	-0.117993	0.221482	-0.532741	0.5991
RESID(-4)	0.009501	0.273004	0.034800	0.9725
RESID(-5)	-0.037694	0.267004	-0.141176	0.8889
RESID(-6)	0.103605	0.225810	0.458815	0.6505
RESID(-7)	0.182165	0.238375	0.764192	0.4522
RESID(-8)	0.190254	0.287389	0.662008	0.5143
RESID(-9)	0.254497	0.299529	0.849655	0.4039
RESID(-10)	0.311267	0.211335	1.472858	0.1538
RESID(-11)	-0.704479	0.355385	-1.982301	0.0590
RESID(-12)	0.692381	0.295054	2.346626	0.0275

R-squared	0.421378	Mean dependent var	1.41E-10
Adjusted R-squared	0.011520	S.D. dependent var	75804.92
S.E. of regression	75367.01	Akaike info criterion	25.59565
Sum squared resid	1.36E+11	Schwarz criterion	26.34037
Log likelihood	-519.5087	Hannan-Quinn criter.	25.86862
F-statistic	1.028108	Durbin-Watson stat	1.960932
Prob(F-statistic)	0.465410		

Таблиця Б3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння ВВП

Ramsey RESET Test
Equation: GDP_EQ_FINAL_LAST
Specification: (GDP) C (NET_EXPORT(-)) (LOG(SH_E_S(-3))) (CPI)
D(LOG(EMPL(-1))) (LOAN_R(-6))
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 6

	Value	df	Probability
F-statistic	1.875540	(5, 31)	0.1273
Likelihood ratio	11.10020	5	0.0494

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	5.47E+10	5	1.09E+10
Restricted SSR	2.36E+11	36	6.54E+09
Unrestricted SSR	1.81E+11	31	5.83E+09
Unrestricted SSR	1.81E+11	31	5.83E+09

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-530.9979	36
Unrestricted LogL	-525.4478	31

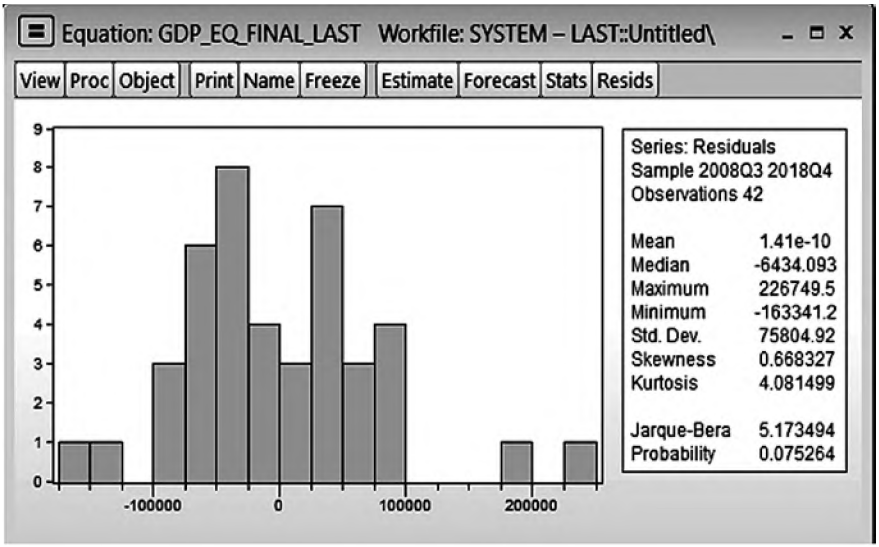
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:05
Sample: 2008Q3 2018Q4
Included observations: 42

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15651393	32808450	0.477054	0.6367
NET_EXPORT	111.9575	232.0533	0.482464	0.6329
LOG(SH_E_S(-3))	-3947919.	8338618.	-0.473450	0.6392
CPI	-72497.07	151716.8	-0.477845	0.6361
D(LOG(EMPL(-1)))	21073210	42014013	0.501576	0.6195
LOAN_R(-6)	-342020.8	704665.8	-0.485366	0.6308
FITTED^2	9.96E-05	0.000172	0.578747	0.5669
FITTED^3	-3.09E-10	4.68E-10	-0.659058	0.5147
FITTED^4	4.94E-16	6.73E-16	0.734719	0.4680
FITTED^5	-3.87E-22	4.86E-22	-0.795949	0.4321
FITTED^6	1.17E-28	1.39E-28	0.840942	0.4068

R-squared	0.909629	Mean dependent var	456595.5
Adjusted R-squared	0.880477	S.D. dependent var	220949.6
S.E. of regression	76386.84	Akaike info criterion	25.54514
Sum squared resid	1.81E+11	Schwarz criterion	26.00024
Log likelihood	-525.4478	Hannan-Quinn criter.	25.71195
F-statistic	31.20309	Durbin-Watson stat	1.568851
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця Б4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння ВВП



Додаток В

Тестування на дотримання класичних припущень рівняння індексу споживчих цін

Таблиця В1

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.370861	Prob. F(12,18)	0.2647
Obs*R-squared	17.66782	Prob. Chi-Square(12)	0.1262

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:07
Sample: 2009Q3 2018Q3
Included observations: 37
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.993905	8.887218	-1.012005	0.3249
CPI(1)	-0.031561	0.103609	-0.304615	0.7642
LOG(KEY_RATE(-6))	2.993597	6.046804	0.495071	0.6265
LOG(ER(-3))	0.903889	4.289029	0.210744	0.8355
RE_G_W_PI	-0.006829	0.029133	-0.234422	0.8173
LOG(COVERAGE)	1.374672	4.500926	0.305420	0.7636
GDP_GAP(-10)	0.461621	0.296787	1.555396	0.1373
RESID(-1)	-0.355319	0.232405	-1.528876	0.1437
RESID(-2)	-0.733048	0.285233	-2.569996	0.0193
RESID(-3)	-0.650668	0.319567	-2.036096	0.0567
RESID(-4)	-0.571673	0.386624	-1.478629	0.1565
RESID(-5)	-0.727888	0.362721	-2.006747	0.0600
RESID(-6)	-0.387617	0.388517	-0.997683	0.3317
RESID(-7)	-0.228711	0.397766	-0.574989	0.5724
RESID(-8)	-0.047436	0.376701	-0.125925	0.9012
RESID(-9)	0.061971	0.381292	0.162530	0.8727
RESID(-10)	-0.146601	0.397235	-0.369053	0.7164
RESID(-11)	-0.426210	0.390889	-1.090362	0.2899
RESID(-12)	-0.377424	0.416871	-0.905374	0.3772

R-squared	0.477509	Mean dependent var	7.39E-15
Adjusted R-squared	-0.044983	S.D. dependent var	3.430251
S.E. of regression	3.506553	Akaike info criterion	5.653625
Sum squared resid	221.3264	Schwarz criterion	6.480853
Log likelihood	-85.59206	Hannan-Quinn criter.	5.945262
F-statistic	0.913908	Durbin-Watson stat	2.060550
Prob(F-statistic)	0.574683		

Таблиця В2

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.906285	Prob. F(27,9)	0.1562
Obs*R-squared	31.49311	Prob. Chi-Square(27)	0.2514
Scaled explained SS	29.59587	Prob. Chi-Square(27)	0.3326

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:06
Sample: 2009Q3 2018Q3
Included observations: 37

