



ВІСНИК

Національного банку України

Щомісячний науково-практичний журнал
Національного банку України
Видається з березня 1995 року

№ 7 (185)
Липень 2011

Здано до друку 30.06.2011 р.

Засновник і видавець:
Національний банк України

Адреса: вул. Інститутська, 9,
Київ-8, 01008, Україна

Журнал зареєстровано Держкомвидавком України
09.06.1994 р., свідоцтво KB № 691

Постановою президії ВАК України
від 10.02.2010 р. № 1-05/1
журнал "Вісник Національного банку України"
внесено до "Переліку
наукових фахових видань України,
в яких можуть публікуватися результати дисертаційних
робіт на здобуття наукових ступенів доктора
і кандидата наук" (економічні науки)

Журнал рекомендовано до друку Вченою радою
Київського національного економічного
університету ім. Вадима Гетьмана та
Вченою радою Університету банківської справи
Національного банку України (м. Київ)

Видається у комплекті з електронною версією
на CD-диску додатка "Законодавчі
і нормативні акти з банківської діяльності"

АДРЕСА РЕДАКЦІЇ

просп. Науки, 7, Київ-28, 03028, Україна
тел./факс: (044) 524-96-25
тел.: (044) 527-39-44, 527-38-06, 525-38-25
E-mail: litvinova@bank.gov.ua
http://www.bank.gov.ua

Передплатний індекс 74132

© Вісник Національного банку України, 2011

ЗМІСТ

ЦЕНТРАЛЬНИЙ БАНК

С.Арбузов

Вітання з Днем бухгалтера II стор. обкладинки

ФІНАНСОВИЙ РИНОК

І.Школьник

Глобальні фінансові активи: структурні зміни 3

Н.Шпанковська, Ю.Труш, А.Труш

Удосконалення класифікації факторів впливу на результати
діяльності банку із застосуванням системного підходу 7

С.Волосович

Особливості і тенденції формування системи
іпотечного страхування в Україні 19

В.Хохлов

Факторно-кореляційний аналіз депозитів домашніх господарств
у кризовий період 33

Офіційний курс гривні щодо іноземних валют, який встановлюється
Національним банком України один раз на місяць (за травень 2011 року) 57

Офіційний курс гривні щодо іноземних валют, який встановлюється
Національним банком України щоденно (за травень 2011 року) 58

Основні монетарні параметри грошово-кредитного ринку України
у травні 2011 року 70

Ринок державних цінних паперів України у травні 2011 року 71

БАНКИ УКРАЇНИ

Л.Правдива

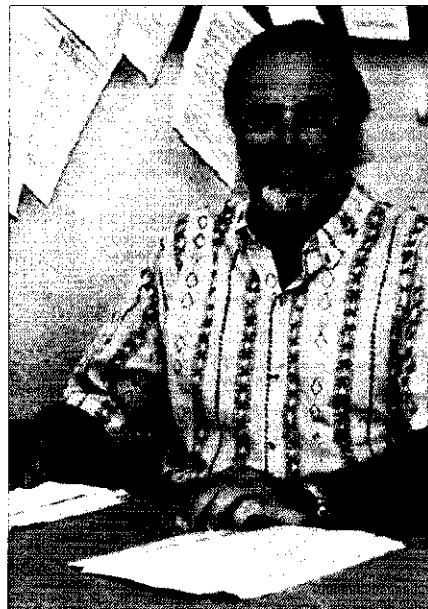
Удосконалення корпоративного управління в банках та управління
комплаєнс-ризиком 10



Володимир Хохлов

Кандидат технічних наук,
доцент кафедри "Фінанси і кредит"
Севастопольського національного
технічного університету

Факторно-кореляційний аналіз депозитів домашніх господарств у кризовий період



Традиційні методи дослідження економічних процесів у кризовий період, на думку автора, не дають змоги визначити тенденції та особливості формування депозитів домашніх господарств. У статті пропонується використовувати багатовимірний факторний аналіз складних економічних явищ, який базується на багатовимірній моделі, котра відкриває можливість вивчати приховані механізми взаємодії різних елементів економічної системи, робити об'єктивні оцінки факторних навантажень та ортогональні (проекційні) значення самих факторів.

