

На підставі проведеного декомпозиційного аналізу можна зробити висновок, що ПУМБ займає "ідеальну" позицію на відміну від АППБ "Аваль", який, за результатами аналізу, потрапив у припустиму зону. Більш поглиблений аналіз, тобто аналіз за N-вимірною параметричною інтерпретацією, дозволив зробити висновок, що критичними показниками діяльності комерційних банків виявилися рентабельність активів (ROA) та рентабельність власного капіталу (ROE), через низьке значення яких банки опинилися у кризовій зоні.

Таким чином, розглянуті теоретичні та прикладні аспекти декомпозиційного аналізу, зокрема доцільність його застосування в діяльності комерційних банків, дозволяють зробити висновок, що цей методичний підхід дає можливість визначити ступінь фінансової стійкості банку, проаналізувати діяльність банку в координатах "прибуток — ризик", побудувати кризове поле, отримати порівняльну оцінку становища конкретного банку на ринку та обґрунтувати фінансові орієнтири в процесі планування, а відтак є ефективним інструментарієм антикризового управління фінансами та стратегічного управління в цілому.

Методика декомпозиційного аналізу прибутковості власного капіталу банку є найбільш прийнятним та доступним прийомом аналітичних досліджень, що дозволяє порівнювати підсумкові показники діяльності як окремих банків, так і банківської системи в цілому, що особливо важливо з огляду на обмежені можливості застосування інших загальноприйнятих у міжнародній практиці прийомів досліджень.

Література: 1. Кизим Н. А., Благуи І. С., Зинченко В. А., Чанг Хонг Вен. Моделирование банкротства коммерческих банков. — Харьков: Изд. дом "ИНЖЭК", 2003. — 220 с. 2. Панова Г. С. Анализ финансового состояния коммерческого банка. — М.: Финансы и статистика, 1996. — 272 с. 3. Роуз П. С. Банковский менеджмент: Пер. с англ. — М.: Дело ЛТД, 1995. — 768 с. 4. Синки Дж. Управление финансами в коммерческих банках. — М.: Catallaxy, 1994. — 820 с. 5. Стратегия и тактика антикризисного управления фирмой / Градов А. П., Кузин Б. И., Федотов А. В. и др.; [Под общ. ред. А. П. Градова, Б. И. Кузина. — СПб.: Спец. лит., 1996. — 512 с.

*Стаття надійшла до редакції
19.09.2003 р.*

УДК 658.15

Гурнак О. В.

ЧИННИКИ ФОРМУВАННЯ СТРУКТУРИ КАПІТАЛУ ПРОМИСЛОВИХ ПІДПРИЄМСТВ

Capital structure is one of the most significant subjects in modern financial management. This paper studies the determinants of capital structure choice of Ukrainian enterprises. The author uses econometric model to investigate whether

and to what extent the main capital structure theories can explain capital structure choice of domestic enterprises.

У ринкових економічних умовах стабільне функціонування підприємства можливе тільки в тому випадку, коли воно випускатиме конкурентоспроможну продукцію. На сьогодні конкурентоспроможність продукції значною мірою обумовлюється можливостями підприємства впроваджувати інновації і використовувати прогресивні технології. На жаль, тільки одніці вітчизняних підприємств здійснюють діяльність у цьому напрямку, а переважна більшість використовує застарілі технології, має основні фонди, які характеризуються значним моральним і фізичним спрацюванням. У цьому випадку стає очевидним, що подолання тривалої економічної кризи і піднесення національної економіки неможливе без масштабного залучення капіталу до її реального сектору, яке має забезпечити зростання технологічного рівня вітчизняних підприємств до рівня підприємств розвинутих країн світу. У зв'язку з цим особливої актуальності набуває проблема підвищення ефективності управління формуванням капіталу підприємств.