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-939.0810	1427.449	-0.657874	0.5271
CPI(1)^2	0.139552	0.083973	1.661864	0.1309
CPI(1)*LOG(KEY_RATE(-6))	7.225962	5.798165	1.246250	0.2441
CPI(1)*LOG(ER(-3))	-14.41981	7.715223	-1.869008	0.0944
CPI(1)*RE_G_W_PI	-0.044386	0.068567	-0.647341	0.5336
CPI(1)*LOG(COVERAGE)	1.588763	3.856925	0.411925	0.6900
CPI(1)*GDP_GAP(-10)	-0.001046	0.644298	-0.001624	0.9987
CPI(1)	11.07581	16.06875	0.689276	0.5080
LOG(KEY_RATE(-6))^2	-95.60869	184.4603	-0.518316	0.6167
LOG(KEY_RATE(-6))*LOG(ER(-3))	202.3340	330.6601	0.611909	0.5557
LOG(KEY_RATE(-6))*RE_G_W_PI	-1.735954	1.924959	-0.901813	0.3907
LOG(KEY_RATE(-6))*LOG(COVERAGE)	3.119899	365.0345	0.008547	0.9934
LOG(KEY_RATE(-6))*GDP_GAP(-10)	6.031574	13.79924	0.437095	0.6723
LOG(KEY_RATE(-6))	-96.70118	731.2242	-0.132246	0.8977
LOG(ER(-3))^2	-194.2445	152.6310	-1.272641	0.2350
LOG(ER(-3))*RE_G_W_PI	0.395554	2.577167	0.153484	0.8814
LOG(ER(-3))*LOG(COVERAGE)	-37.32924	197.0455	-0.189445	0.8539
LOG(ER(-3))*GDP_GAP(-10)	-0.496226	6.395835	-0.077586	0.9399
LOG(ER(-3))	737.1296	704.9685	1.045621	0.3230
RE_G_W_PI^2	0.020668	0.036796	0.561708	0.5880
RE_G_W_PI*LOG(COVERAGE)	0.526041	3.672799	0.143226	0.8893
RE_G_W_PI*GDP_GAP(-10)	-0.532607	0.412368	-1.291581	0.2287
RE_G_W_PI	2.587932	7.833057	0.330386	0.7487
LOG(COVERAGE)^2	20.82841	132.5098	0.157184	0.8786
LOG(COVERAGE)*GDP_GAP(-10)	-1.182175	8.925542	-0.132449	0.8975
LOG(COVERAGE)	48.46629	311.6198	0.155530	0.8798
GDP_GAP(-10)^2	-0.217117	0.200282	-1.084055	0.3065
GDP_GAP(-10)	-8.419550	28.29275	-0.297587	0.7728

R-squared	0.851165	Mean dependent var	11.44860
Adjusted R-squared	0.404661	S.D. dependent var	19.62481
S.E. of regression	15.14216	Akaike info criterion	8.372662
Sum squared resid	2063.564	Schwarz criterion	9.591735
Log likelihood	-126.8943	Hannan-Quinn criter.	8.802443
F-statistic	1.906285	Durbin-Watson stat	2.386893
Prob(F-statistic)	0.156249		

Таблиця В3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння індексу споживчих цін (інфляції)

Ramsey RESET Test
Equation: INFLATION_FINAL_LAST
Specification: CPI C CPI(1) LOG(KEY_RATE(-6)) (LOG(ER(-3)))
RE_G_W_PI LOG(COVERAGE(-)) GDP_GAP(-10)
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 5

	Value	df	Probability
F-statistic	1.600960	(4, 26)	0.2039
Likelihood ratio	8.146677	4	0.0864

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	83.71405	4	20.92851
Restricted SSR	423.5983	30	14.11994
Unrestricted SSR	339.8843	26	13.07247
Unrestricted SSR	339.8843	26	13.07247

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-97.60128	30
Unrestricted LogL	-93.52794	26

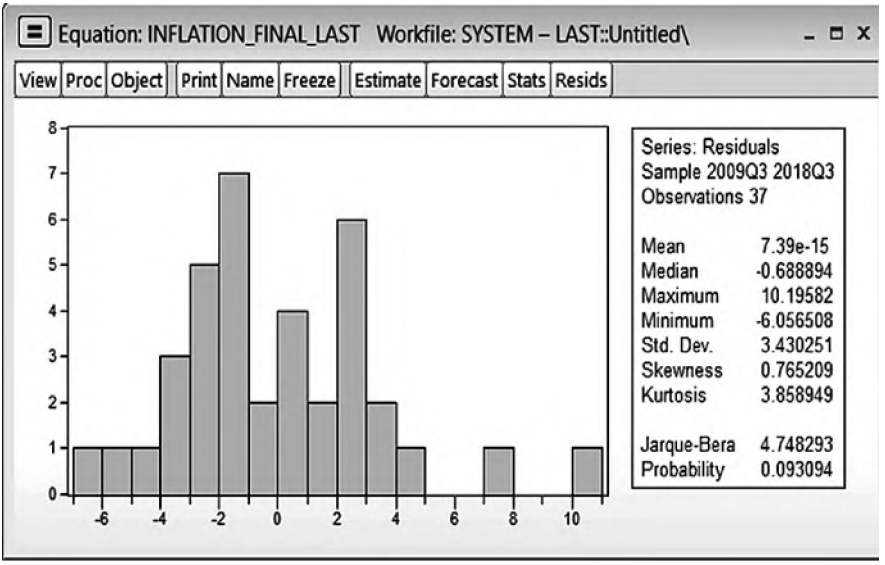
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: CPI
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:08
Sample: 2009Q3 2018Q3
Included observations: 37

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-17.90110	7.425963	-2.410610	0.0233
CPI(1)	0.394351	0.316111	1.247507	0.2233
LOG(KEY_RATE(-6))	-3.035944	6.057011	-0.501228	0.6204
LOG(ER(-3))	5.935448	5.123357	1.158508	0.2572
RE_G_W_PI	0.052461	0.078184	0.670994	0.5081
LOG(COVERAGE)	11.24995	5.688698	1.977596	0.0587
GDP_GAP(-10)	-0.035857	0.172019	-0.208447	0.8365
FITTED^2	-0.027712	0.074536	-0.371795	0.7131
FITTED^3	0.004102	0.004897	0.837564	0.4099
FITTED^4	-0.000113	0.000124	-0.912692	0.3698
FITTED^5	9.13E-07	1.03E-06	0.886507	0.3835

R-squared	0.954688	Mean dependent var	13.28919
Adjusted R-squared	0.937261	S.D. dependent var	14.43477
S.E. of regression	3.615588	Akaike info criterion	5.650159
Sum squared resid	339.8843	Schwarz criterion	6.129081
Log likelihood	-93.52794	Hannan-Quinn criter.	5.819001
F-statistic	54.78054	Durbin-Watson stat	2.042116
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця В4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння індексу споживчих цін (інфляції)



Додаток Г

Тестування на дотримання класичних припущень рівняння облікової ставки

Таблиця Г1

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.717257	Prob. F(19,23)	0.1083
Obs*R-squared	25.22114	Prob. Chi-Square(19)	0.1534
Scaled explained SS	31.66840	Prob. Chi-Square(19)	0.0340

