

С.М. Дячек, к.е.н., доц.
Є.В. Павловський, магістр

Житомирський державний технологічний університет

Прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банків України

Українські банки функціонують у складних соціально-економічних умовах невизначеності та динамічності зовнішнього середовища, за яких виникають чинники зовнішнього та внутрішнього характеру, що дестабілізують банківську діяльність. Впродовж 2014–2016 рр. відбулося більше ніж триразове зростання частки простроченої кредитної заборгованості у загальній сумі банківських кредитів, спричинене не лише об'єктивним зниженням платоспроможності та платіжної дисципліни позичальників, а й нераціональним підходом вітчизняних банків до проведення кредитної політики.

Доведено необхідність та доцільність аналізу та прогнозування проблемної кредитної заборгованості з використанням економіко-математичного моделювання для підвищення ефективності політики банків у сфері управління проблемними кредитами. Запропоновано економіко-математичну модель прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банків України з використанням кореляційно-регресійного аналізу. Надано рекомендації щодо механізмів зменшення обсягів проблемних кредитів та скорочення частки простроченої кредитної заборгованості у банківському кредитному портфелі.

Ключові слова: прострочена кредитна заборгованість; прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості; кореляційно-регресійний аналіз; економіко-математичне моделювання.

Постановка проблеми. Аналіз якості кредитного портфеля банків України виявив стійку тенденцію до зростання частки простроченої кредитної заборгованості у загальній сумі банківських кредитів впродовж 2014–2016 рр. з 7,7 % на початку 2014 р. до 24,2 % на початку 2017 р. [12]. Це відбулося не лише внаслідок об'єктивного погіршення платоспроможності позичальників в умовах нестабільної макроекономічної та політичної ситуації в країні, але й через серйозні прорахунки у кредитній політиці банків. Для оцінки ефективності планування та коригування політики банків у сфері управління проблемними кредитами важливе значення має застосування методів аналізу та прогнозування проблемної кредитної заборгованості у банківському кредитному портфелі. Наведене вище свідчить про значну актуальність теми наукового дослідження та визначає цільову спрямованість дослідження.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. В економічній літературі є чимало наукових праць, присвячених розробці економіко-математичних моделей оцінки й прогнозування частки та обсягів проблемних кредитів. Зокрема, дослідженню даного питання присвячено наукові праці О.М. Сидоренко та І.М. Вядрової [4], С.В. Гадецької, О.М. Сидоренко та О.А. Гуренко [5], С.М. Лобозинської [7], О.С. Москвічової та Н.П. Анісімової [9], Н.В. Ткаченко та А.М. Харченко [13]. Незважаючи на значний доробок науковців, запропоновані ними моделі значною мірою втратили свою актуальність, адже динаміка факторних та результативних показників, використаних при розробці відповідних моделей, суттєво змінилася впродовж 2014–2016 рр. під впливом загострення економічної та політичної кризи в Україні. У контексті зазначеного вище питання аналізу та прогнозування проблемної кредитної заборгованості банків з використанням економіко-математичного моделювання потребує подальшого дослідження.

Метою статті є обґрунтування необхідності вдосконалення банківської політики у сфері управління проблемними кредитами шляхом застосування економіко-математичних методів аналізу та прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банків України з використанням кореляційно-регресійного аналізу.

Викладення основного матеріалу. В економічній літературі наводяться різні варіанти застосування методів економіко-математичного моделювання для оцінки та прогнозування частки та обсягів проблемних кредитів.

Так, С.В. Гадецька, О.М. Сидоренко та О.А. Гуренко у своїй роботі обґрунтували можливість удосконалення системи управління проблемними активами шляхом застосування методів аналізу та прогнозування простроченої кредитної заборгованості у кредитних портфелях банків з використанням адаптивної моделі Брауна [5]. Однак модель не передбачає визначення факторів, від яких залежить показник, що аналізується.

Ткаченко Н.В. та Харченко А.М. запропонували застосовувати контрольні карти Шухарта, як інструмент контролю якості кредитного моніторингу, за показниками часток безнадійних та недіючих кредитів у кредитних операціях банку (без можливості прогнозування зміни цих показників та визначення факторів впливу) [13].

Значна кількість досліджень з цієї проблематики присвячена оцінюванню та прогнозуванню проблемних кредитів банківської системи України з використанням кореляційно-регресійного аналізу, що передбачає з'ясування причинно-наслідкових зв'язків результативного показника та незалежних змінних. Популярність такого методу цілком зрозуміла, адже, визначивши фактори, що впливають на зростання або зменшення проблемної кредитної заборгованості банків, можна запропонувати заходи щодо вдосконалення політики управління проблемними кредитами.