Стабільність банківської системи, її спроможність ефективно сприяти інвестиційним процесам у країні – одна з основних умов подолання економічної та фінансової кризи. Стабільність банків безпосередньо пов'язана з формуванням ресурсної бази, важливу роль у формуванні якої відіграють домашні господарства. Їх частка в загальному обсязі депозитів нефінансового сектору значна – більше половини. Макроекономічні явища істотно впливають на домашні господарства, а тому актуальним є аналіз взаємодії депозитних процесів домашніх господарств із загально-економічними процесами, особливо в кризовий період.

Існує великий математичний інструментарій аналізу стохастичних процесів, але його не можна беззаперечно використовувати, коли йдеться про нові, поки що не досліджені явища. Проблеми перехідних економік хоч і не повністю, але все ж достатньо вивчені. А от дослідження кризових процесів потребують нетрадиційних підходів.

Проблеми формування ресурсної бази банків, зокрема в розрізі депозитів домашніх господарств, вивчали багато вітчизняних учених: М.Д.Алексєєнко, Н.І.Бицька, Д.В.Ванькович, А.П.Вожжов, О.З.Ватаманюк, В.В.Кравченко, Л.Н.Миргородська [1–7]. Пе-

релічені автори зазначають, що питання трансформації приватних заощаджень в інвестиційний потенціал потребують глибокого й детального дослідження.

Особливий інтерес до заощаджень домашніх господарств пояснюється низкою обставин: по-перше, домашні господарства є важливим суб'єктом економічної діяльності, їх споживання і благополуччя залежать від успішного розвитку економічної системи. По-друге, саме цей сектор економіки найбільше тяжіє до накопичення, що робить його найперспективнішим інвестором та альтернативою закордонним запозиченням.

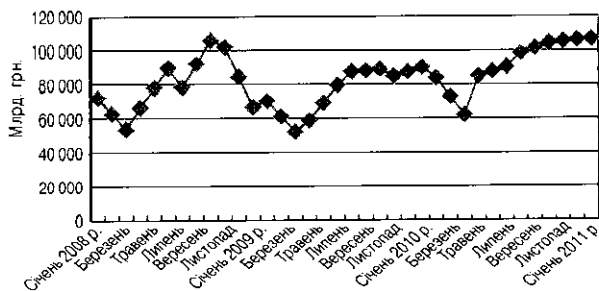
Однак взаємозв'язок сукупних депозитів з основними макроекономічними показниками поки що недостатньо вивчений. Одна з причин цього – відсутність належного математичного інструментарію, за допомогою якого можна виявити приховані тенденції у взаємозв'язках елементів економічної системи. Розкриття цих тенденцій дає змогу, з одного боку, якісно характеризувати механізми формування депозитів домашніх господарств, а з другого – підібрати належний математичний інструмент для прогнозування зміни економічних показників.

Таким інструментом може стати моделювання за допомогою системи

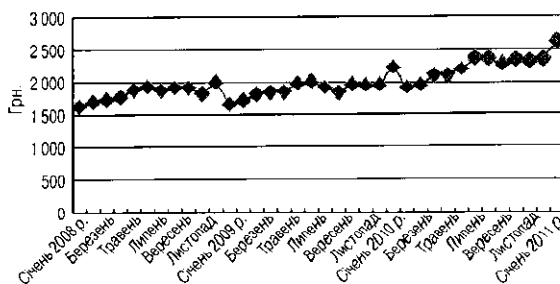
структурних рівнянь (SEM) [8, 9], що дає змогу на підставі значень екзогенних змінних робити прогноз для ендогенних змінних. Ця модель припускає, що досліджувані економічні показники на попередньому етапі структуровані в систему одночасних рівнянь, кожне з яких є ідентифікованим. Однак проблеми розпізнання структури взаємодій між змінними лежать за межами цього методу структурного моделювання [10].