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:09
Sample: 2008Q2 2018Q4
Included observations: 43
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.168716	0.128298	-1.315033	0.2015
LOG(KEY_RATE(-1))^2	-0.028837	0.022092	-1.305312	0.2047
LOG(KEY_RATE(-1))*D(CPI)	-0.000493	0.002155	-0.228914	0.8210
LOG(KEY_RATE(-1))*D(GDP_GAP(-4))	-0.005001	0.005954	-0.839944	0.4096
LOG(KEY_RATE(-1))*D(LOG(ER))	-0.201804	0.153642	-1.313466	0.2020
LOG(KEY_RATE(-1))*DUMMY1	0.043270	0.030485	1.419378	0.1692
LOG(KEY_RATE(-1))	0.143608	0.107637	1.334190	0.1952
D(CPI)^2	6.58E-05	7.03E-05	0.936393	0.3588
D(CPI)*D(GDP_GAP(-4))	0.000352	0.000650	0.541873	0.5931
D(CPI)*D(LOG(ER))	-0.012804	0.012176	-1.051603	0.3039
D(CPI)*DUMMY1	0.002392	0.001696	1.410639	0.1717
D(CPI)	0.002815	0.005589	0.503646	0.6193
D(GDP_GAP(-4))^2	-0.000122	0.000268	-0.456906	0.6520
D(GDP_GAP(-4))*D(LOG(ER))	-0.017081	0.031513	-0.542032	0.5930
D(GDP_GAP(-4))*DUMMY1	0.000292	0.007640	0.038275	0.9698
D(GDP_GAP(-4))	0.011720	0.013346	0.878137	0.3890
D(LOG(ER))^2	0.365788	0.552590	0.661952	0.5146
D(LOG(ER))*DUMMY1	-0.041477	0.174433	-0.237783	0.8142
D(LOG(ER))	0.421514	0.339216	1.242615	0.2265
DUMMY1^2	-0.116914	0.083217	-1.404921	0.1734

R-squared	0.586538	Mean dependent var	0.006886
Adjusted R-squared	0.244983	S.D. dependent var	0.012832
S.E. of regression	0.011150	Akaike info criterion	-5.850175
Sum squared resid	0.002860	Schwarz criterion	-5.031012
Log likelihood	145.7788	Hannan-Quinn criter.	-5.548093
F-statistic	1.717257	Durbin-Watson stat	1.784169
Prob(F-statistic)	0.108265		

Таблиця Г2

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.585484	Prob. F(12,25)	0.8332
Obs*R-squared	9.433324	Prob. Chi-Square(12)	0.6655

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:09
Sample: 2008Q2 2018Q4
Included observations: 43
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.101902	0.123510	-0.825049	0.4171
LOG(KEY_RATE(-1))	0.043877	0.053929	0.813606	0.4236
D(CPI)	-0.001517	0.003743	-0.405143	0.6888
D(GDP_GAP(-4))	-0.003580	0.007596	-0.471351	0.6415
D(LOG(ER))	0.042652	0.250102	0.170539	0.8660
DUMMY1	-0.030577	0.058131	-0.526009	0.6035
RESID(-1)	-0.124827	0.220919	-0.565035	0.5771
RESID(-2)	-0.193809	0.264742	-0.732066	0.4709
RESID(-3)	-0.226787	0.262746	-0.863142	0.3963
RESID(-4)	-0.073836	0.233270	-0.316525	0.7542
RESID(-5)	-0.358137	0.233655	-1.532763	0.1379
RESID(-6)	-0.364452	0.256640	-1.420090	0.1679
RESID(-7)	-0.190754	0.238773	-0.798891	0.4319
RESID(-8)	-0.254281	0.216887	-1.172408	0.2521
RESID(-9)	-0.188828	0.220621	-0.855893	0.4002
RESID(-10)	0.085450	0.223852	0.381725	0.7059
RESID(-11)	0.012154	0.232544	0.052266	0.9587
RESID(-12)	-0.027359	0.222288	-0.123080	0.9030

R-squared	0.219380	Mean dependent var	-2.03E-16
Adjusted R-squared	-0.311442	S.D. dependent var	0.083966
S.E. of regression	0.096156	Akaike info criterion	-1.550801
Sum squared resid	0.231150	Schwarz criterion	-0.813554
Log likelihood	51.34222	Hannan-Quinn criter.	-1.278927
F-statistic	0.413283	Durbin-Watson stat	1.828145
Prob(F-statistic)	0.968249		

Таблиця Г3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння облікової ставки

Ramsey RESET Test
Equation: KEY_P_RATE_FINAL_LAST
Specification: LOG(KEY_RATE) C LOG(KEY_RATE(-1)) D(CPI())
D(GDP_GAP(-4)) D(LOG(ER())) DUMMY1
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 6

	Value	df	Probability
F-statistic	1.256745	(5, 32)	0.3065
Likelihood ratio	7.709423	5	0.1730

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.048602	5	0.009720
Restricted SSR	0.296111	37	0.008003
Unrestricted SSR	0.247509	32	0.007735
Unrestricted SSR	0.247509	32	0.007735

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	46.01740	37
Unrestricted LogL	49.87211	32

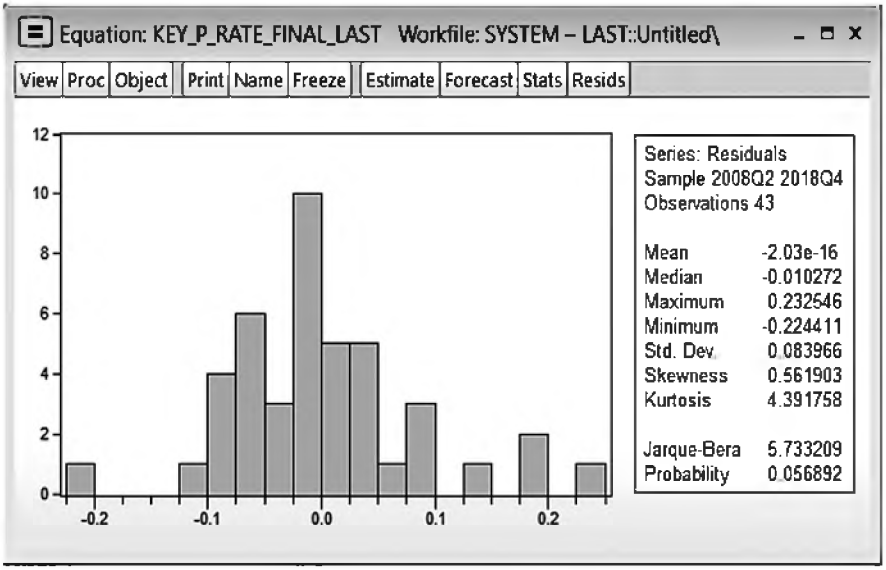
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: LOG(KEY_RATE)
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:10
Sample: 2008Q2 2018Q4
Included observations: 43

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-653.7303	914.9812	-0.714474	0.4801
LOG(KEY_RATE(-1))	2843.915	4048.263	0.702502	0.4874
D(CPI)	21.90533	31.18323	0.702471	0.4875
D(GDP_GAP(-4))	-28.21058	40.16130	-0.702432	0.4875
D(LOG(ER))	1248.884	1777.745	0.702510	0.4874
DUMMY1	567.1384	807.2297	0.702574	0.4874
FITTED^2	-3143.721	4515.801	-0.696160	0.4914
FITTED^3	1652.937	2395.814	0.689927	0.4952
FITTED^4	-485.2880	710.2381	-0.683275	0.4994
FITTED^5	75.40301	111.5594	0.675900	0.5040
FITTED^6	-4.842594	7.254473	-0.667532	0.5092

