

УДК 338.314:330.43

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ РЕГРЕССИИ НА ГЛАВНЫЕ КОМПОНЕНТЫ В МОДЕЛИРОВАНИИ РЕНТАБЕЛЬНОСТИ АКТИВОВ ПРЕДПРИЯТИЯ

Якупова Наиля Маликовна, д-р экон. наук, проф.

Кадочникова Екатерина Ивановна, канд. экон. наук

Казанский федеральный университет, ул. Кремлевская, 18, Казань, Россия, 420008;

e-mail: kad-ekaterina@yandex.ru

Цель: подчеркнуть целесообразность и представить возможности оценки инвестиционной привлекательности предприятия на основе эконометрического моделирования чистой рентабельности активов. *Обсуждение:* при большом разнообразии подходов к выявлению и дифференциации факторов и показателей инвестиционной привлекательности предприятия авторами подчеркнута ключевая роль финансовых показателей в оценке инвестиционной привлекательности и предложена система коэффициентов финансового состояния предприятия – предикторов чистой рентабельности активов как ее основного индикатора. В условиях коллинеарности прогностических факторов авторы предлагают осуществлять регрессию на главные компоненты, которая позволяет получить лучшие прогностические характеристики, сохранить надежность и информативность моделирования. *Результаты:* авторами предложен инструментарий для анализа вкладов предикторов чистой рентабельности активов в оценку инвестиционной привлекательности, качество которого проверено с помощью стандартных тестов Фишера и Стьюдента, по стандартной ошибке модели и информационным критериям Акайке и Шварца. Результаты выполненных с применением пакета программ Gretl эмпирических оценок подтвердили целесообразность практического использования данного подхода к оценке инвестиционной привлекательности предприятия потенциальными инвесторами, акционерами и собственниками с целью управления эффективностью использования капитала.

Ключевые слова: инвестиционная привлекательность, рентабельность активов, мультиколлинеарность, метод инфляционных факторов, регрессия на главные компоненты.

DOI: 10.17308/meps.2017.7/1721

Введение

Бесспорно, что приток инвестиций может дать предприятию явные конкурентные преимущества, а также позволит обеспечить повышение доходности собственного капитала инвесторов. Поэтому оценка инвестиционной привлекательности, способствующая принятию инвестиционных решений, интересна не только для потенциальных инвесторов, но и для акционеров и собственников, которые предпочитают уменьшать свои траты, повышая эффективность использования собственного капитала. Различные взгляды исследователей на проблему инвестиционной привлекательности предприятия определили многообразие подходов к ее оценке, среди которых можно выделить две группы: методы интегральной оценки внутреннего финансового состояния предприятия и методы, учитывающие влияние не только внутренних, но и внешних факторов [11, 3, 13, 12, 2]. Современные методики традиционно сфокусированы на анализе коэффициентов, характеризующих финансовое состояние предприятия как внутренний фактор его инвестиционной привлекательности [4, 14, 9, 1, 8], исследователями подчеркнуто, что инвестиционная привлекательность предприятия во многом определяется состоянием активов, которыми она располагает, а важным индикатором и критерием эффективности деятельности предприятия является чистая рентабельность активов [1]. Распространенными инструментами оценки инвестиционной привлекательности являются традиционные методы оценки эффективности инвестиций, метод Дельфи для экспертного прогнозирования путем организации системы сбора и математической обработки экспертных оценок, стандартизация и расчет весовых коэффициентов в разрезе блоков показателей интегрального индекса инвестиционной привлекательности [5], комплексная оценка на основе баллов и весовых коэффициентов [6], метод анализа иерархий [12] и другие. Значительно реже в исследовательских результатах продемонстрировано использование эконометрических моделей. Поэтому представляется необходимым подчеркнуть главные преимущества эконометрических регрессионных моделей, в силу которых они наиболее удобны для моделирования чистой рентабельности активов в целях оценки инвестиционной привлекательности предприятия [7]:

- возможность хотя бы приблизительно оценить вклад каждого из рассматриваемых факторов модели в итоговый результат – вариацию объясняемой переменной;

- возможность прогнозировать изменение найденных зависимостей в будущем, отслеживать «поворотные» точки, в которых коренным образом изменяется динамика изучаемой системы;

- возможность ввести нужную поправку, зная точность, с которой получен результат, и ориентировать свои действия по данным, полученным с известной точностью;

- возможность проверить адекватность и значимость построенной модели;

– возможность применить современные компьютерные технологии.

