

ОЦІНКА ЙМОВІРНОСТІ НАСТАННЯ КРИЗОВИХ ЯВИЩ У ФІНАНСОВОМУ СЕКТОРІ УКРАЇНИ

ЛУК'ЯНЕНКО І. Г.

ДОКТОР ЕКОНОМІЧНИХ НАУК

КИЇВ

Вступ. Світова фінансова криза 2007–2009 років вважається однією з найпогужніших криз останніх періодів за глибиною та тривалістю негативних наслідків на ділову активність багатьох країн світу. Її глобальність, в свою чергу, призвела до необхідності переосмислення актуальних підходів щодо оцінки й управління ризиками як на макроекономічному, так і на мікроекономічному рівнях, а також визначення ймовірності наближення кризових явищ з метою прийняття програмних заходів їх можливого запобігання. В даному контексті розробка математичного інструментарію оцінки наближення кризових явищ набуває особливої актуальності. Слід зазначити, що широке коло українських та західних вчених займались проблемами моделювання фінансової нестабільності на макро- та мікроекономічних рівнях. Серед класичних наукових робіт за даною тематикою необхідно відзначити роботи П. Кругмана, Дж. Стігліца, Дж. Гріфіца, В. Н. Лившиця, В. М. Гейця, В. В. Вітлінського, Т. С. Клебанової, М. І. Скрипниченко та інших [1, 2, 3, 4, 7, 8]. Зокрема, значна увага в них приділяється моделюванню валютних криз. При цьому можна виділити два основних концептуальних підходи: традиційний підхід, який базується на припущенні того, що криза спричинюється негативною динамікою фундаментальних макроекономічних показників, і альтернативні підходи, що базуються на аналізі криз, які можуть самоздійснюватись та самопідтримуватись [7, 8]. Основним висновком з аналізу даних підходів є те, що задача пошуку тісного зв'язку між фундаментальними змінними і кризами може бути досить складною, і інколи кризи можуть виникати без суттєвих змін в фундаментальних економічних показниках [1, 6, 7]. Останнім часом активно розвиваються математичні підходи, в яких розглядаються ефекти зараження як основні причини криз, зокрема криз платіжного балансу [2, 6, 8]. Детальний аналіз різних теоретичних та емпіричних підходів щодо моделювання можливого виникнення та розвитку фінансових криз показує, що макроекономічні моделі на сьогодні залишаються ефективним інструментарієм дослідження даної проблематики, оскільки дозволяють не тільки визначити основні фактори впливу на дестабілізацію економіки різних країн, але й кількісно оцінювати наслідки фінансово-економічної нестабільності за різних початкових умов. Разом з тим, важливим самостійним напрямом залишається оцінка ймовірності настання кризових явищ, яка може використовуватись і як окремий індикатор, і як вхідна інформація для розрахунку більш складних макроекономічних моделей. Даний напрям на сьогодні потребує поглибленого дослідження, зокрема в кон-

тексті розробки та діагностування економетричних ймовірносних моделей, що і робить актуальним, завдання кількісного оцінювання ймовірності настання кризових явищ в фінансовому секторі та відбору факторів, які впливають на її зміну.

Метою дослідження є розробка ймовірносних моделей кількісної оцінки настання кризових явищ в фінансовому секторі, що дозволить отримати науково обгрунтовану оперативну інформацію для завчасного запобігання можливим дестабілізуючим тенденціям в українській економіці. Відповідно зазначеній меті в процесі дослідження було поставлено та вирішено такі завдання: визначити та обгрунтувати вплив можливих факторів на ймовірність настання кризи для української економіки; розробити логістичні (Logit) та ймовірносні моделі (Probit) для кількісної оцінки ймовірності настання кризових явищ; здійснити розрахунки на реальній інформації; провести порівняльний аналіз якості розроблених моделей та сформулювати висновки та рекомендації щодо ефективності їх можливого застосування на практиці.

Основні результати дослідження. В роботах західних та українських вчених досить часто ймовірність настання кризи визначається на основі експертних оцінок, особливо, якщо вона вводиться як вхідний параметр в макроеконометричні моделі. Однак таку оцінку можна отримати і на основі доступних макроекономічних даних за допомогою ймовірносних моделей типу Probit (Пробіт) або Logit (Логіт), які ґрунтуються на припущенні, що статистичний розподіл такого показника, як ймовірність настання кризи, є відповідно нормальним або логістичним, а залежна змінна є бінарною величиною [5]. Загалом існують три класичні підходи до моделювання ймовірності настання певної події з використанням бінарної залежної змінної: лінійна регресія ймовірності (ЛРІ), моделі типу Probit (Пробіт) та Logit (Логіт). Залежною змінною у кожного типу даних моделей є бінарна величина, що приймає значення 0 (ненастання події) або 1 (настання події). Основною проблемою застосування ймовірносних лінійних регресійних моделей є можливість отримання значення ймовірності поза інтервалом (0, 1). Її можна вирішити шляхом застосування нелінійних методів оцінки ймовірності в рамках моделей класу Probit або Logit, які мають, відповідно, такий загальний вигляд:

$$P(Y_t = 1 | X_t) = F(X_t, \beta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{X_t, \beta} e^{-\frac{z^2}{2}} dz, \quad (2)$$

$$P(Y_t = 1 | X_t) = L(X_t, \beta) = \frac{1}{1 + e^{-X_t, \beta}}, \quad (3)$$

де Y_t – значення незалежної змінної в момент часу t , $t = 1, \bar{N}$; X_t – $(1 \times k)$ вектор значень k пояснювальних змінних (включаючи константу) в момент часу t , $t = 1, \bar{N}$; β – $(k \times 1)$ вектор невідомих параметрів рег-

ресії; $F(\bullet)$ – кумулятивна стандартизована функція нормального розподілу, $L(\bullet)$ – логістична функція.

Оцінка параметрів моделей (2) – (3) проводиться методом максимальної вирогідності. При цьому, трактування параметрів при пояснювальних змінних не є класичним, тобто при зміні X_{it} на одиницю ймовірність $P(Y_t = 1|X_t)$ не зміниться на величину β_i як у випадку лінійних ймовірнісних моделей. Так наприклад, в Probit – моделі (2), при зміні величини X_{it} на одиницю ймовірність зміниться приблизно на $\beta_i f(X_{it}\beta)$ ($f(\bullet)$ – гранична стандартизована функція нормального розподілу), а в Logit – моделі (3) – на $\beta_i P(Y_t = 1|X_t)(1 - P(Y_t = 1|X_t))$. Коefіцієнт β_i називається частковим коefіцієнтом регресії, а зміна ймовірності, що зумовлена зміною X_{it} на одиницю називається граничним ефектом. Зауважимо, що Probit та Logit – моделі є в більшості випадків близькими за своєю суттю, тому немає чітких критеріїв, які б надавали перевагу одній із них. Для оцінки впливу факторів на залежну змінну в моделях даного класу замість коefіцієнту детермінації використовують псевдо- R-квадрат, так званий МакФадден R-квадрат, який розраховується за такою загальною форму-

лою: $R_{McF}^2 = 1 - \frac{l(\beta)}{l(\tilde{\beta})}$, де $l(\beta)$ – максимальне значення логарифмічно-лінійної (log-linear) функції моделі, яка оцінюється, $l(\tilde{\beta})$ – максимальне значення обмеженої логарифмічно-лінійної (log-linear) функції, коли всі коefіцієнти, крім константи, дорівнюють нулю. Для розрахунку ймовірності настання кризи в 1999 та 2009 роках, нами використовувались Probit-моделі загально-го вигляду (2) в двох модифікаціях. Зауважимо, що паралельно проведені розрахунки на основі Logit-моделі (3) дали аналогічні результати. Для формалізації Probit-моделі та її розрахунку на реальній інформації припускалось, що протягом 1996-2009 років криза мала місце в 1999 та 2009 роках. Крім того, припускалось, що її настання залежало від таких основних факторів: відхилення валютного курсу від довгострокового тренду, що визначався нами на основі фільтра Годріка-Прескота; відношення короткострокового боргу до ВВП, відношення рахунка поточних операцій до ВВП. Зауважимо, що дані фактори були обрані, як предиктори ймовірності настання кризи на основі детального аналізу поведінки української економіки за останні роки. Зокрема, проведений попередній аналіз показав, що відхилення валютного курсу від довгострокового тренду свідчить про можливе очікуване повернення курсу до довгострокової рівноваги, що може мати своїм наслідком різку девальвацію, включаючи ефект перебору. Так, наприклад, перед різкою девальвацією в 2008-2009 роках, валютний курс гривні спочатку ревальвував відносно долара; однак, повертаючись до довгострокового тренду, він різко девальвував з ефектом перебору, тобто таким чином, що дана девальвація привела до нового відхилення від довгострокового тренду. Важливість включення в регресію відношення короткострокового боргу до ВВП пояснюється тим, що значне зростання короткострокового боргу по відношенню до ВВП вимагатиме в найближчому майбутньому його повернення, що може привести до надлишкового попиту