Кореляційний аналіз у тому вигляді, в якому він нині використовується, дає змогу виявити лише парні кореляції між змінними, але не дає можливості вибудувати цілісну картину взаємодій. Класична лінійна регресійна модель (CLRM) для аналізу подібних систем просто не підходить, оскільки результуючий показник повинен регресувати на незалежні змінні, але практично всі економічні показники тісно пов'язані один з одним. Тому побудована на таких вихідних даних регресійна залежність, навіть коли вона формально адекватна, неминуче відтворюватиме реальну картину. Робити висновки за такою моделлю – означає віддалятися від істини [11, с. 344]. Якщо ж прагнути мінімізувати проблему мультиколінеарності, доведеться відбирати змінні для рівняння регресії, тобто ігнорувати деякі показники, що при-

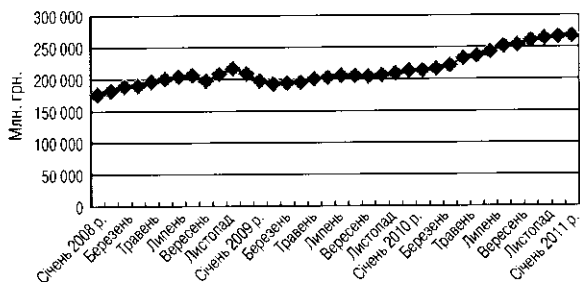
Графік 1. Валовий внутрішній продукт



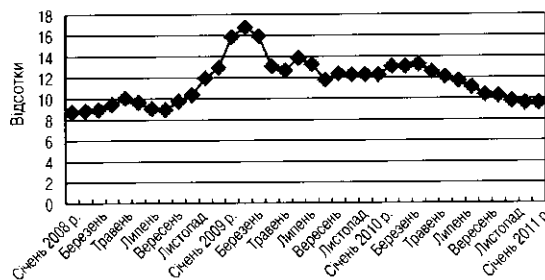
Графік 2. Номінальна заробітна плата



Графік 3. Депозити домашніх господарств



Графік 4. Відсоткова ставка за депозитами



зведе до віддалення від принципу системності економетричного аналізу. До того ж головним у дослідженні структурних взаємодій між змінними є розгляд взаємного впливу між усіма випробуваними змінними, а тому відбракувати будь-яку частину з них неприпустимо.

Існує багатовимірний факторний аналіз – дуже потужний інструмент статистичного дослідження, але він практично не використовується для розв'язання задач економетричного аналізу через невирішені проблеми оцінювання факторних навантажень і значень факторів [12]. Найвні у факторному аналізі методи оцінювання не відповідають деяким принципам, які підтверджуються даним факторним аналізом [10]. А цей апарат дає змогу розглянути прихований механізм взаємодії різних складових економічного явища.

Мета даної статті – проаналізува-

ти основні тенденції формування сукупних депозитів домашніх господарств у взаємозв'язку з основними макроекономічними показниками на підставі багатовимірної факторної моделі, параметри якої необхідно оцінити, застосувавши нові удосконалені методи, та виявити залежності, які надалі можна буде використати для структурного моделювання.

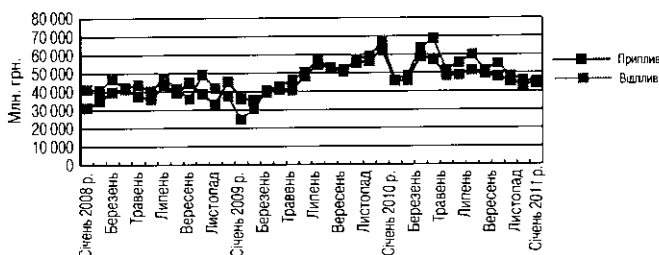
ОБГРУНТУВАННЯ ОТРИМАНИХ НАУКОВИХ РЕЗУЛЬТАТІВ

Проаналізуємо взаємозв'язки таких показників: валового внутрішнього продукту України (ВВП), середньої номінальної заробітної плати (ЗП), сукупного значення депозитів домашніх господарств (ДДГ), процентної ставки за цими депозитами, а також приплив і відплив грошей на депозитні рахунки. Графічне зображення вихідних даних подано на

графіках 1–5. Значення усіх показників наведено за період, що характеризується загостренням кризових явищ як у глобальній економіці, так і в економіці України [13].