Москвічова О.С. та Н.П. Анісімова у своїй роботі на основі вихідних даних за 2012–2014 рр. виявили щільну кореляційну залежність частки простроченої кредитної заборгованості у загальному обсязі виданих кредитів від таких незалежних змінних: частки кредитів, наданих суб'єктам господарювання, у кредитному портфелі; курсу національної валюти щодо долара США; частки кредитів в іноземній валюті у кредитному портфелі; частки довгострокових кредитів у кредитному портфелі; номінального ВВП [9]. Проведене С.М. Лобозинською на основі вихідних даних за 2006–2011 рр. дослідження виявило щільні кореляційні взаємозв'язки між часткою недіючих кредитів у загальному обсязі кредитних операцій вітчизняних банків та рівнем покриття страховими резервами проблемних кредитів, середньозваженою процентною ставкою за кредитами та темпами зростання кредитів [7]. Вядрова І.М. та О.М. Сидоренко у своїй роботі на основі вихідних даних за 2000–2014 рр. виявили щільну кореляційну залежність частки простроченої кредитної заборгованості у загальному обсязі виданих кредитів від таких незалежних змінних: депозити фізичних осіб у банках України; частки вивільнених з економічних причин у загальній кількості безробітного населення; заборгованості з виплати заробітної плати [4].

Незважаючи на цінність проведених досліджень із ретроспективної точки зору, проаналізовані моделі оцінки та прогнозування проблемної кредитної заборгованості не враховують всю сукупність факторів, що визначають наявний та прогнозований обсяг проблемної кредитної заборгованості в сучасних умовах господарювання. Відповідно до цього, для вирішення поставленої проблеми було розроблено економіко-математичну модель прогнозування частки проблемних кредитів у кредитному портфелі банків України, з урахуванням впливу зовнішніх та внутрішніх факторів. Наявність відповідного прогнозу на певний період часу, разом з можливістю виявлення факторів, які найсуттєвіше впливають на зміну частки проблемних кредитів за даних умов, дає змогу скоригувати кредитну політику таким чином, щоб мінімізувати банківські втрати за кредитними операціями.

Для розробки цієї моделі було застосовано кореляційно-регресійний аналіз причинно-наслідкових зв'язків портфеля проблемних кредитів банків України та незалежних змінних на основі вихідних даних, що враховують значення відповідних показників у 2014–2016 рр.

На основі вивчення методик проведення множинного регресійного аналізу, представлених у роботах В.В. Волкової і Н.І. Волкової [3, с. 133] та І.Б. Медведєвої [8, с. 753], запропоновано здійснювати кореляційно-регресійний аналіз проблемних кредитів банків України за таким алгоритмом:

- I. Вибір результативної та потенційних факторних ознак, часового періоду;
- II. Побудова та аналіз матриці парних коефіцієнтів кореляції; відбір факторних показників для рахування до моделі;
- III. Побудова кореляційно-регресійної моделі;
- IV. Перевірка якості моделі;
- V. Оцінювання впливу окремих факторів на результативну ознаку;
- VI. Використання кореляційно-регресійної моделі для прогнозування і управління проблемними кредитами банків.

Для проведення кореляційно-регресійного аналізу на першому етапі було визначено період аналізу, а саме 2007–2016 рр., маючи на меті надання кореляційно-регресійній моделі достатньої глибини для надійного визначення наявності причинно-наслідкових зв'язків.

З трьох проаналізованих можливих варіантів результативної ознаки (y) – частки безнадійних кредитів, частки недіючих кредитів та частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України – було обрано останній. На нашу думку, безнадійні кредити відображають лише незначну частину загальної сукупності проблемних кредитів. Щодо недіючих кредитів, то протягом обраного періоду підхід НБУ до визначення недіючих кредитів змінювався чотири рази, що робить використання даного показника необ'єктивним [11]. Показник простроченої кредитної заборгованості відображає загальну вартість фактично прострочених кредитних зобов'язань, а оскільки основною ознакою проблемності кредиту доцільно вважати саме наявність прострочених платежів, то частка простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України, на нашу думку, найкраще підходить для статистичної оцінки якості портфеля банківських кредитів.