R-squared	0.964916	Mean dependent var	2.436492
Adjusted R-squared	0.953952	S.D. dependent var	0.409840
S.E. of regression	0.087947	Akaike info criterion	-1.808005
Sum squared resid	0.247509	Schwarz criterion	-1.357465
Log likelihood	49.87211	Hannan-Quinn criter.	-1.641860
F-statistic	88.00896	Durbin-Watson stat	1.959040
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця Г4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння облікової ставки



Додаток Д

Тестування на дотримання класичних припущень рівняння рівня тіньової економіки

Таблиця Д1

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.175521	Prob. F(18,22)	0.3553
Obs*R-squared	20.10072	Prob. Chi-Square(18)	0.3272
Scaled explained SS	16.80536	Prob. Chi-Square(18)	0.5365

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:11
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5040.607	5890.515	0.855716	0.4014
LOG(WORK_PLACES(-4))^2	-1.889876	4.369626	-0.432503	0.6696
LOG(WORK_PLACES(-4))*LOG(BUSINESS(-1))	-29.94677	19.50029	-1.535709	0.1389
LOG(WORK_PLACES(-4))*LOG(ZTO_GDP(-3))	-32.79560	22.13344	-1.481722	0.1526
LOG(WORK_PLACES(-4))*LOG(EMPL(-7))	141.4964	159.9606	0.884570	0.3860
LOG(WORK_PLACES(-4))*LOG(M0(-1))	-14.83056	13.83571	-1.071904	0.2954
LOG(WORK_PLACES(-4))	-1060.514	1522.686	-0.696476	0.4934
LOG(BUSINESS(-1))^2	35.31014	33.25758	1.061717	0.2999
LOG(BUSINESS(-1))*LOG(ZTO_GDP(-3))	24.58229	51.35404	0.478683	0.6369
LOG(BUSINESS(-1))*LOG(EMPL(-7))	-40.44166	210.4319	-0.192184	0.8494
LOG(BUSINESS(-1))*LOG(M0(-1))	101.2007	58.98792	1.715618	0.1003
LOG(BUSINESS(-1))	-1078.381	2086.327	-0.516880	0.6104
LOG(ZTO_GDP(-3))^2	-68.05512	47.60414	-1.429605	0.1669
LOG(ZTO_GDP(-3))*LOG(EMPL(-7))	-6.984779	513.1294	-0.013612	0.9893
LOG(ZTO_GDP(-3))*LOG(M0(-1))	5.343075	46.58732	0.114689	0.9097
LOG(ZTO_GDP(-3))	33.21979	4979.596	0.006671	0.9947
LOG(EMPL(-7))^2	33.82210	90.71633	0.372834	0.7128
LOG(EMPL(-7))*LOG(M0(-1))	-88.75018	95.58578	-0.928487	0.3632
LOG(M0(-1))^2	18.10823	28.41542	0.637268	0.5305

R-squared	0.490261	Mean dependent var	1.304941
Adjusted R-squared	0.073202	S.D. dependent var	2.001252
S.E. of regression	1.926612	Akaike info criterion	4.453703
Sum squared resid	81.66033	Schwarz criterion	5.247797
Log likelihood	-72.30090	Hannan-Quinn criter.	4.742868
F-statistic	1.175521	Durbin-Watson stat	2.464145
Prob(F-statistic)	0.355263		

Таблиця Д2

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.284449	Prob. F(12,23)	0.2916
Obs*R-squared	16.45127	Prob. Chi-Square(12)	0.1714

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:11
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	298.9795	209.6241	1.426265	0.1672
LOG(WORK_PLACES(-4))	0.182909	0.932846	0.196076	0.8463
LOG(BUSINESS(-1))	2.361245	2.538667	0.930112	0.3620
LOG(ZTO_GDP(-3))	-1.754804	3.586642	-0.489261	0.6293
LOG(EMPL(-7))	-33.95906	24.36812	-1.393586	0.1768
LOG(M0(-1))	2.107706	2.970968	0.709434	0.4852
RESID(-1)	-0.066164	0.198044	-0.334084	0.7413
RESID(-2)	-0.132297	0.237482	-0.557083	0.5829
RESID(-3)	-0.404829	0.265130	-1.526907	0.1404
RESID(-4)	-0.198422	0.346582	-0.572509	0.5725
RESID(-5)	-0.329956	0.274301	-1.202896	0.2413
RESID(-6)	-0.289215	0.264468	-1.093573	0.2855
RESID(-7)	-0.397600	0.208493	-1.907017	0.0691
RESID(-8)	-0.371865	0.213277	-1.743580	0.0946
RESID(-9)	-0.338679	0.213066	-1.589549	0.1256
RESID(-10)	0.004853	0.280839	0.017279	0.9864
RESID(-11)	-0.365223	0.290977	-1.255163	0.2220
RESID(-12)	-0.405194	0.253349	-1.599347	0.1234

R-squared	0.401250	Mean dependent var	6.59E-14
Adjusted R-squared	-0.041304	S.D. dependent var	1.156531
S.E. of regression	1.180174	Akaike info criterion	3.469172
Sum squared resid	32.03465	Schwarz criterion	4.221472
Log likelihood	-53.11802	Hannan-Quinn criter.	3.743118
F-statistic	0.906670	Durbin-Watson stat	1.647950
Prob(F-statistic)	0.575561		

Таблиця Д3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння рівня тіньової економіки

Ramsey RESET Test
Equation: SHADOW_FINAL_LAST1
Specification: (SH_E_S) C LOG(WORK_PLACES(-4)) LOG(BUSINESS(-1)) LOG(ZTO_GDP(-3)) LOG(EMPL(-7)) LOG(M0(-1))
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 5

	Value	df	Probability
F-statistic	1.698107	(4, 31)	0.1756
Likelihood ratio	8.122982	4	0.0872

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	9.616009	4	2.404002
Restricted SSR	53.50258	35	1.528645
Unrestricted SSR	43.88657	31	1.415696
Unrestricted SSR	43.88657	31	1.415696

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-63.63271	35
Unrestricted LogL	-59.57122	31