Управління формуванням капіталу полягає в обґрунтуванні, прийнятті та реалізації управлінських рішень щодо залучення капіталу в необхідному обсязі і встановлення його оптимальної, з точки зору ефективності діяльності підприємства, структури. Обсяг необхідного додаткового капіталу визначається на основі: бізнес-плану — у випадку реалізації інвестиційного проекту; кошторису витрат — у випадку проведення реконструкції і модернізації основних фондів; розрахунку обсягів витрат, пов'язаних із розширенням виробництва, — за умов зростання попиту на продукцію підприємства. Визначення оптимальної структури капіталу, тобто оптимального співвідношення між власним і запозиченим капіталом, є складним завданням. Необхідно зазначити, що перелік наукових робіт, присвячених дослідженню структури капіталу підприємства, вкрай обмежений. Більшість публікацій знайомить читача з концепціями класичної теорії структури капіталу Міллера-Модільяні та її модифікаціями [1; 2]. Виняток становить монографія професора І. А. Бланка [3], в якій розроблено теоретичний базис управління формуванням капіталу в цілому і його структурою зокрема. Заслуговує також на увагу робота російських науковців Н. Єгорової та А. Смулова [4], де проведено аналіз взаємозв'язків, що виникають між промисловими підприємствами і комерційними банками. Автори монографії обґрунтовують висновок, що потенціал російських банків повинен стати основним джерелом залучення капіталу для підйому реального сектору економіки. Український науковець О. Терещенко в своїй роботі [5] на основі зведених даних проводить порівняльний

аналіз структури капіталу українських підприємств і структури капіталу підприємств у країнах з розвинутою ринковою економікою. Відзначається низький рівень використання позичкового капіталу, особливо залученого у вигляді банківських кредитів, вітчизняними підприємствами порівняно з німецькими і французькими.

Однак визначення оптимальної структури капіталу підприємства потребує чіткого розуміння того, які чинники здійснюють на неї найбільш суттєвий вплив. Виходячи з цього, метою даної роботи є дослідження того, які з цих чинників найбільше впливають на структуру капіталу підприємств в умовах вітчизняної перехідної економіки.

Кількісно оцінити взаємозв'язок і визначити вплив окремих детермінант на структуру капіталу підприємства можна за допомогою побудови багатofакторної лінійної економетричної моделі.

Для оцінки структури капіталу було обрано коефіцієнт концентрації позичкового капіталу, який відображає частку позичкового капіталу в сукупному капіталі підприємства (пасив балансу). Розрахунки проводилися на основі бухгалтерського балансу підприємства, при цьому, виходячи з такого принципу бухгалтерського обліку, як обережність, забезпечення наступних витрат і платежів, а також суми доходів майбутніх періодів були віднесені до позичкового капіталу підприємства. Зрозуміло, що показник концентрації позичкового капіталу в даному випадку виступає в якості залежної змінної (Y_t , де індекс t показує, що значення змінної відноситься до t -го моменту часу).

Узагальнюючи результати сучасної теорії структури капіталу [1 – 3; 6; 7], а також виходячи з практичної діяльності промислових підприємств, можна виокремити низку змінних, які будуть визначати структуру капіталу підприємства:

1. *Мінливість прибутку підприємства.* Чим більша варіація прибутку, тим вищою є ймовірність банкрутства внаслідок неспроможності сплатити відсотки за користування позичковим капіталом. Оскільки варіація прибутку є залежною від абсолютних значень прибутків підприємства, то для розрахунку показника мінливості прибутку підприємства більш доцільно використовувати середньоквадратичне відхилення чистого прибутку підприємства на гривню активів (змінна X_{1t}). Використання такого відносного показника дає можливість порівнювати різні за обсягами чистого прибутку підприємства. Автор припускає, що чим вищим є значення цього показника, тим нижчим буде значення коефіцієнта концентрації капіталу.

2. *Рентабельність діяльності підприємства* (змінна X_{2t}). Чим вища рентабельність діяльності підприємства, тим вищою, за інших рівних умов, буде в абсолютному вимірі сума нерозподіленого при-

бутку. Можна очікувати наявність зворотного зв'язку між часткою позичкового капіталу в структурі капіталу компанії і рентабельністю її діяльності. Такий зв'язок у вітчизняних умовах обумовлюється тим, що, по-перше, під час внутрішнього фінансування відсутні адміністративні витрати, по-друге, якщо акціонери пасивні чи обмежені в реалізації свого права щодо управління підприємством, у тому числі й на розподіл прибутку, у менеджерів виникають додаткові стимули залишати левову частку прибутку у вигляді нерозподіленого прибутку.