на долар та відповідно чинитиме значний тиск на девальвацію гривні. Показник відношення рахунка поточних операцій до ВВП вказує на стан платіжного балансу, який тісно пов'язаний з валютним курсом та міжнародним рухом капіталів. Квадрат даного показника відображає дисперсію коливань. Значні коливання можуть бути ознакою нестабільності економічної системи та можливого повного чи часткового колапсу її елементів. Відповідно, дані фактори є такими, що можуть значно впливають на дестабілізацію економіки та наближення її до кризового стану. Відповідно, було оцінено дві версії Probit-моделі для визначення ймовірності настання кризи в 1999 та 2009 роках, які відрізнялись між собою лише введенням різної кількості лагів у основних факторах. Зокрема, Probit-модель 1 мала такий формалізований вигляд:

$$Y_t = F(\beta_1(erate_{t-1} - erate_hp_{t-1}) + \beta_2(st_to_gdp_{t-1} - st_to_gdp_{t-2}) + \beta_3(ca_to_gdp_{t-1})^2 + \varepsilon_{1t}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\beta_1(erate_{t-1} - erate_hp_{t-1}) + \beta_2(st_to_gdp_{t-1} - st_to_gdp_{t-2}) + \beta_3(ca_to_gdp_{t-1})^2 + \varepsilon_{1t}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (4)$$

Probit-модель 2 мала такий формалізований вигляд:

$$Y_t = F(\beta_4(erate_{t-1} - erate_hp_{t-1}) + \beta_5(st_to_gdp_{t-2}) + \varepsilon_{2t}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\beta_4(erate_{t-1} - erate_hp_{t-1}) + \beta_5(st_to_gdp_{t-2}) + \varepsilon_{2t}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz, \quad (5)$$

де Y_t – значення незалежної змінної в момент часу t , $t = 1, N$; $Y_{t \in (1999, 2009)} = 1$; $Y_{t \notin (1999, 2009)} = 0$; $erate_t$ – обмінний курс; $erate_hp_t$ – довгостроковий обмінний курс; $st_to_gdp_t$ – відношення короткострокового боргу до ВВП; $ca_to_gdp_t$ – відношення короткострокового боргу до ВВП, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ – невідомі коefіцієнти регресій; ε_{1t} та ε_{2t} – випадкові величини; $F(\bullet)$ – кумулятивна стандартизована функція нормального розподілу. Результати розрахунків невідомих параметрів за даними моделями (4) та (5) на основі даних за 1996-2009 роки відповідно наведено в табл. 1 та 2.

Таблиця 1
Результати розрахунків ймовірності настання кризи за Probit моделлю (4)

Пояснювальна змінна	Коefіцієнт	p-статистика*
Обмінний курс $t-1$ – Довгостроковий обмінний курс $t-1$	-1.145484	0.2037
Відношення короткострокового боргу до ВВП $t-1$ – Відношення короткострокового боргу до ВВП $t-2$	-45.74402	0.1198
Відношення поточного рахунку до ВВП $t-1$ ²	-246.6334	0.1944

* p-статистика показує ймовірність того, що буде зроблено так звану помилку Типу I, що полягає у відкиданні правильної гіпотези про рівність коefіцієнта нулю.

Джерело: дані НБУ, власні розрахунки.

Таблиця 2

Результати розрахунків ймовірності настання кризи за Probit-моделлю (5)

Пояснювальна змінна	Коефіцієнт	p-статистика
Обмінний курс $t-1$ – Довгостроковий обмінний курс $t-1$	-1.278222	0.0973
Відношення короткострокового боргу до ВВП $t-2$	-6.994474	0.0358

Джерело: дані НБУ, власні розрахунки.

Як можна побачити з результатів розрахунків, наведених в таблицях 1 та 2 оцінені коефіцієнти Probit-моделей (4) та (5) є гранично значимими (тобто вони лежать на межі або близько до 10% рівня значимості). Зростання кожного з факторів (пояснювальної змінної моделі) негативно впливає на ймовірність настання кризи. Зауважимо, що для отримання граничних ефектів, що показуватимуть зміну ймовірності при зміні фактору X_i на певну величину в моделях Probit необхідно провести додаткові розрахунки, а саме, необхідно розрахувати граничні стандартизовані функції розподілу та помножити їх на часткові коефіцієнти Отримані результати розрахунків граничних ефектів наведено в табл. 3.