На основі логічного підходу, аналізу наявних наукових розробок у досліджуваній сфері та наявності у вільному доступі необхідної статистичної інформації було обрано такі потенційні фактори, що впливають на зміну частки простроченої кредитної заборгованості:

- 1) середньозважений офіційний курс гривні щодо долара США (x_1);
- 2) номінальний ВВП України (x_2);
- 3) частка кредитів, наданих нефінансовим корпораціям, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків) (x_3);
- 4) частка кредитів, наданих в іноземній валюті, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків) (x_4);
- 5) частка довгострокових кредитів у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків) (x_5);
- 6) депозити домашніх господарств у банківській системі України (x_6);
- 7) частка осіб, вивільнених з економічних причин, у загальній кількості безробітного населення у віці 15–70 років (x_7);
- 8) заборгованість з виплати заробітної плати (x_8);
- 9) темп зростання кредитів, наданих банками України (x_9);
- 10) середньозважена процентна ставка за новими банківськими кредитами резидентам (крім банків) (x_{10});
- 11) частка резервів у портфелі недіючих кредитів (x_{11});
- 12) частка власного капіталу у пасивах банківської системи України (x_{12});
- 13) індекс промислової продукції (x_{13});
- 14) обсяг роздрібного товарообігу підприємств (x_{14});
- 15) обсяг оптового товарообігу підприємств (x_{15}).

Перші 11 потенційних факторів використовувалися у проаналізованих дослідженнях, присвячених оцінюванню та прогнозуванню проблемних кредитів банківської системи України, з використанням кореляційно-регресійного аналізу. Відбір такого фактору як частка власного капіталу у пасивах банківської системи України пояснюється тим, що зростання обсягів кредитів, наданих банками за рахунок власних, а не залучених коштів, сприятиме проведенню більш обережної та консервативної кредитної політики, що, в свою чергу, має позитивно вплинути на якість кредитного портфеля. Обрання в якості потенційних факторів індексу промислової продукції, а також обсягів роздрібного і оптового товарообігу підприємств зумовлюється тим, що від цих показників залежить попит на кредитні ресурси з боку суб'єктів господарювання, рівень їх кредитоспроможності та можливість погашати кредити у зумовлені строки і в повному обсязі.

На наступному етапі побудуємо та проаналізуємо матрицю парних коефіцієнтів кореляції (табл. 1). Для розрахунків було використано статистичні дані Національного банку України та Державної служби статистики України, що характеризують значення потенційних факторів та результативного показника у 2007–2016 рр. [11; 12].

Таблиця 1

Матриця парних коефіцієнтів кореляції*

	y	x ₁	x ₂	x ₃	x ₄	x ₅	x ₆	x ₇	x ₈	x ₉	x ₁₀	x ₁₁	x ₁₂	x ₁₃	x ₁₄	x ₁₅
y	1,00															
x ₁	0,95	1,00														
x ₂	0,91	0,93	1,00													
x ₃	0,85	0,80	0,94	1,00												
x ₄	0,12	0,25	-0,05	-0,32	1,00											
x ₅	-0,38	-0,31	-0,54	-0,74	0,55	1,00										
x ₆	0,69	0,64	0,85	0,95	-0,43	-0,82	1,00									
x ₇	-0,25	-0,49	-0,52	-0,36	-0,14	0,18	-0,33	1,00								
x ₈	0,84	0,83	0,66	0,49	0,57	-0,04	0,34	-0,10	1,00							
x ₉	-0,70	-0,48	-0,58	-0,69	0,36	0,53	-0,63	-0,30	-0,51	1,00						
x ₁₀	0,42	0,39	0,23	0,11	0,50	0,00	0,02	0,22	0,74	-0,44	1,00					
x ₁₁	0,68	0,58	0,69	0,61	-0,05	-0,22	0,60	-0,07	0,63	-0,73	0,43	1,00				
x ₁₂	-0,64	-0,82	-0,60	-0,37	-0,62	-0,10	-0,17	0,59	-0,70	-0,06	-0,34	-0,15	1,00			
x ₁₃	-0,17	-0,16	-0,09	-0,07	-0,31	0,24	-0,12	-0,29	-0,45	0,25	-0,80	-0,15	0,15	1,00		
x ₁₄	0,83	0,81	0,97	0,98	-0,24	-0,70	0,95	-0,46	0,52	-0,62	0,15	0,67	-0,41	-0,12	1,00	
x ₁₅	0,81	0,86	0,93	0,81	-0,02	-0,34	0,71	-0,66	0,57	-0,45	0,13	0,72	-0,58	0,15	0,86	1,00

Довідка: *Розраховано авторами на основі [11; 12]

На основі обчисленої матриці парних коефіцієнтів кореляції та застосування логічного підходу для врахування до кореляційно-регресійної моделі було відібрано фактори, що мають високе значення кореляції з результативною змінною (коефіцієнт кореляції більший за 0,5), але не є мультиколінеарними, тобто такими, що зв'язані між собою сильною лінійною залежністю (коефіцієнт кореляції менший за 0,7) [14, с. 143].