3. *Розмір підприємства.* Показником, який характеризує розмір підприємства, виступає величина його активів (змінна X_{3t}). У західній науковій думці надається перевага підходу, згідно з яким стосовно більших за розміром активів фірм відзначається менша асиметрія інформації на ринку, оскільки останні постійно знаходяться в центрі уваги контролюючих органів, засобів масової інформації, суспільства. Внаслідок цього фірми з великими активами мають менше стимулів для збільшення позичкового капіталу [6]. Щодо українських економічних умов, то можна очікувати, що через обмеженість первинного фондового ринку як інструмента залучення додаткового капіталу великі за розмірами активів підприємства із потенціалом економічного зростання будуть інтенсивно використовувати позичковий капітал. Крім того, оскільки комерційні банки отримують відносно великі комісійні доходи від операцій з розрахунково-касового обслуговування великих і динамічно працюючих підприємств, є підстави сподіватися, що комерційні банки більш охоче і на більш сприятливих умовах будуть кредитувати такі підприємства.

4. *Динаміка активів підприємства.* Наявність позитивної динаміки активів підприємства свідчить про те, що підприємство знаходиться на стадії зростання, так би мовити, "нарощує м'язи". Це викликає підвищення оцінки кредитоспроможності такого підприємства з боку фінансово-кредитних установ. Можна очікувати, що зростаючі підприємства будуть мати більшу частку позичкового капіталу в капіталі підприємства. Для характеристики динаміки активів підприємства використовується темп зростання активів щодо попереднього періоду (змінна X_{4t}).

5. *Матеріальність активів.* Кредитору легше визначити вартість матеріальних активів, ніж нематеріальних, оскільки, як правило, існує більш асиметрична (неповна) інформація стосовно вартості останніх. Крім того, більш вірогідно, що у випадку можливого банкрутства нематеріальні активи, такі, як гудвіл, дуже швидко будуть втрачати свою вартість і таким чином зменшувати вартість фірми та підвищувати ймовірність її банкрутства. Певні сумніви у позичальника можуть виникнути і під час оцінювання вартості дебіторської заборгованості чи вартості

фінансових активів, якими володіє підприємство. Таким чином, можна стверджувати, що фірми з більшою часткою матеріальних активів у загальних активах матимуть більше можливості для погашення своїх боргів. Виходячи з того, що комерційні банки, як правило, під час вибору об'єкта застави віддають перевагу матеріальним необоротним активам, доцільним є використання такого показника, як співвідношення матеріальних необоротних активів і загальних активів як однієї з можливих мір матеріальності, характеристики структури активів підприємства (змінна X_{5t}). Можна очікувати існування прямого зв'язку між цим показником і коефіцієнтом концентрації капіталу.

6. *Позиція менеджменту щодо використання позичкового капіталу.* У керівників підприємства може скластися суб'єктивна думка щодо впливу використання боргу на фінансову стійкість підприємства і забезпечення зростання ефективності його діяльності, яка й обумовлюватиме активну чи пасивну політику підприємства щодо інтенсивності використання позичкового капіталу, формування цільової структури капіталу підприємства. Крім того, позиція менеджерів під час залучення позичкового капіталу впливає також із характеру поведінки менеджера. Враховуючи те, що використання позичкового капіталу обмежує економічну владу керівників, то навряд чи менеджери з чітко вираженим ренто-орієнтованим характером поведінки будуть збільшувати частку позичкового капіталу. Автор зауважує, що це твердження справедливе для позичкового капіталу переважно у вигляді банківських кредитів, оскільки власники деяких інших видів позичкового капіталу навряд чи зможуть суттєво вплинути на характер поведінки і раціональність рішень, що приймаються топ-менеджерами підприємства. Саме частка банківських кредитів у позичковому капіталі (змінна X_{6t}) розглядається як характеристика наведеного чинника.

7. *Податковий чинник.* Використання позичкового капіталу надає підприємству можливість зменшувати розмір податку на прибуток за рахунок віднесення відсотків за користування позичковим капіталом на собівартість продукції. Автор сподівається, що для фірм, які активно використовують цю пільгу, питома вага податку на прибуток у чистому виторгу (змінна X_{7t}) буде меншою, ніж для підприємств, які займають більш стриману позицію.

8. *Галузь економіки, до якої відноситься фірма.* Належність підприємства до тієї чи іншої галузі народного господарства обумовлює специфіку кругообігу й обігу її капіталу, впливає на необхідність і обсяги залучення позичкового капіталу для забезпечення безперервності виробничого процесу. У випадку, коли розглядаються підприємства однієї галузі, цей чинник можна не враховувати.