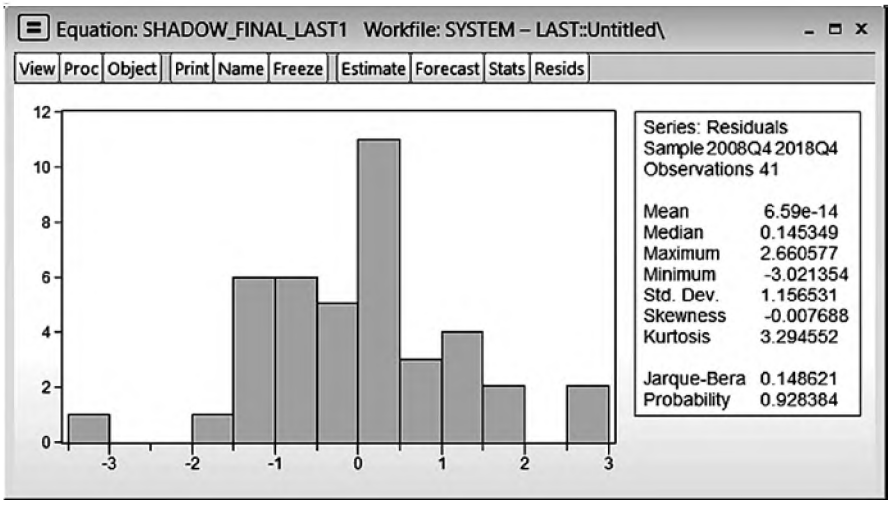
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: SH_E_S
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:12
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1487875.	3849830.	0.386478	0.7018
LOG(WORK_PLACES(-4))	1050.923	2720.291	0.386328	0.7019
LOG(BUSINESS(-1))	-7038.731	18219.52	-0.386329	0.7019
LOG(ZTO_GDP(-3))	-20213.58	52317.73	-0.386362	0.7019
LOG(EMPL(-7))	-132553.6	343104.6	-0.386336	0.7019
LOG(M0(-1))	-14579.26	37736.82	-0.386340	0.7019
FITTED^2	225.7050	619.5528	0.364303	0.7181
FITTED^3	-11.14444	32.39279	-0.344041	0.7331
FITTED^4	0.274549	0.843141	0.325626	0.7469
FITTED^5	-0.002700	0.008741	-0.308932	0.7594

R-squared	0.769226	Mean dependent var	20.24521
Adjusted R-squared	0.702227	S.D. dependent var	2.180430
S.E. of regression	1.189830	Akaike info criterion	3.393718
Sum squared resid	43.88657	Schwarz criterion	3.811663
Log likelihood	-59.57122	Hannan-Quinn criter.	3.545911
F-statistic	11.48116	Durbin-Watson stat	1.935622
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця Д4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння рівня тіньової економіки



Додаток Е

Тестування на дотримання класичних припущень рівняння обмінного курсу

Таблиця Е1

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	7.447763	Prob. F(19,20)	0.0000
Obs*R-squared	35.04667	Prob. Chi-Square(19)	0.0138
Scaled explained SS	21.37570	Prob. Chi-Square(19)	0.3164

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:13
Sample: 2009Q1 2018Q4
Included observations: 40
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.041465	0.067330	-0.615846	0.5449
LOG(KEY_RATE(-4))^2	0.004038	0.005290	0.763208	0.4542
LOG(KEY_RATE(-4))*LOG(ER(-1))	-0.005018	0.009496	-0.528438	0.6030
LOG(KEY_RATE(-4))*LOG(COVERAGE(-8))	-0.002491	0.006414	-0.388369	0.7018
LOG(KEY_RATE(-4))*LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)	-0.000762	0.010057	-0.075791	0.9403
LOG(KEY_RATE(-4))*DUMMY	-0.004121	0.004986	-0.826374	0.4183
LOG(KEY_RATE(-4))	-0.000167	0.018660	-0.008925	0.9930
LOG(ER(-1))^2	-0.004564	0.005975	-0.763801	0.4539
LOG(ER(-1))*LOG(COVERAGE(-8))	-0.003010	0.011856	-0.253841	0.8022
LOG(ER(-1))*LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)	-0.001980	0.007964	-0.248605	0.8062
LOG(ER(-1))*DUMMY	0.010533	0.008395	1.254600	0.2241
LOG(ER(-1))	0.043711	0.034788	1.256495	0.2234
LOG(COVERAGE(-8))^2	-0.003750	0.006392	-0.586760	0.5639
LOG(COVERAGE(-8))*LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)	0.006763	0.013799	0.490137	0.6294
LOG(COVERAGE(-8))*DUMMY	0.017578	0.010333	1.701152	0.1044
LOG(COVERAGE(-8))	0.016536	0.040736	0.405930	0.6891
LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)^2	0.015841	0.009267	1.709348	0.1029
LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)*DUMMY	-0.020949	0.009096	-2.303109	0.0321
LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)	-0.043686	0.042570	-1.026217	0.3170
DUMMY^2	-0.001672	0.022212	-0.075270	0.9407

R-squared	0.876167	Mean dependent var	0.001904
Adjusted R-squared	0.758525	S.D. dependent var	0.002505
S.E. of regression	0.001231	Akaike info criterion	-10.25482
Sum squared resid	3.03E-05	Schwarz criterion	-9.410383
Log likelihood	225.0965	Hannan-Quinn criter.	-9.949500
F-statistic	7.447763	Durbin-Watson stat	2.217199
Prob(F-statistic)	0.000020		

Таблиця Е2

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.961498	Prob. F(12,22)	0.5103
Obs*R-squared	13.76109	Prob. Chi-Square(12)	0.3162

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:13
Sample: 2009Q1 2018Q4
Included observations: 40
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.297419	0.171472	-1.734501	0.0968
LOG(KEY_RATE(-4))	0.037463	0.041223	0.908805	0.3733
LOG(ER(-1))	0.003532	0.035253	0.100192	0.9211
LOG(COVERAGE(-8))	0.089225	0.056207	1.587415	0.1267
LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)	0.059401	0.063138	0.940813	0.3570
DUMMY	-0.018862	0.030976	-0.608912	0.5488
RESID(-1)	-0.243008	0.204738	-1.186920	0.2479
RESID(-2)	-0.293581	0.228147	-1.286807	0.2115
RESID(-3)	0.144197	0.228046	0.632318	0.5337
RESID(-4)	-0.210340	0.252146	-0.834199	0.4131
RESID(-5)	-0.602876	0.295063	-2.043207	0.0532
RESID(-6)	-0.335658	0.321676	-1.043466	0.3081
RESID(-7)	-0.018286	0.304709	-0.060011	0.9527
RESID(-8)	-0.110870	0.279297	-0.396960	0.6952
RESID(-9)	-0.239001	0.310824	-0.768927	0.4501
RESID(-10)	-0.357510	0.337513	-1.059248	0.3010
RESID(-11)	0.203310	0.329486	0.617053	0.5435
RESID(-12)	0.088613	0.287394	0.308332	0.7607

R-squared	0.344027	Mean dependent var	2.44E-16
Adjusted R-squared	-0.162861	S.D. dependent var	0.044190
S.E. of regression	0.047653	Akaike info criterion	-2.947579
Sum squared resid	0.049958	Schwarz criterion	-2.187583
Log likelihood	76.95158	Hannan-Quinn criter.	-2.672788
F-statistic	0.678705	Durbin-Watson stat	1.851314
Prob(F-statistic)	0.790696		

Таблиця Е3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння обмінного курсу

Ramsey RESET Test
Equation: EX_RATE_FINAL_LAST
Specification: LOG(ER) C LOG(KEY_RATE(-4)) LOG(ER(-1))
LOG(COVERAGE(-8)) LOG(FOREIGN_DEBT/GDP) DUMMY
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 5

	Value	df	Probability
F-statistic	3.460593	(4, 30)	0.0194
Likelihood ratio	15.17614	4	0.0043

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.024046	4	0.006011
Restricted SSR	0.076158	34	0.002240
Unrestricted SSR	0.052113	30	0.001737
Unrestricted SSR	0.052113	30	0.001737

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	68.51886	34
Unrestricted LogL	76.10693	30