Таким чином, було відібрано такі факторні ознаки:

- 1) частка кредитів, наданих нефінансовим корпораціям, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків) (x_1);
- 2) темп зростання кредитів, наданих банками України (x_2);
- 3) частка власного капіталу у пасивах банківської системи України (x_3).

На третьому етапі будемо модель множинної регресії для виявлення математичної залежності між досліджуваними ознаками і встановлення за допомогою коефіцієнта кореляції порівняльної оцінки щільності взаємозв'язку. Рівняння регресії характеризує зміну середнього рівня результативної ознаки (y) залежно від зміни факторної ознаки (x). Воно визначає математичне сподівання групових середніх результативної ознаки під впливом різних значень факторних ознак [7, с. 251].

Припустимо, нам відомі результати (n) спостережень за залежною змінною (y) і незалежними змінними ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_m$). У такому разі результати спостережень задовольняють таку систему лінійних рівнянь:

$$\{y_i = b_0 + b_1 x_1^i + b_2 x_2^i + \dots + b_m x_m^i, (i = 1, 2, \dots, n)\}. \quad (1)$$

де $b_0, b_1, b_2, \dots, b_m$ – невідомі коефіцієнти регресії.

У нашому випадку дана система лінійних рівнянь матиме такий вигляд:

$$\{y_i = b_0 + b_1 x_1^i + b_2 x_2^i + b_3 x_3^i, (i = 1, 2, \dots, 10)\}. \quad (2)$$

Невідомі коефіцієнти регресії (b_0, b_1, b_2, b_3) знайдемо за допомогою методу найменших квадратів. Після їх обчислення лінійна регресійна багатоваріантна модель матиме такий вигляд:

$$y = 33,3712 + 0,2456 x_1 - 0,1400 x_2 - 1,6972 x_3. \quad (3)$$

На четвертому етапі перевіримо якість та статистичну значущість отриманої кореляційно-регресійної моделі за допомогою коефіцієнтів кореляції та детермінації, F-критерію Фішера та абсолютної середньої відносної похибки апроксимації (MAPE) (табл. 2).

Таблиця 2

*Результати дослідження якості кореляційно-регресійної моделі прогнозування частки простроченої кредитів в кредитному портфелі банків України**

№ з/п	Показник	Фактичне значення показника	Табличне (нормативне) значення показника
1	Коефіцієнт множинної кореляції (R)	R = 0,9861	$ R = 1$ – функціональний зв'язок між результативною та факторними ознаками; $0,9 \leq R < 1$ – достатньо сильний зв'язок; $0,7 \leq R < 0,9$ – сильний зв'язок; $0,5 \leq R < 0,7$ – помірний зв'язок; $0,3 \leq R < 0,5$ – помітний зв'язок; $0 < R < 0,3$ – слабкий зв'язок; $ R = 0$ – відсутній зв'язок
2	Коефіцієнт детермінації (R^2)	$R^2 = 0,9723$	$0 \leq R^2 \leq 1$. $R^2 = 0$ – варіація значень результативної змінної взагалі не залежить від варіації значень факторних змінних моделі, а пояснюється лише впливом випадкових факторів. $R^2 = 1$ – статистична лінійна залежність між економічними показниками перетворюється на однозначну, функціональну лінійну залежність. Чим більше значення коефіцієнта (наближається до 1), тим більш вагомим є вплив факторних змінних на результативну і тим більше підстав стверджувати, що саме зміною значень факторів пояснюється зміна значення результативної змінної, а не іншими неврахованими у моделі факторами
3	Критерій Фішера (F)	$F_{\text{факт}} = 70,21$	$F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}}$ – гіпотеза про значущість зв'язку між факторними та результативною змінними підтверджується. $F_{\text{табл}} = 4,76$

4	Абсолютна середня відносна похибка апроксимації (МАРЕ)	МАРЕ = 15,06 %	<p>< 10 % – висока потенційна точність прогнозу; 10–20 % – досить добра потенційна точність прогнозу; 21–50 % – задовільна потенційна точність прогнозу; > 50 % – незадовільна потенційна точність прогнозу</p>
---	--	----------------	--

Довідка: *Складено авторами на основі [6, с. 42–47; 10; 15, с. 463]

Коефіцієнт кореляції (R) є кількісною мірою міцності лінійного кореляційного зв'язку між змінними моделі та у загальному випадку представляє собою коефіцієнт множинної кореляції [6, с. 41]. У нашому випадку множинний коефіцієнт кореляції $R = 0,9861$, що свідчить про наявність достатньо сильного лінійного зв'язку між результативним показником (часткою простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України) та факторними ознаками (часткою кредитів, наданих нефінансовим корпораціям, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків); темпом зростання кредитів, наданих банками України; часткою власного капіталу у пасивах банківської системи України).