Таким чином, економетрична модель набуває наступного вигляду:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \quad (1)$$

$$+ \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + \beta_7 X_{7t} + \varepsilon_t,$$

де $\beta_0 \dots \beta_7$ — деякі параметри;

ε_t — випадкова складова, яка має нульове математичне очікування і постійну дисперсію.

Оцінювання параметрів моделі (1) проводилося на основі методу найменших квадратів (МНК) із застосуванням відповідних функцій ППП "Excel". Вихідними даними для розрахунків показників слугували дані, отримані на основі фінансової звітності (форми 1 та форми 2) 55 промислових підприємств Донецької області станом на 01.01.02 р. У результаті було отримано модель (2):

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & 0,8063 + 0,9634X_{1t} - 0,472 X_{2t} - \\ & (0,2984) \quad (0,6409) \quad (0,4884) \\ & - (2,5609E - 09) X_{3t} - 0,0136X_{4t} - \\ & (4,48E - 08) \quad (0,1693) \\ & - 0,6245X_{5t} - 0,2314X_{6t} - 4,3984X_{7t}. \\ & (0,2790) \quad (0,2683) \quad (4,4581) \end{aligned} \quad (2)$$

Застосування t-критерію для перевірки значимості оцінок параметрів моделі (2) з імовірністю 0,95 показало, що значимими є тільки оцінка вільного члена моделі і оцінка параметра при змінній X_{5t} , яка характеризує матеріальність активів підприємства. Значення коефіцієнта детермінації (R^2) для моделі (2) дорівнює 0,2005, тобто тільки 20,05% змін у структурі капіталу пояснюється змінами величин незалежних змінних. Розраховане значення F-критерію 1,6835 менше від табличного при рівні значущості $\alpha = 0,05$ зі ступенями свободи чисельника і знаменника відповідно $v_1 = 7$ і $v_2 = 55 - (7 + 1) = 47$, і становить 2,2118. Отже, підтверджується гіпотеза про те, що кількісна оцінка зв'язку між залежною і незалежною змінними не є істотною.

Статистична незначущість більшості оцінок параметрів моделі 2 і підтвердження гіпотези про неістотність зв'язку між залежною і незалежними змінними приводить до висновку, що отримана модель є недостовірною. Невисоке значення коефіцієнта детермінації свідчить про те, що зміни включених до моделі незалежних змінних пояснюють незначну частку загальної варіації залежної змінної — показника концентрації запозиченого капіталу. У даній ситуації можна припустити, що формування структури капіталу в умовах вітчизняної економіки відбувається під значним впливом чинників, пов'язаних із загальним станом фінансового ринку і економічною пове-

дінкою керівників. На жаль, не існує об'єктивних показників, за допомогою яких можна було б кількісно визначити вплив зазначених інституціональних змінних на структуру капіталу. В цьому випадку доцільним є включення до моделі лагової залежної змінної, що дозволить враховувати вплив минулої структури капіталу на її теперішнє значення:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{3t} + \alpha_4 X_{4t} + \alpha_5 X_{5t} + \alpha_6 X_{6t} + \alpha_7 X_{7t} + \alpha_8 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

де Y_{t-1} – значення коефіцієнта концентрації капіталу на попередній момент часу;

$\alpha_0 \dots \alpha_8$ – параметри економетричної моделі.

Застосовуючи метод найменших квадратів, отримуємо:

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & -0,13515 + 0,19623X_{1t} - 0,70860X_{2t} + \\ & (0,10301) \quad (0,20249) \quad (0,15217) \\ & + (1,08459 - 08)X_{3t} + 0,21836X_{4t} - \\ & (1,3938E-08) \quad (0,05376) \\ & - 0,069154X_{5t} - 0,05892X_{6t} - \\ & (0,09065) \quad (0,08450) \\ & - 0,06007X_{7t} + 0,84907Y_{t-1}. \\ & (1,40065) \quad (0,04044) \end{aligned} \quad (4)$$

Перевірка значимості оцінок параметрів моделі за допомогою t-критерію виявила, що значимий вплив на структуру капіталу підприємства здійснюють рентабельність активів підприємства, темпи зростання активів підприємства і структура його капіталу за попередній період (статистично значимі оцінки параметрів α_2 , α_4 і α_8).