Критичне значення коефіцієнта парної кореляції для даного числа значень змінних (22 спостереження) та довірчого рівня ймовірності 0.95 дорівнює 0.3598 [14, с. 167]. Відповідно ті значення коефіцієнтів кореляції, що менші від критичного, є незначущими (ці коефіцієнти зазначено в таблиці 1). Як видно з таблиці 1, характерний момент проявляється у тому, що на величину сукупних депозитів домашніх господарств істотний позитивний вплив чинять усі критерії, крім показника відпливу коштів. Найбільш значущим є зв'язок рівня депозитів з рівнем процентних ставок, а також (дещо меншою мірою) з припливом коштів на депозитні рахунки. Це цілком логічна за-

Графік 5. Приплив і відплив депозитів



Таблиця 1. Значення коефіцієнтів парної кореляції між показниками

Показник	ВВП	ЗП	ДДГ	%	Приплив	Відплив
ВВП	1	0.509	0.540	-0.005	0.051	0.205
ЗП	0.509	1	0.915	0.445	0.277	0.251
ДДГ	0.540	0.915	1	0.360	0.452	0.286
%	-0.005	0.445	0.360	1	0.537	0.149
Приплив	0.051	0.277	0.452	0.537	1	0.764
Відплив	0.205	0.251	0.286	0.149	0.764	1

кономірність, характерна для "спокійних" періодів часу, що не коригується кризовими явищами.

Єдиний прояв кризи, котрий впливає з кореляційного аналізу, полягає в тому, що заробітна плата хоч і має значущу кореляцію з рівнем депозитів, але кореляційний коефіцієнт знаходиться поруч із критичною зоною. Тому номінальна заробітна плата в останню чергу порівняно з іншими показниками позначається на рівні сукупних депозитів домашніх господарств.

Аналіз парних кореляцій між змінними величинами доволі інформативний, але він не дає змоги виявити структуру взаємозв'язків між групами показників, а також визначити множинні кореляції між окремою змінною та групою інших змінних. Усе це дає змогу провести багатовимірний факторний аналіз за такою моделлю [15]:

$$X = FA^T + U, \quad (1)$$

де X – матриця вихідних даних – значень спостережуваних показників, які стандартизовано (тобто змінні центровано й нормовано);

F – матриця значень факторів – деяких гіпотетичних не спостережуваних змінних, що перебувають за спостережуваними, і за допомогою яких пояснюються кореляції між вихідними показниками;

A – матриця факторних навантажень, верхній її індекс – знак транспонування;

U – матриця випадкових відхилень, дисперсія якої – діагональна матриця значень характеристик факторної моделі D^2 .

Значення факторів повинні мати властивість ортогональності:

$$F^T F = I, \quad (2)$$

де I – одинична матриця.

Тоді парні кореляції пояснюються за допомогою факторної моделі відповідно до основної теореми факторного аналізу:

$$P = AA^T + D^2, \quad (3)$$

де P – матриця парних істинних (на відміну від вибіркових) кореляцій.

У багатовимірному факторному аналізі є дві невирішені проблеми [16, 17]. Перша – відсутня однозначно збіжна процедура одержання максимально правдоподібних оцінок факторних навантажень, друга – не розроблено методу отримання оцінок значень факторів, які мають певні властивості (2). Ці дві проблеми призвели до того, що один із найістотніших інструментів статистичного дослідження практично не застосовується.

Першу проблему можна подолати за допомогою розв'язання екстремальної задачі, тобто знаходження максимуму функції правдоподібності за наявності обмежень, що дають змогу одержувати однозначні оцінки. Для цього знаходиться максимум матричної функції Лагранжа:

$$g = \ln |P| + \text{tr}\{P^{-1}R\} + \text{tr}\{\Lambda(A^T A - I)\}, \quad (4)$$

де R – матриця вибіркових значень парних кореляцій;

Λ – матриця множників Лагранжа; $\text{tr}\{\cdot\}$ – операція обчислення сліду матриці (суми діагональних елементів).

Для цього функція (4) диференціюється за матрицею факторних навантажень A і за матрицею множників Лагранжа Λ . Після прирівнювання матричних похідних до нуля отримуємо таку систему матричних рівнянь:

$$\begin{cases} P^{-1}A - P^{-1}RP^{-1}A + A\Lambda = 0; \\ A^T A - I = 0. \end{cases} \quad (5)$$

Рішення матричної системи (5) не дає прямого аналітичного вираження для оцінки невідомої матриці факторних навантажень, однак це рішення досягається чисельним способом за допомогою ітераційної процедури.