Коефіцієнт детермінації (R^2) використовується як критерій (відповідності) моделі статистичним даним, оскільки він є мірою пояснювальної сили незалежних змінних і показує, яка частина варіації результативної змінної пояснюється саме варіацією (змінною) незалежних змінних, а не іншими випадковими факторами, що акумулюються у стохастичній складовій моделі [6, с. 42].

Таким чином, коефіцієнт детермінації показує, наскільки значним є вплив факторних змінних моделі на результативну. Якщо цей вплив є значним, то побудована модель дійсно описує лінійну залежність між відповідними економічними показниками, і ця залежність є суттєвою. Якщо ж цей вплив є незначним, то модель є неадекватною статистичним даним, і лінійна регресійна залежність між економічними показниками у ній є достатньо сумнівною і неякісною.

Коефіцієнт детермінації завжди є додатною величиною і може змінювати своє значення у межах від 0 до 1 включно.

У нашому випадку коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,9723$, що свідчить про те, що зміна значення результативного показника (частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України) на 97,23 % пояснюється зміною значень факторних ознак (частки кредитів, наданих нефінансовим корпораціям, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків); темпу зростання кредитів, наданих банками України; частки власного капіталу у пасивах банківської системи України), а на 2,77 % – іншими випадковими факторами. Таким чином, вплив факторних змінних на результативну є досить суттєвим, що свідчить про високий рівень адекватності моделі статистичним даним.

Регресійну модель, а точніше рівняння регресії, можна вважати статистично значущим («правильним»), якщо воно дійсно відображає лінійну залежність між економічними показниками у цьому рівнянні. Це можливо, якщо коефіцієнт детермінації є дуже наближеним до одиниці. Якщо ж він дорівнює нулю або несуттєво відрізняється від нуля, залежність між змінними моделі відсутня та отримане рівняння регресії не відтворює реальної ситуації.

Таким чином, перевірка статистичної значущості моделі в цілому зводиться до перевірки статистичної значущості коефіцієнта детермінації, тобто перевірки того, чи суттєво його реальне значення відрізняється від нуля.

З цією метою висуваються такі дві гіпотези. Перша – нульова гіпотеза – стверджує, що оцінене рівняння регресії не пояснює зміну результативної змінної під впливом факторних змінних. Друга – альтернативна гіпотеза – стверджує, що варіація результативної змінної пояснюється впливом факторних змінних. Варто зазначити, що наведена вище нуль-гіпотеза є справедливою лише у тому випадку, якщо всі коефіцієнти регресії одночасно дорівнюють нулю.

Якщо нуль-гіпотеза неправильна, то не всі параметри моделі значно відрізняються від нуля. Це дає підставу вважати, що відібрані фактори пояснюють варіацію результативної змінної, тобто побудована модель адекватна фактичним статистичним даним.

Для перевірки гіпотез на основі значення коефіцієнта детермінації розраховується F-критерій Фішера та порівнюється з відповідним табличним значенням, відповідно до заданого рівня значущості (як правило – 0,05 чи 0,01). Якщо виконується умова $F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}}$, то нуль-гіпотеза відкидається на користь альтернативної, що свідчить про статистичну значущість побудованої моделі в цілому та її адекватність. У протилежному випадку нуль-гіпотеза приймається і модель вважається неадекватною статистичним даним [6, с. 45–47].

У нашому випадку розрахунковий F-критерій Фішера $F_{\text{факт}} = 70,21$ значно перевищує відповідне табличне значення $F_{\text{табл}} = 4,76$ (при рівні значущості 0,05), тобто гіпотеза про значущість зв'язку між

незалежними та залежною змінними підтверджується, а економетрична модель є адекватною фактичним даним (з довірчою ймовірністю 95 %).