Значення R^2 для економетричної моделі (4) дорівнює 0,9244, що майже в п'ять разів перевищує значення коефіцієнта детермінації, обчисленого за моделлю (3), в якій значення становить 0,2005. Розраховане значення F-критерію дорівнює 70,3483 і значно перевищує критичне його значення при рівні значимості $\alpha = 0,05$ 05 зі ступенями свободи чисельника і знаменника відповідно $v_1 = 8$ і $v_2 = 55 - (8 + 1) = 46$, яке дорівнює 2,1473. Таким чином, з імовірністю 0,95 можна прийняти висновок про істотність зв'язку між залежною і пояснюючими змінними в моделі (4).

Введення до складу пояснюючих змінних лагової залежної змінної суттєво вплинуло на кількісну оцінку зв'язку між пояснюючою і пояснювальною змінними. Однак статистична незначимість більшості оцінок параметрів моделі (4) разом зі статистичною значимістю моделі в цілому сигналізує про можливу наявність мультиколінеарності між пояснювальними змінними. Застосування χ^2 -критерію, передбаченого

алгоритмом Фаррара-Глобера зі імовірністю 0,95, підтвердило наявність мультиколінеарності.

Поширеним методом усунення мультиколінеарності є відбір найбільш інформативних пояснюючих змінних. У результаті відбору із декількох взаємопов'язаних пояснюючих змінних в моделі залишається тільки та одна, вплив якої на залежну змінну найбільш суттєвий. Існує дві точки зору на оцінку рівняння регресії, отриманої в результаті відбору найбільш впливових пояснюючих змінних. По-перше, вихідна економетрична модель регресії є істинною. Отже, виключення деяких пояснюючих змінних з моделі тотожне примусовому прирівнюванню коефіцієнтів при них до нуля, що призводить до зміщених оцінок параметрів тих змінних, що залишилися в моделі. По-друге, процес відбору істотних змінних дозволяє знайти істинну модель на множині можливих лінійних моделей, отриманих на основі початкового набору предикторів. Отримана в результаті відбору змінних модель найбільш вдало відображає об'єктивно існуючі зв'язки, є більш досконало специфікованою, внаслідок чого оцінки параметрів такої моделі можна розглядати як незміщені.

Побудова багатофакторної регресійної моделі в даній роботі переслідує мету отримання емпіричного підтвердження справедливості теоретичних положень щодо значимості впливу різних чинників на формування структури капіталу в специфічних вітчизняних умовах. Виходячи з цього, більш доцільним для усунення мультиколінеарності є перегляд початкового набору пояснюючих змінних і відбір найбільш впливових змінних. Відбір змінних було проведено на основі покрокової процедури послідовного приєднання предикторів.

Спочатку визначається пріоритетність того чи іншого предиктора щодо включення до моделі.

1 крок. Розглядаються моделі регресії залежної змінної Y тільки за однією пояснюючою змінною. Однофакторна регресійна модель, яка характеризується найвищим коефіцієнтом детермінації, визначає найбільш інформативний предиктор. У класі однофакторних (парних) моделей найбільший коефіцієнт детермінації виявився у регресії поточного значення показника концентрації позичкового капіталу на його попереднє значення — $R^2 = 0,8299$. Модель має вигляд (5):

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & 0,07454 + 0,78610Y_{t-1}, \quad (5) \\ R^2(p = 1) = & \overline{R^2} (p = 1) = 0,829863. \end{aligned}$$

Таким чином, лагова залежна змінна першою повинна входити до масиву пояснюючих змінних.

2 крок. Розглядаються всі можливі пари пояснюючих змінних, однією з яких обов'язково є змінна,

відібрана на першому кроці. Додавання додаткової пояснювальної змінної у будь-якому випадку не зменшує значення коефіцієнта детермінації і призводить до зміщення оцінки коефіцієнта детермінації, отриманої на основі вибірових даних. Отже, виникає необхідність розрахунку, скоригованого з урахуванням кількості пояснюючих змінних оцінки, коефіцієнта детермінації ($\overline{R^2}$).