Максимум функції (4) досягається за допомогою такого методу:

$$\begin{cases} P_i = A_i A_i^T + D_i^2; \\ A_{i+1} = RP_i^{-1} A_i - P_i A_i (A_i^T P_i A_i)^{-1} (A_i^T RP_i^{-1} A_i - I), \\ (i = 0, 1, 2, \dots), \end{cases} \quad (6)$$

де i – номер ітерації.

Для початку ітераційної процедури необхідна матриця початкового наближення факторних навантажень A_0 , яка може бути розрахована за допомогою відомих нині методів оцінювання. Скажімо, як матрицю можна вибрати m перших головних компонентів (m – число факторів). Практичне використання процедури (6) підтверджує задовільну збіжність методу за будь-якого початкового наближення. Аналітично продемонструвати найкращі властивості оцінки (6) неможливо, як і властивості будь-якої оцінки, що отримуємо під час ітераційної процедури. Найкращі властивості, яким відповідають максимально правдоподібні оцінки, а саме: незміщеність й ефективність (6), установлюються за допомогою обчислювальних експериментів.

Вирішення другої проблеми – одержання ортогональних значень факторів, що володіють властивістю (2), може бути отримане в результаті пошуку мінімуму матричної функції Лагранжа:

$$g = \text{tr}\{(X - FA^T)^T (X - FA^T)\} + \text{tr}\{\Lambda(F^T F - I)\}. \quad (7)$$

Рішення екстремальної задачі (7) дає пряму оцінку значень факторів:

$$F = XA(A^T X^T X A)^{-1/2}. \quad (8)$$

Нескладно переконатися, що оцінка (8) є незміщеною, ортогональною та має найменшу дисперсію в класі ортогональних оцінок значень факторів, тобто є ефективною.

Перейдемо тепер до факторного дослідження взаємозв'язків показників. На першому етапі необхідно визначити число факторів. Для цього використовуємо відомий критерій визначення m , суть якого в тому, що за цю величину приймається кількість власних значень кореляційної матриці, більших за одиницю [14]. Елементи матриці коефіцієнтів кореляції наведено в таблиці 1, її власні значення дорівнюють:

$$\lambda = \{2.838; 0.087; 0.326; 1.131; 1.011; 0.607\};$$

отже, власних значень, більших за одиницю, – три, тому $m = 3$.

За процедурою оцінки (6) оцінено значення факторних навантажень (див. таблицю 2). Графічне зображення значень факторів, оцінених за методом (8), відображено на графіку 6.

Для перевірки адекватності факторної моделі можна використати F -критерій, який є відношенням дисперсій. Перша дисперсія обчислюється щодо середніх значень спостережуваних величин, друга, що стоїть у знаменнику, визначається щодо теоретичних значень, отриманих на підставі виразу (1). В узагальненому матричному вигляді величина критерію обчислюється за такою формулою:

$$F = \frac{N - n + m}{n - m - 1} \times \frac{1}{n} \text{tr}\{(X - \bar{X})^T (X - \bar{X})(X - FA^T)(X - FA^T)^{-1}\}, \quad (9)$$

де \bar{X} – вектор середніх значень спостережуваних змінних.

Якщо F більше від критичного

Таблиця 2. Оцінки факторних навантажень

Показники	Фактори		
	F1	F2	F3
ВВП	-0.298	0.812	-0.14
ЗП	0.234	0.451	0.046
ДДГ	0.246	0.365	0.156
%	0.742	0.059	0.379
Приплив	-0.089	0.035	0.624
Відплив	-0.487	-0.013	0.649