Якщо побудована модель є адекватною і статистично значущою, її можна застосовувати для прогнозування значень результативної змінної моделі. При цьому необхідно оцінити потенційну точність такого прогнозування за допомогою обчислення показника абсолютної середньої відносної похибки апроксимації (МАРЕ). Як видно з таблиці 2, значення МАРЕ = 15,06 %, що свідчить про досить добру потенційну точність прогнозу, яка становить 100 % – МАРЕ = 84,94 %.

Було прийнято рішення не здійснювати тестування наявності мультиколінеарності між факторними ознаками, з огляду на те, при достатньо великому значенні коефіцієнта детермінації ($R^2 \geq 0,9$), наявність мультиколінеарності не впливає на якість і точність прогнозу, що є основною метою дослідження [6, с. 82–83].

На п'ятому етапі здійснимо оцінку впливу окремих факторів на результативний показник за допомогою обчислення часткових середніх коефіцієнтів еластичності (E_{yx_m}). Дані коефіцієнти

розраховуються окремо за кожним із факторів і характеризують еластичність поведінки результативної змінної моделі при зміні значення певного факторного показника, показуючи, на скільки відсотків у середньому змінить своє значення результативний показник при збільшенні значення певного факторного показника на 1 % при незмінних значеннях інших факторних показників моделі [6, с. 54–55].

За результатами проведених розрахунків було отримано такі значення часткових середніх коефіцієнтів еластичності: $E_{yx_1} = 1,59$; $E_{yx_2} = -1,49$; $E_{yx_3} = -2,13$. Отже, при збільшенні частки

кредитів, наданих нефінансовим корпораціям, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків), на 1 %, за умови незмінного значення інших факторів, частка простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України збільшиться на 1,59 %. При збільшенні темпу зростання кредитів, наданих банками України, на 1 %, за умови незмінного значення інших факторів, частка простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України зменшиться на 1,49 %. При збільшенні частки власного капіталу у пасивах банківської системи України на 1 %, за умови незмінного значення інших факторів, частка простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України зменшиться на 2,13 %.

Таким чином, можна зробити висновок, що для скорочення частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банкам варто наростити кредитний портфель за рахунок збільшення обсягів кредитування фізичних осіб, звичайно ж, за умови вдосконалення механізмів оцінки кредитоспроможності клієнтів. Збільшення частки власного капіталу у пасивах банківської системи України призведе до того, що зросте частка банківських кредитів, що надаватимуться за рахунок власних, а не залучених коштів. З огляду на це, банки проводитимуть більш обачну та раціональну кредитну політику, що, в свою чергу, сприятиме зменшенню обсягів проблемних кредитів та скороченню частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі.

На шостому етапі за допомогою використання отриманої кореляційно-регресійної моделі здійснимо точкове прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України, станом на 31.12.2017 р. Точковий прогноз є точковою оцінкою математичного сподівання результативної змінної моделі та дає можливість обчислити наближене середнє прогнозне значення результативної змінної. Точкове прогнозне значення обчислюється на основі підстановки у здобуте регресійне рівняння прогнозного значення факторів. Результатом є точкова оцінка середнього значення результативного показника за даних рівнів незалежних факторів [6, с. 51–52]. Таким чином, якщо задані прогнозні значення факторів моделі множинної лінійної регресії ($x_{1np}, x_{2np}, \dots, x_{mnp}$), то прогнозне значення показника (y_{np}) буде обчислюватися за формулою:

$$y_{np} = b_0 + b_1 x_{1np} + b_2 x_{2np} + \dots + b_m x_{mnp} \quad (4)$$

Прогнозні значення факторів ($x_{1np}, x_{2np}, \dots, x_{mnp}$), станом на 31.12.2017 р., було обчислено за допомогою трендового аналізу і побудови моделей трендів, відповідно до методики, запропонованої науковцем У.В. Владичин [1; 2, с. 355].

Таким чином, розраховане прогнозне значення частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України станом на 31.12.2017 р. ($y_{31.12.2017}$), становитиме:

$$y_{31.12.2017} = 33,3712 + 0,2456 \times 85,39 - 0,1400 \times 81,45 - 1,6972 \times 11,91 = 22,7 \quad (5)$$

Отже, за розглянутого імовірного сценарію зміни факторних показників прогнозоване значення частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банківської системи України, станом на 31.12.2017 р., становитиме 22,7 % і зменшиться, порівняно з відповідним значенням на

кінець 2016 р. (24,2 %), на 1,5 %, що свідчить про поступове послаблення кризових тенденцій у сфері кредитної діяльності банків України.