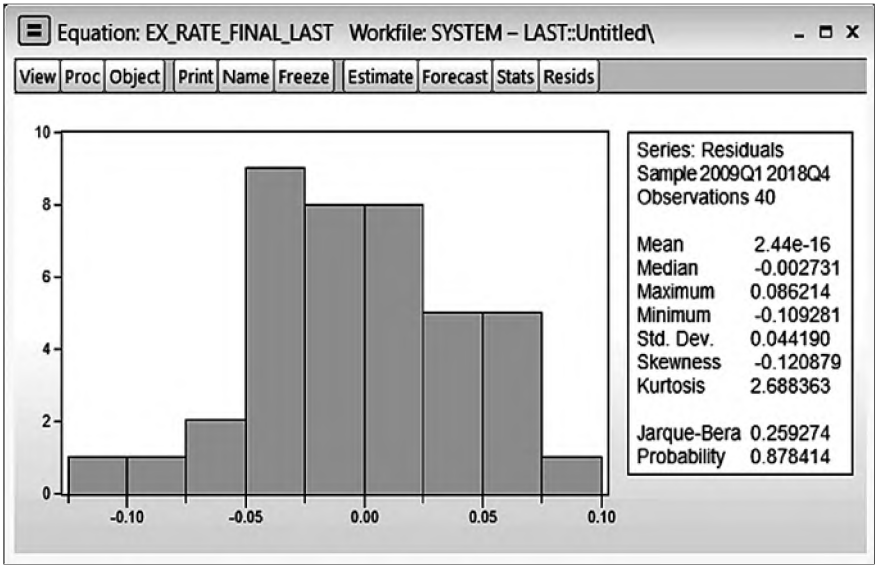
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: LOG(ER)
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 20:34
Sample: 2009Q1 2018Q4
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	118.0903	73.35511	1.609845	0.1179
LOG(KEY_RATE(-4))	75.16517	51.87531	1.448958	0.1577
LOG(ER(-1))	-555.8495	383.6726	-1.448760	0.1578
LOG(COVERAGE(-8))	45.74114	31.56672	1.449031	0.1577
LOG(FOREIGN_DEBT/GDP)	-63.42150	43.73085	-1.450269	0.1574
DUMMY	-63.80878	44.05046	-1.448538	0.1578
FITTED^2	421.1854	301.2941	1.397921	0.1724
FITTED^3	-157.2170	116.4720	-1.349827	0.1872
FITTED^4	29.16934	22.30987	1.307464	0.2010
FITTED^5	-2.153053	1.694154	-1.270872	0.2135

R-squared	0.995727	Mean dependent var	2.572074
Adjusted R-squared	0.994445	S.D. dependent var	0.559217
S.E. of regression	0.041678	Akaike info criterion	-3.305346
Sum squared resid	0.052113	Schwarz criterion	-2.883126
Log likelihood	76.10693	Hannan-Quinn criter.	-3.152685
F-statistic	776.7835	Durbin-Watson stat	1.935738
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця Е4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння обмінного курсу



Додаток Є

Тестування на дотримання класичних припущень рівняння зайнятості

Таблиця Є1

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	4.641426	Prob. F(20,20)	0.0006
Obs*R-squared	33.73233	Prob. Chi-Square(20)	0.0280
Scaled explained SS	25.99592	Prob. Chi-Square(20)	0.1659

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:15
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.695314	0.271148	2.564328	0.0185
CPI(-1)^2	1.06E-06	5.23E-07	2.034137	0.0554
CPI(-1)*WAGE(-5)	3.06E-08	3.00E-08	1.020769	0.3196
CPI(-1)*LOG(BUSINESS(-1))	0.000349	0.000133	2.623327	0.0163
CPI(-1)*LOG(CORR(-7))	3.78E-05	0.000282	0.133920	0.8948
CPI(-1)*LOG(WORK_PLACES)	-2.73E-05	3.04E-05	-0.897801	0.3800
CPI(-1)	-0.001704	0.000809	-2.105531	0.0481
WAGE(-5)^2	-9.34E-11	2.79E-10	-0.334697	0.7413
WAGE(-5)*LOG(BUSINESS(-1))	5.68E-06	3.04E-06	1.866766	0.0767
WAGE(-5)*LOG(CORR(-7))	9.63E-06	4.72E-06	2.041579	0.0546
WAGE(-5)*LOG(WORK_PLACES)	-6.00E-07	4.64E-07	-1.292016	0.2111
WAGE(-5)	-3.32E-05	1.55E-05	-2.137754	0.0451
LOG(BUSINESS(-1))^2	0.018136	0.008345	2.173189	0.0420
LOG(BUSINESS(-1))*LOG(CORR(-7))	0.013732	0.027683	0.496061	0.6253
LOG(BUSINESS(-1))*LOG(WORK_PLACES)	-0.001664	0.003097	-0.537311	0.5970
LOG(BUSINESS(-1))	-0.200248	0.089046	-2.248809	0.0360
LOG(CORR(-7))^2	0.033234	0.023336	1.424138	0.1698
LOG(CORR(-7))*LOG(WORK_PLACES)	0.025215	0.007456	3.381806	0.0030
LOG(CORR(-7))	-0.256974	0.166970	-1.539038	0.1395
LOG(WORK_PLACES)^2	0.001085	0.000831	1.306488	0.2062
LOG(WORK_PLACES)	-0.020754	0.019436	-1.067825	0.2983

R-squared	0.822740	Mean dependent var	0.000369
Adjusted R-squared	0.645480	S.D. dependent var	0.000543
S.E. of regression	0.000323	Akaike info criterion	-12.93057
Sum squared resid	2.09E-06	Schwarz criterion	-12.05288
Log likelihood	286.0766	Hannan-Quinn criter.	-12.61096
F-statistic	4.641426	Durbin-Watson stat	2.027325
Prob(F-statistic)	0.000589		

Таблиця Є2

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.156853	Prob. F(4,31)	0.3487
Obs*R-squared	5.325222	Prob. Chi-Square(4)	0.2555

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:16
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.216089	0.268821	0.803838	0.4276
CPI(-1)	-0.000304	0.000388	-0.784164	0.4389
WAGE(-5)	-7.06E-06	7.94E-06	-0.889723	0.3805
LOG(BUSINESS(-1))	-0.032454	0.045965	-0.706077	0.4854
LOG(CORR(-7))	0.017599	0.059068	0.297949	0.7677
LOG(WORK_PLACES)	-0.012362	0.016031	-0.771121	0.4465
RESID(-1)	-0.096495	0.231276	-0.417228	0.6794
RESID(-2)	-0.028936	0.188153	-0.153789	0.8788
RESID(-3)	-0.406006	0.225942	-1.796951	0.0821
RESID(-4)	0.183611	0.221167	0.830193	0.4128

R-squared	0.129883	Mean dependent var	-1.69E-15
Adjusted R-squared	-0.122731	S.D. dependent var	0.019437
S.E. of regression	0.020595	Akaike info criterion	-4.719334
Sum squared resid	0.013149	Schwarz criterion	-4.301390
Log likelihood	106.7464	Hannan-Quinn criter.	-4.567142
F-statistic	0.514157	Durbin-Watson stat	1.925752
Prob(F-statistic)	0.852941		