Двофакторна модель, яка характеризується найбільш скоригованим коефіцієнтом детермінації, визначає наступну змінну, яка має бути другою включена до множини пояснюючих змінних. Такою змінною є показник рентабельності активів підприємства (X_{2t}), скоригований коефіцієнт детермінації у цьому випадку дорівнює 0,86176.

$$\hat{Y}_t = 0,083831 + 0,826082Y_{t-1} - 0,47457X_{2t}, \quad (6)$$

$$R^2(p = 2) = 0,866880; \overline{R^2}(p = 2) = 0,8617600.$$

3 крок. Розглядаються трійки предикторів, які обов'язково містять відібрані на попередніх етапах змінні. Найбільш інформативною за критерієм максимального коефіцієнта детермінації є модель:

$$\hat{Y}_t = -0,18222 + \underset{(0,04911)}{0,86074}Y_{t-1} - \underset{(0,03563)}{0,6288}X_{2t} + \underset{(0,04089)}{0,23833}X_{4t}, \quad (7)$$

$$R^2(p = 3) = 0,920106; \overline{R^2}(p = 3) = 0,91540635.$$

Таким чином, X_{4t} — очікуване зростання, яке є третім за пріоритетністю серед предикторів, що можуть бути включені до моделі.

Аналогічні дії виконуються на подальших кроках.

4 крок:

$$\hat{Y}_t = -0,1119674 + 0,854173Y_{t-1} - 0,70206X_{2t} + 0,245963X_{4t} + 0,158935X_{1t}, \quad (8)$$

$$R^2(p = 4) = 0,921528; \overline{R^2}(p = 4) = 0,91525024.$$

5 крок.

$$\hat{Y}_t = -0,1229 + 0,842986Y_{t-1} - 0,7217X_{2t} + 0,221722X_{4t} + 0,20758X_{1t} - 0,07523X_{5t}, \quad (9)$$

$$R^2(p = 5) = 0,922716; \overline{R^2}(p = 5) = 0,91483033.$$

6 крок.

$$\hat{Y}_t = -0,13469 + 0,84492Y_{t-1} - 0,7272X_{2t} + 0,224212X_{4t} + 0,20789X_{1t} - 0,0676X_{5t} - (1,0219E - 08)X_{3t}, \quad (10)$$

$$R^2(p = 6) = 0,923695; \overline{R^2}(p = 6) = 0,91415703.$$

7 крок.

$$\hat{Y}_t = -0,13484 + 0,84932Y_{t-1} - 0,71168X_{2t} + 0,2178X_{4t} + 0,20016X_{1t} - 0,06987X_{5t} - (1,0742E - 08)X_{3t} + 0,05913X_{6t}, \quad (11)$$

$$R^2(p = 7) = 0,924437; \overline{R^2}(p = 7) = 0,91318268.$$

8 крок. На цьому кроці до складу економетричної моделі повинні бути включені всі предиктори із первинної множини пояснюючих змінних:

$$\hat{Y}_t = -0,13515 + 0,84907Y_{t-1} - 0,70860X_{2t} + 0,21836X_{4t} + 0,19623X_{1t} - 0,069154X_{5t} - (1,0845E - 08)X_{3t} + 0,05892X_{6t} - 0,06007X_{7t}, \quad (12)$$

$$R^2(p = 8) = 0,92444; \overline{R^2}(p = 8) = 0,91129913.$$

Відповідно до процедури покрокового відбору змінних, оптимальна їх кількість у моделі визначається кількістю змінних у моделі, яка має максимальне значення нижньої довірчої межі скоригованої оцінки коефіцієнта детермінації R^2_{\min} :

$$R^2_{\min} = \overline{R^2} - 2 \sqrt{\frac{2p(n-p-1)}{(n-1)(n^2-1)}} (1 - \overline{R^2}). \quad (13)$$

На рисунку зображено графік змін коефіцієнта детермінації і нижньої межі скоригованої оцінки коефіцієнта детермінації, розрахованої за формулою (13).

Порівнявши нижню довірчу межу скоригованого коефіцієнта детермінації для моделей з різною кількістю предикторів, можна зробити висно-

вок, що найбільшого значення цей показник набуває при трьох пояснюючих змінних, включених до моделі (7). Подальше збільшення кількості предикторів у моделях (8) – (12) призводить до незначного збільшення коефіцієнта детермінації, зменшення значення скоригованого коефіцієнта детермінації і його нижньої довірчої межі.