Висновки та перспективи подальших досліджень. За результатами дослідження було обґрунтовано необхідність удосконалення банківської політики у сфері управління проблемними кредитами шляхом застосування економіко-математичних методів аналізу та прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банків України, з використанням кореляційно-регресійного аналізу. Розроблено кореляційно-регресійну модель прогнозування частки простроченої кредитної заборгованості у кредитному портфелі банків України, з урахуванням таких факторів: частки кредитів, наданих нефінансовим корпораціям, у банківському кредитному портфелі резидентам (крім банків); темпу зростання кредитів, наданих банками України; частки власного капіталу у пасивах банківської системи України. Запропонована модель дає змогу оцінити ефективність політики вітчизняного банківського сектору у сфері управління проблемними кредитами та встановити потребу в її коригуванні.

Подальші наукові дослідження за даною проблематикою будуть спрямовані на розробку моделей аналізу та прогнозування індивідуальної проблемності кредитних портфелів банків України на базі запропонованої агрегованої системної моделі.

Список використаної літератури:

1. 5 способов расчета значений линейного тренда в MS Excel [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <https://4analytics.ru/trendi/5-sposobov-rascheta-znachenije-lineienogo-trenda-v-ms-excel.html>.
2. Владичин У.В. Державне регулювання іноземного банківництва в Україні : дис. д.е.н. : спец. 08.00.03 / У.В. Владичин. – Львів, 2016. – 569 с.
3. Волкова В.В. Напрямки оптимізації структури кредитних ресурсів банків в умовах нестійкого економічного середовища / В.В. Волкова, Н.І. Волкова // Вісник Донецького національного університету економіки і торгівлі ім. Михайла Туган-Барановського. Серія : Економічні науки. – 2013. – № 4. – С. 130–141.
4. Вядрова І.М. Економіко-математичне моделювання залежності обсягу проблемної заборгованості банків від макроекономічних показників / І.М. Вядрова, О.М. Сидоренко // Інноваційна економіка. – 2015. – № 4. – С. 238–242.
5. Гадецька С.В. Аналіз та прогнозування проблемної заборгованості банків з використанням адаптивної моделі Брауна / С.В. Гадецька, О.М. Сидоренко, О.А. Гуренко // Сталій розвиток економіки. – 2013. – № 2. – С. 342–347.
6. Короленко О.Б. Курс лекцій з дисципліни «Економетрія» для студентів напрямку підготовки «Економіка і підприємництво» / Б.А. Ртіцев, О.Б. Короленко. – Кривий Ріг : КТУ, 2009. – 154 с.
7. Лобозинська С.М. Оцінювання недіючих кредитів банківської системи України з використанням кореляційно-регресійного аналізу / С.М. Лобозинська // Формування ринкової економіки в Україні. – 2011. – Вип. 24. – С. 250–256.
8. Медведєва І.Б. Стрес-тестування кредитного портфеля банку за макроекономічними параметрами / І.Б. Медведєва // Глобальні та національні проблеми економіки. – 2017. – № 16. – С. 752–757.
9. Москвічова О.С. Прогнозування проблемної кредитної заборгованості банків з використанням кореляційно-регресійного аналізу / О.С. Москвічова, Н.П. Анісімова // Вісник Одеського національного університету. Серія : Економіка. – Т. 20. – 2015. – Вип. 3. – С. 45–49.
10. Основные оценки точности прогнозирования временных рядов [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.mbureau.ru/blog/osnovnye-ocenki-tochnosti-prognozirovaniya-vremennyh-ryadov>.
11. Офіційний сайт Державної служби статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.ukrstat.gov.ua>.
12. Офіційний сайт Національного банку України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.bank.gov.ua/control/uk/index>.
13. Ткаченко Н.В. Моніторинг проблемної заборгованості у роздрібному банківському кредитуванні / Н.В. Ткаченко, А.М. Харченко // Інноваційна економіка. – 2015. – № 1. – С. 170–175.
14. Чернов А.Ю. Статистический анализ инновационного потенциала региона на примере Костромской и Кировской областей / С.М. Глухова, А.Ю. Чернов // Экономика образования. – 2015. – № 2. – С. 141–146.
15. Економетрія. Лабораторний практикум в EXCEL / В.С. Шебанін, О.В. Шебаніна, І.І. Хилько та інші. – Миколаїв : МДАУ, 2012. – 480 с.