Таблиця Є3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння зайнятості

Ramsey RESET Test
Equation: EMPLOYMENT_FINAL_LAST
Specification: LOG(EMPL) C CPI(-1) (WAGE(-5)) LOG(BUSINESS(-1)) LOG(CORR(-7)) LOG(WORK_PLACES)
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.298484	34	0.2029
F-statistic	1.686060	(1, 34)	0.2029
Likelihood ratio	1.984384	1	0.1589

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000714	1	0.000714
Restricted SSR	0.015111	35	0.000432
Unrestricted SSR	0.014397	34	0.000423
Unrestricted SSR	0.014397	34	0.000423

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	103.8942	35
Unrestricted LogL	104.8864	34

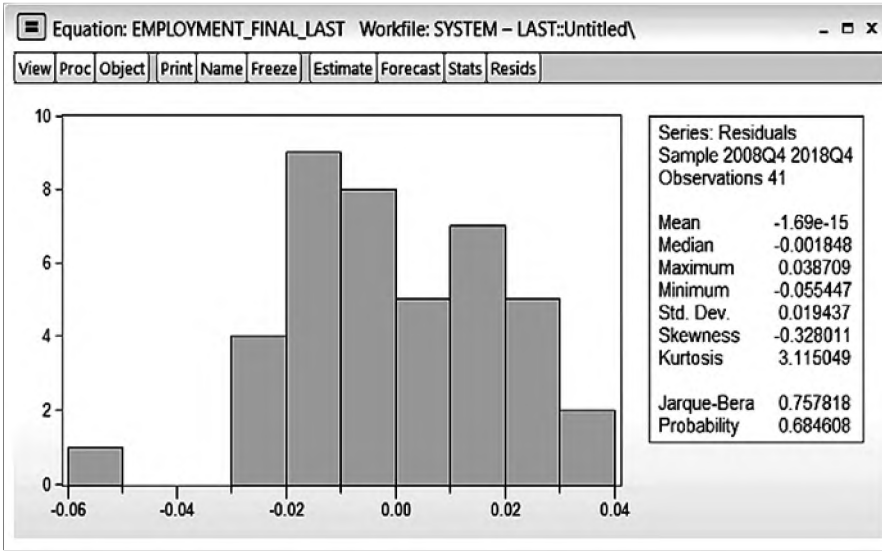
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: LOG(EMPL)
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:16
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	120.4461	84.17134	1.430963	0.1616
CPI(-1)	-0.012887	0.009392	-1.372140	0.1790
WAGE(-5)	-0.001060	0.000772	-1.372593	0.1789
LOG(BUSINESS(-1))	-2.374243	1.729715	-1.372621	0.1789
LOG(CORR(-7))	-3.838822	2.797633	-1.372168	0.1790
LOG(WORK_PLACES)	-1.126893	0.821058	-1.372489	0.1789
FITTED^2	-0.891906	0.686882	-1.298484	0.2029

R-squared	0.930525	Mean dependent var	9.896347
Adjusted R-squared	0.918264	S.D. dependent var	0.071977
S.E. of regression	0.020578	Akaike info criterion	-4.774947
Sum squared resid	0.014397	Schwarz criterion	-4.482386
Log likelihood	104.8864	Hannan-Quinn criter.	-4.668413
F-statistic	75.89700	Durbin-Watson stat	1.745527
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця Є4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння зайнятості



Додаток Ж

Тестування на дотримання класичних припущень рівняння попиту на робочу силу (працівників)

Таблиця Ж1

Результати виконання тесту Вайта на відсутність гетероскедастичності

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.067438	Prob. F(19,21)	0.4398
Obs*R-squared	20.14311	Prob. Chi-Square(19)	0.3860
Scaled explained SS	13.77650	Prob. Chi-Square(19)	0.7966

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:26
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-33.62784	142.1108	-0.236631	0.8152
LOG(EMPL)^2	0.273509	1.485677	0.184097	0.8557
LOG(EMPL)*LOG(WAGE)	-0.767852	1.538462	-0.499104	0.6229
LOG(EMPL)*LOG(BUSINESS(-7))	-1.474729	4.183037	-0.352550	0.7279
LOG(EMPL)*LOG(WAGE_DEBT(-6))	0.056731	1.484836	0.038207	0.9699
LOG(EMPL)*LOG(FOND(-3))	0.639082	0.521388	1.225731	0.2339
LOG(WAGE)^2	0.119909	0.167140	0.717420	0.4810
LOG(WAGE)*LOG(BUSINESS(-7))	0.064884	0.464359	0.139729	0.8902
LOG(WAGE)*LOG(WAGE_DEBT(-6))	0.183519	0.174515	1.051595	0.3049
LOG(WAGE)*LOG(FOND(-3))	0.013720	0.081749	0.167831	0.8683
LOG(WAGE)	3.992122	16.60411	0.240430	0.8123
LOG(BUSINESS(-7))^2	-1.332918	1.009275	-1.320669	0.2008
LOG(BUSINESS(-7))*LOG(WAGE_DEBT(-6))	-0.279617	0.449866	-0.621557	0.5409
LOG(BUSINESS(-7))*LOG(FOND(-3))	0.217439	0.128212	1.695939	0.1047
LOG(BUSINESS(-7))	26.59074	40.43654	0.657592	0.5179
LOG(WAGE_DEBT(-6))^2	-0.027537	0.115384	-0.238655	0.8137
LOG(WAGE_DEBT(-6))*LOG(FOND(-3))	0.002894	0.041224	0.070212	0.9447
LOG(WAGE_DEBT(-6))	-0.262403	14.61504	-0.017954	0.9858
LOG(FOND(-3))^2	0.016244	0.038306	0.424070	0.6758
LOG(FOND(-3))	-7.942164	5.375994	-1.477339	0.1544

R-squared	0.491295	Mean dependent var	0.022622
Adjusted R-squared	0.031039	S.D. dependent var	0.031379
S.E. of regression	0.030888	Akaike info criterion	-3.810329
Sum squared resid	0.020036	Schwarz criterion	-2.974440
Log likelihood	98.11175	Hannan-Quinn criter.	-3.505945
F-statistic	1.067438	Durbin-Watson stat	2.250471
Prob(F-statistic)	0.439784		

Таблиця Ж2

Результати виконання LM-тесту Бреуша–Годфрі на відсутність автокореляції

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.547567	Prob. F(7,28)	0.1924
Obs*R-squared	11.43749	Prob. Chi-Square(7)	0.1206

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:27
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.710646	10.34148	0.648906	0.5217
LOG(EMPL)	-0.670126	1.080705	-0.620082	0.5402
LOG(WAGE)	-0.041024	0.124442	-0.329665	0.7441
LOG(BUSINESS(-7))	0.088195	0.302128	0.291914	0.7725
LOG(WAGE_DEBT(-6))	-0.007780	0.099080	-0.078526	0.9380
LOG(FOND(-3))	-0.009161	0.050255	-0.182293	0.8567
RESID(-1)	-0.034270	0.231125	-0.148276	0.8832
RESID(-2)	-0.066466	0.238485	-0.278700	0.7825
RESID(-3)	-0.477120	0.213002	-2.239982	0.0332
RESID(-4)	-0.001593	0.272421	-0.005848	0.9954
RESID(-5)	-0.309926	0.234718	-1.320418	0.1974
RESID(-6)	-0.060331	0.249815	-0.241504	0.8109
RESID(-7)	-0.106155	0.224707	-0.472416	0.6403