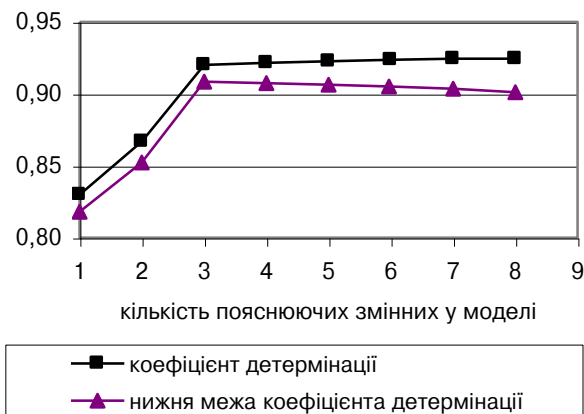


Рис. Залежність коефіцієнта детермінації і його нижньої довірчої межі від кількості пояснюючих змінних у моделі

Статистичні перевірки з імовірністю 0,95 підтвердили значимість коефіцієнта детермінації і всіх оцінок параметрів моделі (7). Крім того, застосування тесту Феррара-Глоубера до моделі (7) не виявило присутності мультиколінеарності. Отже, незважаючи на зменшення кількості пояснюючих змінних, більш адекватною порівняно з моделями (4) та (12), є модель (7).

Таким чином, у сучасних економічних умовах структура капіталу вітчизняних підприємств має певну інерційність, про що свідчить високий ступінь залежності її поточного стану від попереднього. Крім того, суттєвий вплив на структуру капіталу здійснюють рентабельність діяльності і динаміка активів підприємства. При цьому, як і очікувалось, між рентабельністю діяльності і структурою капіталу, відображеною показником концентрації запозиченого капіталу, існує зворотний зв'язок, а між структурою капіталу і темпом зростання активів — прямий зв'язок. Інші чинники формування структури капіталу, які є суттєвими в країнах з розвинутою економікою, виявилися незначними.

Побудована економетрична модель (9) дозволила автору визначити чинники, зміни яких на 91,54% пояснюють зміни у фактичній структурі капіталу вітчизняних промислових підприємств.

Крім того, на основі цієї моделі, маючи інформацію щодо очікуваних рентабельності й темпів зростання активів підприємства, можна зробити прогноз майбутньої структури капіталу підприємства, який може мати значний вплив на оцінку інвестиційної привабливості та кредитоспроможності підприємства.

Література: 1. Кузнецова О. А., Лившиц В. Н. Структура капіталу. Анализ методов ее учета при оценке инвестиционных проектов // Экономико-математические методы. Вып. 4. — 1995. — Т. 31. — С. 12 – 31. 2. Ермолаев С. Н. Вопросы практического использования теории структуры капитала Миллера-Модильяни // Менеджмент в России и за рубежом. — 1999. — №3. — С. 41 – 52. 3. Бланк И. А. Управление формированием капитала. — К.: Ника-Центр, 2000. — 512 с. 4. Егорова Н. Е., Смулов А. М. Предприятия и банки: взаимодействие, экономический анализ, моделирование. — М.: Дело, 2002. — 456 с. 5. Терещенко О. Финансування підприємств в Україні: актуальні проблеми і шляхи їх вирішення // Економіка України. — 2002. — №1. — С. 10 – 16. 6. Бріггем Є. Основи фінансового менеджменту. — К.: Молодь, 1997. — 1000 с. 7. Теплова Т. В. Финансовые решения: стратегия и тактика. — М.: ИЧП "Издательство Магистр", 1998. — 264 с.

Стаття надійшла до редакції
04.11.2003 р.

УДК 004:657.658

Столбовський А. О.

АВТОМАТИЗАЦІЯ БУХГАЛТЕРСЬКОГО ОБЛІКУ ПІДПРИЄМСТВА В УМОВАХ РОЗВИТКУ МЕРЕЖІ ІНТЕРНЕТ

The questions of the accountancy data processing at the enterprises under Internet developing networks are considered. Great attention is paid to the application of Internet technologies to the document circulation system. It helps to exchange information not only between structural subdivisions but also with counteragents, owners and controlling bodies. While doing this it's necessary to pay attention to security of the keeping confidential accountancy information, not allowing to introduce undesired information.

На сучасному етапі розвитку обчислювальної техніки спостерігається швидке зростання про-