значення критерію, тобто табличного значення розподілу Фішера $F_{n-m-1; N-n+m}^{\alpha}$ з $(n-m-1)$ і $(N-n+m)$ ступенями свободи та рівнем значимості α , то параметри моделі значущі, тому модель адекватно описує реальні спостереження. У нашому випадку число спостережень N дорівнює 33, число змінних $n = 6$, і число факторів $m = 3$. Критичне значення для рівня значущості $\alpha = 0.05$ знаходимо зі статистичних таблиць [14, с. 138], і воно дорівнює $F_{2;30}^{0.05} = 3.32$. Обчислене значення F -критерію дорівнює:

$$F = \frac{30}{2} \times \frac{1}{6} \times 6.528 = 16.32.$$

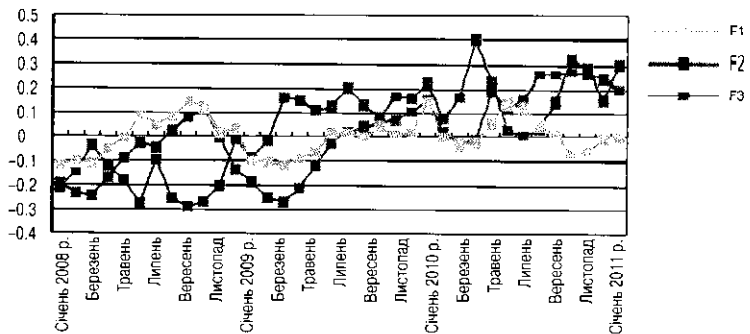
Отже, оцінена факторна модель є адекватною.

Коефіцієнт факторного навантаження можна інтерпретувати як міру щільності зв'язку між фактором і змінною, до того ж процедура оцінки (6) дає значення цих коефіцієнтів такими, що вони не можуть бути більшими за одиницю за абсолютної величини. Це відповідає загальному уявленню про значення коефіцієнтів кореляції: близькість до одиниці засвідчує високу щільність зв'язку, а близькість до нуля – про відсутність впливу. Однак факторне навантаження не є коефіцієнтом кореляції, що показує міру взаємного впливу; факторне навантаження засвідчує лише міру впливу фактора на змінну, але не навпаки.

Для інтерпретації факторного рішення в кожному рядку таблиці 2 знайдено найбільше за абсолютною величиною значення факторного навантаження на показник. Ці значення виділено. У кожній колонці відсутні значення більші за виділені, тому це рішення відповідає принципу простої структури [18, с. 56].

Оскільки перший фактор F1 найбільшою мірою навантажує показник процентних ставок, рівень яких формується в банківській системі, то його можна інтерпретувати як фактор активності банківської системи. Найбільші навантаження другого фактора F2 на макроекономічних показниках, тому його можна назвати загальноєкономічним фактором. У третьому факторі найбільші навантаження у показників припливу й відпливу коштів за депозитними рахунками, що характеризує активність домашніх господарств у депозитних операціях, а тому, відповідно, цей фактор можна витлумачити як фактор довіри домашніх господарств до банківської системи. На графіку 4 можна поміти-

Графік 6. Динаміка значень факторів



ти, що рівень впливу іноді перевищує рівень припливу коштів, але рівень сукупних депозитів поступово підвищується, тобто позитивні значення фактора F3 характеризують доброзичливе ставлення домашніх господарств до банківської системи.

Вивчаючи значення навантажень кожного фактора, можемо зробити кілька висновків, що проясняють у цілому процеси взаємодії в економічній системі: держава – банки – домашні господарства, – у кризовий період.

Активність банківської системи в кризовий період негативно позначилась на відпливі коштів (значення навантаження -0.487), тобто в цілому перешкодила цій негативній тенденції. Водночас вона не зробила позитивного впливу на валовий внутрішній продукт (-0.298).

Загальноєкономічний фактор підтримав сукупний рівень депозитів домашніх господарств, але водночас не зробив помітного впливу ні на активність банківської системи, ні на довіру домашніх господарств до банківської системи.

Третій фактор стимулював банківську систему до активних дій, але позитивно на валовий внутрішній продукт не вплинув.

Оцінки значень факторів отримані для кожного тимчасового періоду від січня 2008 року до січня 2011 року (див. графік 5). Динаміка значень факторів – це наочне зображення основних елементів економічної системи. Впродовж усього 2008 року перший фактор набував негативних значень, що свідчить про недостатню активність банківської системи в цей період. Упродовж 2009 року спостерігаємо підвищення активності, але 2010 року вона в цілому пішла на спад.