Тем самым, целью исследования, представленного в статье, является описание особенностей построения эконометрической регрессионной модели рентабельности активов в условиях мультиколлинеарности ее предикторов. Исходя из сравнительного анализа динамики финансовых показателей сформулирована рабочая гипотеза исследования – повышению чистой рентабельности активов способствуют рост текущей ликвидности и увеличение кредиторской задолженности в заемном капитале.

Методология исследования

Для аргументации решения по гипотезе исследования использованы квартальные финансовые коэффициенты с 2009 по 2016 год одного из ведущих предприятий химической промышленности, полученные расчетным путем по данным интернет-системы анализа рынков и компаний «Спарк»: Y – чистая рентабельность активов, %; X_1 – чистая рентабельность продаж, %; X_2 – оборачиваемость оборотных активов; X_3 – коэффициент текущей ликвидности; X_4 – отношение краткосрочных обязательств к дебиторской задолженности; X_5 – соотношение дебиторской и кредиторской задолженностей; X_6 – доля кредиторской задолженности в заемном капитале, %; X_7 – соотношение заемного капитала и активов. Классическим методом наименьших квадратов построена исходная модель чистой рентабельности активов предприятия, выполнен расчет критерия вздутия регрессии – VIF для каждого предиктора, затем применена регрессия на главные компоненты для оценивания параметров многофакторной линейной модели регрессии. Сравнение качества оценок исходной модели и регрессии на главные компоненты выполнено с помощью стандартных тестов Фишера и Стьюдента, по стандартной ошибке модели и информационным критериям Акайке и Шварца. Моделирование выполнено с использованием пакета программ Gretl [10].

Обсуждение результатов

Анализ линейных коэффициентов парной корреляции регрессоров с зависимой переменной (Ryx_j) – рис. 1, показал, что чистая рентабельность активов имеет тесную прямую взаимосвязь с чистой рентабельностью продаж ($Ryx_1=0,975$), оборачиваемостью оборотных активов ($Ryx_2=0,833$), соотношением дебиторской и кредиторской задолженностей ($Ryx_5=0,824$) долей кредиторской задолженности в заемном капитале ($Ryx_6=0,903$), тесную обратную взаимосвязь с соотношением заемного капитала и активов ($Ryx_7=-0,980$). Регрессор X_3 – коэффициент текущей ликвидности имеет умеренную прямую ($Ryx_3=0,563$), а X_4 – отношение краткосрочных обязательств к дебиторской задолженности ($Ryx_4=-0,430$) – умеренную обратную взаимосвязь с чистой рентабельностью активов.

Однако линейные коэффициенты межфакторной корреляции (Rx_ix_j) на рис. 1 показывают наличие тесной взаимосвязи (коллинеарности) между предикторами: $Rx_1x_2=0,859$; $Rx_3x_4=-0,912$; $Rx_1x_5=0,800$; $Rx_3x_5=0,723$; $Rx_1x_6=0,828$; $Rx_1x_7=-0,933$; $Rx_2x_7=-0,829$; $Rx_6x_7=-0,929$. В целях аналитиче-

ского отражения причинно-следственной зависимости чистой рентабельностью активов с полным набором факторов выполним оценивание многофакторной регрессии классическим методом наименьших квадратов (рис. 2).

Коэффициенты корреляции, наблюдения 1 – 32

5% критические значения (двухсторонние) = 0,3494 для $n = 32$

Y	X1	X2	X3	X4	
1,0000	0,9754	0,8333	0,5626	-0,4301	Y
	1,0000	0,8588	0,6493	-0,5435	X1
		1,0000	0,5739	-0,4832	X2
			1,0000	-0,9115	X3
				1,0000	X4
		X5	X6	X7	
		0,8235	0,9025	-0,9799	Y
		0,7999	0,8280	-0,9334	X1
		0,5573	0,6475	-0,8290	X2
		0,7227	0,2088	-0,4521	X3
		-0,5263	-0,0454	0,2835	X4
		1,0000	0,6785	-0,7711	X5
			1,0000	-0,9293	X6
				1,0000	X7

Рис. 1. Матрица линейных коэффициентов парной корреляции

Модель 1: МНК, использованы наблюдения 1-32

Зависимая переменная: Y

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение	
const	0,244745	0,0604697	4,0474	0,00047	***
X1	0,202743	0,0729575	2,7789	0,01043	**
X2	0,00805082	0,0154801	0,5201	0,60778	
X3	-0,020242	0,0113081	-1,7900	0,08607	*
X4	-0,362364	0,0736892	-4,9175	0,00005	***
X5	0,118225	0,0554284	2,1329	0,04336	**
X6	0,362893	0,0962388	3,7708	0,00094	***
X7	-0,308977	0,0464253	-6,6554	<0,00001	***