References:

1. 4analytics «5 sposobov rascheta znachenij lynejnogo trenda v MS Excel», available at: <https://4analytics.ru/trendi/5-sposobov-rascheta-znachenije-lineienogo-trenda-v-ms-excel.html>.
2. Vladychyn, U.V. (2016), *Derzhavne reguljuvannja inozemnogo bankivnyctva v Ukraïni*, Abstract of diss. d.e.n., L'viv, 569 p.
3. Volkova, V.V. and Volkova, N.I. (2013), «Naprjamky optymizacii' struktury kredytnyh resursiv bankiv v umovah nestijjogo ekonomichnogo sredovyshha», *Visnyk Donec'kogo nacional'nogo univertyetu ekonomiky i torgivli im. Myhajla Tugan-Baranovs'kogo*, Serija Ekonomichni nauky, No. 4, pp. 130–141.

4. Vjadrova, I.M. and Sydorenko, O.M. (2015), «*Ekonomiko-matematychnе modeljuvannja zalezhnosti obsjagu problemnoi' zaborgovanosti bankiv vid makroekonomichnyh pokaznykiv*», *Innovacijna ekonomika*, No.4, pp. 238–242.
5. Gadeč'ka, S.V., Sydorenko, O.M. and Gurenko, O.A. (2013), «*Analiz ta prognozuvannja problemnoi' zaborgovanosti bankiv z vykorystannjam adaptyvnoi' modeli Brauna*», *Stalyj rozvytok ekonomiky*, No. 2, pp. 342–347.
6. Korolenko, O.B. and Rtishhev, B.A. (2009), *Ekonometrija*, kurs lekcij z dyscypliny dlja studentiv naprjamo pidgotovky «*Ekonomika i pidpryjemnyctvo*», KTU, Kryvyj Rig, 154 p.
7. Lobozyńska, S.M. (2011), «*Ocinjuvannja nedijuchyh kredytiv bankivs'koi' systemy Ukraïny z vykorystannjam koreljacijno-regresijnogo analizu*», *Formuvannja rynkovoï ekonomiky v Ukraïni*, Iss. 24, pp. 250–256.
8. Medvedjeva, I.B. (2017), «*Stres-testuvannja kredytnogo portfelja banku za makroekonomichnymy parametramy*», *Global'ni ta nacional'ni problemy ekonomiky*, No. 16, pp. 752–757.
9. Moskvichova, O.S. and Anisimova, N.P. (2015), «*Prognozuvannja problemnoi' kredytnoi' zaborgovanosti bankiv z vykorystannjam koreljacijno-regresijnogo analizu*», *Visnyk Odes'kogo nacional'nogo universytetu*, Serija Ekonomika, Vol. 20, Iss. 3, pp. 45–49.
10. Mbureau «*Osnovnye ocenky tochnosti prognozyrovaniya vremennyh rjadov*», available at: <http://www.mbureau.ru/blog/osnovnye-ocenki-tochnosti-prognozirovaniya-vremennyh-ryadov>
11. State Statistics Service of Ukraine (2018), «*State Statistics Service of Ukraine official website*», available at: <http://www.ukrstat.gov.ua>
12. National Bank of Ukraine (2018), «*National Bank of Ukraine official website*», available at: <http://www.bank.gov.ua/control/uk/index>
13. Tkachenko, N.V. and Harchenko, A.M. (2015), «*Monitoryng problemnoi' zaborgovanosti u rozdrіbnomu bankivs'komu kredyтуvanni*», *Innovacijna ekonomika*, No. 1, pp. 170–175.
14. Chernov, A.Ju. and Gluhova, S.M. (2015), «*Statisticheskij analiz innovacionnogo potencijala regiona na primere Kostromskoj i Kirovskoj oblastej*», *Jekonomika obrazovanija*, No. 2, pp. 141–146.
15. Shebanin, V.S., Shebanina, O.V., Hyl'ko, I.I. and others (2012), *Ekonometrija. Laboratornyj praktykum v EXCEL*, MDAU, Mykolaj'v, 480 p.

Дячек Світлана Михайлівна – кандидат економічних наук, доцент, доцент кафедри фінансів і кредиту Житомирського державного технологічного університету.

Наукові інтереси:

– проблеми теорії та практики фінансового менеджменту і фінансової безпеки.

E-mail: djacheksvetlana@ukr.net.

Тел.: (0412) 37–84–82.

Павловський Євгеній Володимирович – магістрант факультету обліку і фінансів Житомирського державного технологічного університету.

Наукові інтереси:

– управління проблемними кредитами в комерційних банках.

E-mail: eugene.pavlovskiy22@gmail.com.

Тел.: (063) 481–18–44.

Стаття надійшла до редакції 20.02.2018.