Загальноєкономічний фактор упродовж 2008 року мав різні значення, але з 2009 року вони послідовно пе-

рейшли в позитивну площину. Пік цього фактора припадає на березень 2010 року.

Значення третього фактора у 2008 році позростали до жовтня, що свідчило про відсутність у цілому негативного ставлення населення до зберігання грошей на депозитах. Однак після жовтня 2008 року довіра стрімко падає, сплеск недовіри припадає на грудень 2008 року, а з березня 2009 року формується спад недовіри до банківської депозитної системи.

Факторно-кореляційний аналіз дає змогу сформувати модель структурних рівнянь, кількість яких повинна дорівнювати кількості факторів. Тоді відповідно кількості ендогенних змінних – показників, що пояснюються моделлю, буде такою ж, у нашому випадку – три показники. Змінні, що мають увійти в рівняння системи, вибираються за найбільшими навантаженнями на даний фактор, причому серед цих змінних повинна бути як мінімум одна ендогенна змінна. Кількість змінних, що увійшли в рівняння, повинна відповідати критерію ідентифікованості. Це засвідчує той факт, що кількість вилучених із рівняння екзогенних змінних може принаймні дорівнювати кількості ендогенних змінних, зменшеній на одиницю [9]. Оскільки всього змінних шість, три з яких ендогенні, то у кожне рівняння може увійти не більше двох екзогенних змінних.

Ендогенні змінні вибираються відповідно до цілей дослідження. У нашому випадку це депозити домашніх господарств, процентні ставки за депозитами і приплив коштів на депозитні рахунки, інші змінні – екзогенні.

У перше рівняння системи – рівняння першого фактора – увійшли такі змінні: валовий внутрішній продукт, депозити домашніх господарств, процентні ставки за депозитами і відплив коштів із депозитних рахунків.

Змінні другого рівняння вибираються за найзначущішими навантаженнями другого фактора, а це: валовий внутрішній продукт, середня номінальна заробітна плата й депозити домашніх господарств. У третє рівняння входять процентні ставки за депозитами, приплив і відплив коштів.

Правило нормалізації структурного моделювання свідчить про те, що кожна ендегенна змінна повинна мати власне рівняння [9]. Оскільки в першому рівнянні таких змінних дві, а в другому – одна, що потрапила в перше рівняння – депозити домашніх господарств, те ж (друге) рівняння буде власним для цього показника. Отже, як модель структурних рівнянь може бути запропонована система таких залежностей: процентні ставки на депозити визначаються валовим внутрішнім продуктом, рівнем депозитів домашніх господарств і відпливом коштів із цих депозитів; величина депозитів домашніх господарств зумовлена валовим внутрішнім продуктом і середньою заробітною платою; приплив коштів пов'язаний з рівнем процентних ставок і відпливом коштів із депозитних рахунків.

Кількісна оцінка параметрів системи структурних рівнянь дасть змогу робити прогноз значень ендегенних змінних і давати необхідні рекомендації з пошуків процесу залучення засобів домашніх господарств на депозити.

ВИСНОВКИ Й ОСНОВНІ НАПРЯМИ ПОДАЛЬШИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

За результатами аналізу динаміки значень факторів можна дійти висновку, що погодженість розглянутих елементів економічної системи в кризовий період не була на належному рівні. Активність банківської системи не стимулювала приплив коштів на депозити домашніх господарств, але перешкодила надмірному відпливу коштів із банківської сфери. Загальноекономічний фактор підтримав сукупні депозити домашніх господарств на середньому рівні, але ніяк не позначився на активності самих приватних вкладників.

Отримано залежності між розглянутими показниками, які можуть стати основою для складання моделі структурних рівнянь.

Факторно-кореляційний аналіз довів, що домашні господарства в розпал кризи залишалися в основному добро-

зливими партнерами банківської системи, яка поки що стояла осторонь від основних макроекономічних процесів. Тому державна політика в тій частині, що регулює фінансову сферу, не повинна втратити позитивне ставлення вкладників і зобов'язана сприяти підвищенню їх довіри до банківської системи, захисту економічних інтересів домашніх господарств, надавати їм гарантії збереження заощаджень (за допомогою системи державного гарантування банківських вкладів громадян); розширювати й удосконалювати функціонування фінансових та ощадних інститутів на ринку заощаджень; ефективно контролювати їхню діяльність; не допускати ощадних криз і підтримувати стабільність ощадної системи в цілому.