Среднее зав. перемен	0,111406		Ст. откл. зав. перемен	0,130312
Сумма кв. остатков	0,001895		Ст. ошибка модели	0,008885
R-квадрат	0,996401		Испр. R-квадрат	0,995351
F(7, 24)	949,2185		P-значение (F)	9,85e-28
Лог. правдоподобие	110,3459		Крит. Акаике	-204,6918
Крит. Шварца	-192,9660		Крит. Хеннана-Куинна	-200,8050

Рис. 2. МНК-оценки многофакторной регрессии чистой рентабельности активов на полный набор факторов

Запишем исходную модель чистой рентабельности активов:

$$Y_t = 0,24 + 0,20 \cdot X_{t1} + 0,01 \cdot X_{t2} - 0,02X_{t3} - 0,36X_{t4} + 0,12X_{t5} + 0,36X_{t6} - 0,31X_{t7} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Как видно из рис. 2, регрессия имеет коэффициент детерминации – R-квадрат, близкий к 1, регрессия значима в целом по тесту Фишера (P -значение (F) $<0,01$), а по тесту Стьюдента коэффициент регрессии при регрессоре X2 – оборачиваемость оборотных активов, не значим. Знак коэффициента при регрессоре X3 – оборачиваемость оборотных активов, не соответствует теории модели. Такая ситуация возникла из-за мультиколлинеарности предикторов. Негативными последствиями мультиколлинеарности являются неточные линейные коэффициенты корреляции регрессоров с зависимой переменной – чистой рентабельностью активов, снижение точности оценок коэффициентов регрессии, некорректная работа теста Стьюдента при проверке значимости того или иного коэффициента при регрессоре. Для идентификации мультиколлинеарности (рис.3) применим расчет критерия вздутия регрессии [10, с. 65]:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2},$$

где R_j^2 – коэффициент детерминации в частном уравнении регрессии для j -го фактора.

Результаты расчета критерия вздутия регрессии в среде Gretl представлены на рис. 3.

Метод инфляционных факторов

Минимальное возможное значение = 1.0

Значения > 10.0 могут указывать на наличие мультиколлинеарности

X1 32,452

X2 8,859

X3 16,050

X4 11,282

X5 9,730

X6 23,478

X7 36,868

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, где $R(j)$ – это коэффициент множественной корреляции между переменной j и другими независимыми переменными

Свойства матрицы X'X:

1-я норма = 222,13402

Детерминант = 2,8069495e-005

Обратное условное число = 2,6442807e-005

Рис. 3. Результаты тестирования модели 1 на мультиколлинеарность методом инфляционных факторов

Как видно из рис. 3, подтверждается наличие коллинеарности для предикторов: X1 – чистая рентабельность продаж, X3 – коэффициент текущей ликвидности, X4 – отношение краткосрочных обязательств к дебиторской задолженности, X6 – доля кредиторской задолженности в заемном капитале, X7 – соотношение заемного капитала и активов. Представляется возможным исключить коррелирующие регрессоры, чтобы устранить дублирование информации. Выполним в Gretl процедуру последовательного исключения избыточных переменных (X2, X3, X5) с использованием двухстороннего р-значения = 0,05.

Модель 2: МНК, использованы наблюдения 1-32
Зависимая переменная: Y

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение	
const	0,250274	0,0348543	7,1806	<0,00001	***
X1	0,1672	0,0706239	2,3675	0,02533	**
X4	-0,328812	0,0548433	-5,9955	<0,00001	***
X6	0,454471	0,0790494	5,7492	<0,00001	***
X7	-0,323588	0,0362932	-8,9159	<0,00001	***

Среднее зав. перемен	0,111406		Ст. откл. зав. перемен	0,130312
Сумма кв. остатков	0,002314		Ст. ошибка модели	0,009258
R-квадрат	0,995604		Испр. R-квадрат	0,994953
F(4, 27)	1528,792		P-значение (F)	2,19e-31
Лог. правдоподобие	107,1458		Крит. Акаике	-204,2917
Крит. Шварца	-196,9630		Крит. Хеннана-Куинна	-201,8624

Тест Вайта (White) на гетероскедастичность –
Нулевая гипотеза: гетероскедастичность отсутствует
Тестовая статистика: $LM = 17,0188$
 p -значение = $P(\chi^2\text{-квадрат}(14) > 17,0188) = 0,255178$