Як видно з табл. 3, результати моделювання були найменш чутливими до зміни факторів протягом 2001, 2002 та 2005 років, де граничні ефекти для оцінених коефіцієнтів мають найменші значення. В передкризові роки, починаючи з 2006, чутливість моделей різко зросла. Це означає, що нестабільність

економічної системи збільшилась, а незначні коливання факторів (пояснювальних змінних) привели до порівняно значних змін ймовірності настання кризи. Наприклад, аналізуючи за моделлю – Probit (4) тільки зміну відношення короткострокового боргу до ВВП протягом 2006-2008 років, можна зробити висновок про різке збільшення ймовірності настання миттєвої зупинки припливу капіталів у 2009 році, яке становило +0,53.

Висновки. Детальний аналіз результатів розрахунків за розробленими ймовірносними моделями та діагностика їх якості дозволили зробити загальний висновок щодо їх перспективності застосування на практиці. Вони достатньо реалістично сигналізують про наближення або віддаленність до настання кризових явищ в економіці України. При цьому принципова відмінність між розробленими моделями полягає у тому, що модель Пробіт 1 показує дуже велику ймовірність настання кризи в 2004 році. Зауважимо, що розраховані значення ймовірності як за моделлю Probit 1, так і за моделлю Probit 2 можна використовувати як вхідний параметр для в більш складних економетричних моделях, зокрема при розрахунках оптимального рівня резервів національного банку тощо. Важливим напрямом подальших досліджень є деталізація пояснювальних змінних в моделях обох типів. ■

ЛІТЕРАТУРА

1. Вітлінський В. В. Моделювання економіки// В. В.Вітлінський. – К.:КНЕУ, 2003. – 408 с.
2. Геєць В. М. Секторальні макромоделі прогнозування економіки України/ В. М. Геєць, М. І. Скрипниченко, М. М. Соколик [та інші] //Економіст. – 1998. – №5. – С. 58–67.
3. Клебанова Т. С. Модели и методі координации в крупномасштабных экономических системах/

Таблиця 3

Зміна ймовірності при зміні пояснювальних факторів

Рік	Probit-модель 1			Probit-модель 2	
	Обмінний курс $t-1$ – Довгостроковий обмінний курс $t-1$. Зміна цієї величини на 1,00.	Відношення короткострокового боргу до ВВП $t-1$ – Відношення короткострокового боргу до ВВП $t-2$. Зміна цієї величини на 0,01.	Відношення поточного рахунку до ВВП $t-1$ ² . Зміна цієї величини на 0,01.	Обмінний курс $t-1$ – Довгостроковий обмінний курс $t-1$. Зміна цієї величини на 1,00.	Відношення короткострокового боргу до ВВП $t-2$. Зміна цієї величини на 0,1.
1996	Н/д	Н/д	Н/д	Н/д	Н/д
1997	Н/д	Н/д	Н/д	Н/д	Н/д
1998	-0.42	-0.17	-0.91	-0.32	-0.18
1999	-0.23	-0.09	-0.49	-0.35	-0.19
2000	-0.22	-0.09	-0.47	-0.43	-0.23
2001	-0.03	-0.01	-0.07	-0.11	-0.06
2002	0.00	0.00	0.00	-0.23	-0.13
2003	-0.44	-0.18	-0.95	-0.04	-0.02
2004	-0.34	-0.13	-0.73	-0.09	-0.05
2005	-0.06	-0.02	-0.12	-0.23	-0.13
2006	-0.17	-0.07	-0.37	-0.36	-0.20
2007	-0.45	-0.18	-0.97	-0.35	-0.19
2008	-0.39	-0.15	-0.83	-0.43	-0.24
2009	-0.46	-0.18	-0.98	-0.40	-0.22

Джерело: дані НБУ, власні розрахунки

Т. С. Клебанова, Е. В. Молдавская, Чанг Хонгвен.– Х.: Бізнес Інформ, 2002.– 148с.

4. Лифшиц В. Н. Макроэкономические теории, реальные инвестиции и государственная российская политика/ В. Н. Лифшиц, С. В. Лифшиц.– М.: ЛКН, 2008.– 248 с.

5. Лук'яненко І. Г., Городніченко Ю. О. Сучасні економетричні методи в фінансах. / І. Г. Лук'яненко, Ю. О. Городніченко.– К. : Літера, 2003. – 348 с.

6. Скрипниченко М. І. Прикладні аспекти формування міжкраїнних моделей економічного розвитку/ М. І. Скрипниченко//Економіка і прогнозування.– 2005. – №1. – С. 92–109.

7. Krugman Paul. The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008/ Paul Krugman. – W. W. Norton Company Limited, 2009. – 215 P.

8. Stiglitz Joseph E. Stiglitz. Vanity Fair – Capitalist Fools.– <http://www.vanityfair.com/magazine/2009/01/stiglitz200901>.