Максимально об'єктивні оцінки факторних навантажень та ефективні ортогональні оцінки значень факторів дають можливість одержувати адекватну факторну модель взаємодій сукупних депозитів домашніх господарств із досліджуваними показниками. Запропонований метод аналізу – єдиний інструмент дослідження економічних систем з великою кількістю змінних. Збільшення кількості досліджуваних показників економічних і фінансових систем є основним напрямом подальших досліджень.

Література

1. Алексеевко М.Д. Капітал банку: питання теорії й практики: Монографія. – К.: КНЕУ, 2002. – 276 с.
2. Бицька Н. Кошти населення у формуванні ресурсної бази банків // Вісник Національного банку України. – 2004. – № 12. – С. 26–28.
3. Ванькович Д.В. Аналіз фінансових джерел формування інвестиційних ресурсів в Україні / Д.В. Ванькович, Н.Б. Демчишак // Фінанси України. – 2007. – № 7. – С. 72–78.
4. Ватаманюк О.З. Визначники особистих заощаджень в економіці України // Фінанси України. – 2007. – № 1. – С. 75–81.
5. Возжов А.П. Процессы трансформации банковских ресурсов: Монография. – Севастополь: Изд-во СевНТУ, 2006. – 339 с.
6. Кравченко В.В. Основні напрямки інвестиційної діяльності домогосподарств у національній економіці // Економічний простір. – 2008. – № 16. – С. 27–32.
7. Миргородська Л. Оцінка потенціалу заощаджень населення України //

Економіст. – 2006. – № 1. – С. 35–42.

8. Maruyama G.M. Basics of structural equation modeling (Основи структурного моделювання). – Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 1997. – 448 p.

9. Vermunt, J. K. Structural equation models: Mixture models (Моделі структурних рівнянь: змішані моделі) // Encyclopedia of statistics in behavioral science. B. Everitt & D. Howell, eds. – Chichester, UK: John Wiley and Sons, 2005. – Pp. 1922–1927.

10. Loehlin, J. C. Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural analysis (Моделі схованих змінних: введення у факторний, шляховий і структурний аналіз). – Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum, 2004. – 526 p.

11. Gujarati D.N. Basic econometrics (Основи економетрики). – The McGraw-Hill Companies, 2004. – 1004 p.

12. Mezzetti M. Bayesian correlated factor analysis of socio-demographic indicators (Байєсовський косокутний факторний аналіз соціально-демографічних індикаторів) / М. Mezzetti, F.C. Billari. – Statistical Methods & Applications, 2005. – № 14. – Pp. 223–241.

13. Фінансові ринки. Статистичні дані НБУ [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.bank.gov.ua/Statist/sfs.htm>.

14. Мюллер П. Таблицы по математической статистике / П. Мюллер, П. Нойман, Р. Шторм. – М.: Финансы и статистика, 1982. – 278 с.

15. Харман Г. Современный факторный анализ / Г. Харман. – М.: Статистика, 1972. – 486 с.

16. Thompson B. Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications (Дослідницький і підтверджувальний факторний аналіз: поняття й додатки). – ISBN: 1-59147-093-5. – Washington: DSCAPA, 2004. – 195 p.

17. Hogarty K. Y. Selection of variables in exploratory factor analysis: An empirical comparison of stepwise and traditional approaches selection of variables in exploratory factor analysis (Відбір змінних у дослідницькому факторному аналізі: емпіричне порівняння просунутих і традиційних підходів до селекції змінних у дослідницькому факторному аналізі) / Kristine Y. Hogarty, Jeffrey D. Kromrey, John M. Ferron, Constance V. Hines. – Psychometrika, 2004. – Vol. 69, № 4. – Pp. 593–611.

18. Хохлов В.В. Многомерный факторный анализ временных рядов банковских депозитов: Монография. – Севастополь: Изд-во СевНТУ, 2009. – 204 с.