Тест Бриша-Пэгана (Breusch-Pagan) на гетероскедастичность –
Нулевая гипотеза: гетероскедастичность отсутствует
Тестовая статистика: $LM = 6,21755$
 p -значение = $P(\chi^2\text{-квадрат}(4) > 6,21755) = 0,18348$

Тест Бриша-Пэгана (Breusch-Pagan) на гетероскедастичность (робастный вариант) –
Нулевая гипотеза: гетероскедастичность отсутствует
Тестовая статистика: $LM = 6,5315$
 p -значение = $P(\chi^2\text{-квадрат}(4) > 6,5315) = 0,162816$

Рис. 4. МНК-оценки многофакторной регрессии чистой рентабельности активов после исключения избыточных переменных

Запишем модель чистой рентабельности активов после исключения избыточных переменных:

$$Y_t = 0,25 + 0,17X_{t1} - 0,33X_{t4} + 0,45X_{t6} - 0,33X_{t7} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Как видно из рис. 4, регрессия имеет коэффициент детерминации – R-квадрат, близкий к 1, регрессия значима в целом по тесту Фишера (P -значение (F) $< 0,01$), все коэффициенты регрессии значимы по тесту Стьюдента. Тестирование остатков регрессии на гетероскедастичность в модели 2 (тест Вайта, тест Бриша-Пэгана) с вероятностью 90% свидетельствует о гомоскедастичности остатков регрессии и подтверждает соблюдение второй предпосылки МНК. Однако информационные критерии Шварца и Хеннана-Куинна, показывающие при прочих равных условиях степень качества модели, в модели 2 выше, чем в модели 1, что не позволяет предпочесть модель 2. Расчет критерия вздутия регрессии подтверждает присутствие коллинеарности в регрессорах X1, X6, X7 (рис. 5). Поэтому для получения лучших прогностических характеристик, сохранения надежности и информативности моделирования выполним регрессию на главные компоненты.

Метод инфляционных факторов

Минимальное возможное значение = 1.0

Значения > 10.0 могут указывать на наличие мультиколлинеарности

X1 28,009

X4 5,756

X6 14,590

X7 20,753

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, где $R(j)$ – это коэффициент множественной корреляции между переменной j и другими независимыми переменными

Свойства матрицы $X'X$:

1-я норма = 64,3642

Детерминант = 0,0018995554

Обратное условное число = 9,8008567e-005

Рис. 5. Результаты тестирования модели 2 на мультиколлинеарность методом инфляционных факторов

Метод главных компонент в условиях мультиколлинеарности позволяет заменить сильно коррелированные переменные совокупностью новых переменных, между которыми корреляция отсутствует. При этом новые переменные являются линейными комбинациями исходных переменных. Метод главных компонент выстраивает линейные комбинации переменных в порядке убывания их влияния на совокупную дисперсию первоначальных данных. Иными словами, первая главная компонента является линейной комбинацией переменных, обладающей наиболее высокой дисперсией, вторая компонента – второй по величине дисперсией и так далее. Для каждой следующей компоненты дисперсия убывает, а последняя компонента будет иметь наименьшую дисперсию. Дисперсии, соответствующие компонентам, называются собственными значениями. Одно или несколько последних собственных значений матрицы достаточно малы. Поэтому, отбросив такие главные компоненты, мы получаем возможность сократить размерность задачи, уменьшить число факторов в модели. Применим регрессию на главных компонентах для моделирования чистой рентабельности активов. Проведем z – стандартизацию переменных и оценим главные компоненты (рис. 6).

Анализ главных компонент, $n = 32$

Собственные значения для матрицы корреляций

Компонента Собс. знач. Доля Интегральная

1	2,9293	0,7323	0,7323
2	1,0067	0,2517	0,9840
3	0,0409	0,0102	0,9942
4	0,0231	0,0058	1,0000

Собственные векторы (нагрузка на компоненты)

	PC1	PC2	PC3	PC4
Z1	-0,575	0,129	-0,145	-0,795
Z4	0,258	-0,892	-0,234	-0,288
Z6	-0,527	-0,403	0,725	0,184
Z7	0,570	0,161	0,631	-0,501

Рис. 6. Оценки главных компонент

Первая и вторая главные компоненты имеют собственные значения больше, чем единица и объясняют 73,2% и 25,1% дисперсии зависимой переменной соответственно. Факторные нагрузки на компоненты – коэффициенты парной корреляции, для первой компоненты меньше 0,7 для всех переменных. Следовательно, целесообразно строить регрессию на первую главную компоненту. Поэтому в дальнейших процедурах используем первую компоненту и запишем для нее уравнение регрессии по z-стандартизованным переменным:

$$PC_1 = -0,575Z_1 + 0,258Z_4 - 0,527Z_6 + 0,570Z_7. \quad (3)$$

Кроме этого, корреляционный анализ полученных главных компонент с зависимой переменной – рентабельность активов показал, что главные компоненты между собой не коррелированы, наблюдается тесная взаимосвязь с первой главной компонентой (рис. 7).