R-squared	0.278963	Mean dependent var	-6.41E-15
Adjusted R-squared	-0.030053	S.D. dependent var	0.152276
S.E. of regression	0.154547	Akaike info criterion	-0.643854
Sum squared resid	0.668776	Schwarz criterion	-0.100526
Log likelihood	26.19901	Hannan-Quinn criter.	-0.446004
F-statistic	0.902747	Durbin-Watson stat	1.791586
Prob(F-statistic)	0.555619		

Таблиця Ж3

Результати виконання тесту на правильність специфікації рівняння попиту на робочу силу (працівників)

Ramsey RESET Test
Equation: DEMANDWORKER_LAST
Specification: LOG(WORK_PLACES) C (LOG(EMPL(-))) (LOG(WAGE(-))) (LOG(BUSINESS(-7))) (LOG(WAGE_DEBT(-6))) LOG(FOND(-3))
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 4

	Value	df	Probability
F-statistic	1.561724	(3, 32)	0.2178
Likelihood ratio	5.602107	3	0.1327

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.118456	3	0.039485
Restricted SSR	0.927520	35	0.026501
Unrestricted SSR	0.809064	32	0.025283
Unrestricted SSR	0.809064	32	0.025283

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	19.49418	35
Unrestricted LogL	22.29523	32

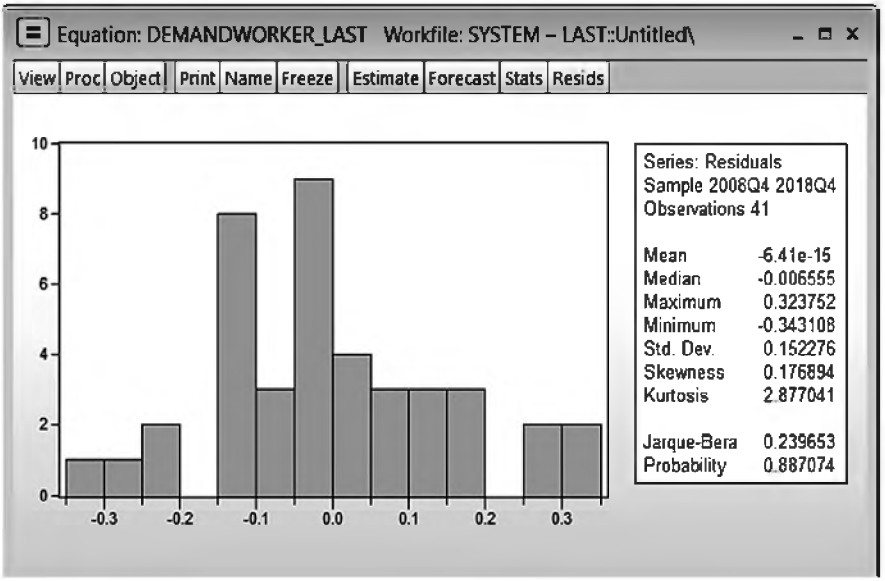
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: LOG(WORK_PLACES)
Method: Least Squares
Date: 09/18/19 Time: 19:28
Sample: 2008Q4 2018Q4
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	45514.86	55110.19	0.825888	0.4150
LOG(EMPL)	-3947.494	4779.994	-0.825837	0.4150
LOG(WAGE)	-952.9770	1153.835	-0.825921	0.4150
LOG(BUSINESS(-7))	-265.9743	321.7875	-0.826553	0.4146
LOG(WAGE_DEBT(-6))	382.8489	463.5871	0.825840	0.4150
LOG(FOND(-3))	199.7910	241.9189	0.825859	0.4150
FITTED^2	-295.8876	357.9679	-0.826576	0.4146
FITTED^3	49.16037	59.23018	0.829988	0.4127
FITTED^4	-3.061192	3.666175	-0.834983	0.4099

R-squared	0.793991	Mean dependent var	4.154884
Adjusted R-squared	0.742489	S.D. dependent var	0.313342
S.E. of regression	0.159007	Akaike info criterion	-0.648548
Sum squared resid	0.809064	Schwarz criterion	-0.272398
Log likelihood	22.29523	Hannan-Quinn criter.	-0.511575
F-statistic	15.41667	Durbin-Watson stat	1.996516
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблиця Ж4

Результати виконання тесту Жака–Бера на нормальність розподілу залишків рівняння попиту на робочу силу (працівників)



Навчальне видання

Лук'яненко І. Г., Насаченко М. Ю.

ЕТАПИ ПОБУДОВИ УЗАГАЛЬНЕНОЇ МАКРОЕКОНОМІЧНОЇ СИМУЛЬТАТИВНОЇ МОДЕЛІ УКРАЇНСЬКОЇ ЕКОНОМІКИ З УРАХУВАННЯМ РІВНЯ ТІНІЗАЦІЇ

Інструктивні матеріали

Редактор *Олена Пазюк*
Комп'ютерна верстка *Наталії Єрмак*

Підписано до друку 04.12.2019. Формат 60 × 84 1/16.
Гарнітура «Warnock Pro».
Папір офсетний № 1. Друк офсетний.
Умов.-друк. арк. 6,7. Наклад 100 прим.

Адреса редакційно-видавничого відділу НаУКМА:
вул. Г. Сковороди, 2, м. Київ, 04070,
тел.: (044) 463-66-68

Свідоцтво про внесення до Державного реєстру
видавців, виготівників і розповсюджувачів книжкової продукції
серія ДК № 3631 від 23.11.2009

Надруковано у ТОВ «КАЛЕНДАР ТМ»,
вул. Бориспільська, 9, м. Київ, 02099,
тел./факс: (044) 586-48-65,
свідоцтво про реєстрацію № 1065102000030082 від 21.02.2019

Лук'яненко І. Г., Насаченко М. Ю. Етапи побудови узагальненої
Л84 макроекономічної симультативної моделі української економіки з урахуванням рівня тінізації: Інструктивні матеріали. – Київ : НаУКМА, 2019. – 116 с.

ISBN 978-617-7668-13-7

Практичний посібник присвячено методологічним засадам і практичним аспектам побудови макромоделей на основі системи симультативних рівнянь, а також детальному аналізу особливостей проведення експрес-діагностування значущості основних взаємозв'язків між ключовими макроекономічними індикаторами; тестуванню коректності різних теоретичних припущень і гіпотез на основі реальних даних, їх зіставленню із наявними економічними трендами; проведенню сценарного аналізу впливу різноманітних регуляторних рішень на економічне зростання та фінансову стабільність, а також особливостям розробки прогнозів в умовах обмеженості статистичної інформації. На прикладі розробленої агрегованої симультативної макроекономічної моделі української економіки проілюстровано основні етапи реалізації, діагностування та практичного застосування симультативних макроекономічних моделей за допомогою економетричного пакета EViews. Розроблена макромодель є компактною та функціональною, не потребує для своєї практичної реалізації значної статистичної бази, що значно підвищує її цінність для застосування у навчальному процесі, а також відкриває широкий простір студентам, аспірантам, науковцям і фахівцям для подальших креативних пошуків, ускладнення та модифікації розробленої базової версії макромоделі та варіантів її практичного застосування.

Практичний посібник розраховано на студентів, аспірантів і викладачів вищих навчальних закладів, а також широке коло науковців, фахівців і практиків, які спеціалізуються на моделюванні та аналізі фінансових та соціально-економічних систем і процесів.

УДК 330.52:519.8