Коэффициенты корреляции, наблюдения 1 – 32

5% критические значения (двухсторонние) = 0,3494 для $n = 32$

Y	PC1	PC2	PC3	PC4	
1,0000	-0,9969	-0,0121	-0,0210	0,0360	Y
	1,0000	0,0000	-0,0000	0,0000	PC1
		1,0000	0,0000	0,0000	PC2
			1,0000	-0,0000	PC3
				1,0000	PC4

Рис. 7. Корреляционная матрица главных компонент

Выполним регрессию рентабельности активов на первую главную компоненту (рис. 8):

$$Y = 0,111 - 0,076PC_1 + e. \quad (4)$$

Модель 1: МНК, использованы наблюдения 1-32

Зависимая переменная: Y

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение	
const	0,111406	0,00185593	60,0273	<0,0001	***
PC1	-0,0758985	0,00110172	-68,8907	<0,0001	***

Среднее зав. перемен	0,111406		Ст. откл. зав. перемен	0,130312
Сумма кв. остатков	0,003307		Ст. ошибка модели	0,010499
R-квадрат	0,993719		Испр. R-квадрат	0,993509
F(1, 30)	4745,934		P-значение (F)	1,36e-34
Лог. правдоподобие	101,4347		Крит. Акаике	-198,8693
Крит. Шварца	-195,9379		Крит. Хеннана-Куинна	-197,8976

Рис. 8. МНК-оценки регрессии на первую главную компоненту

Однако затруднительна содержательная интерпретация модели применительно к главным компонентам. Поэтому целесообразно перейти к модели, содержащей исходные факторы, которая поддается экономической интерпретации:

$$Y = 0,111 - 0,076(-0,575Z_1 + 0,258Z_4 - 0,527Z_6 + 0,570Z_7) + e. \quad (5)$$

Для определения коэффициентов исходного уравнения применим преобразование:

$$\begin{aligned}
 Y_x &= \beta_0 + \beta_1 l_{11} Z_1 + \beta_1 l_{14} Z_4 + \beta_1 l_{16} Z_6 + \beta_1 l_{17} Z_7 = \beta_0 + \beta_1 l_{11} \frac{x_1 - \bar{x}_1}{\sigma_{x1}} + \beta_1 l_{14} \frac{x_4 - \bar{x}_4}{\sigma_{x4}} + \\
 &\beta_1 l_{16} \frac{x_6 - \bar{x}_6}{\sigma_{x6}} + \beta_1 l_{17} \frac{x_7 - \bar{x}_7}{\sigma_{x7}} = \beta_0 - \beta_1 \left(\frac{l_{11} \bar{x}_1}{\sigma_{x1}} + \frac{l_{14} \bar{x}_4}{\sigma_{x4}} + \frac{l_{16} \bar{x}_6}{\sigma_{x6}} + \frac{l_{17} \bar{x}_7}{\sigma_{x7}} \right) + \frac{\beta_1 l_{11}}{\sigma_{x1}} x_1 + \\
 &+ \frac{\beta_1 l_{14}}{\sigma_{x4}} x_4 + \frac{\beta_1 l_{16}}{\sigma_{x6}} x_6 + \frac{\beta_1 l_{17}}{\sigma_{x7}} x_7 = a^* + b_1^* \cdot x_1 + b_4^* \cdot x_4 + b_6^* \cdot x_6 + b_7^* \cdot x_7
 \end{aligned}$$

Получим многофакторную модель регрессии чистой рентабельности активов:

$$Y = 0,145 + 0,351 \cdot x_1 - 0,270 \cdot x_4 + 0,499 \cdot x_6 - 0,207 \cdot x_7 + e. \quad (6)$$

Согласно модели (6), увеличение чистой рентабельности продаж на 1% приводит к росту чистой рентабельности активов на 0,351%. Увеличение отношения краткосрочных обязательств к дебиторской задолженности на один пункт приводит к снижению чистой рентабельности активов на 0,270%, увеличение доли кредиторской задолженности в заемном капитале на 1 процент приводит к росту чистой рентабельности активов на 0,499%. Увеличение соотношения заемного капитала и активов на один пункт приводит к снижению чистой рентабельности активов на 0,207%. Для проверки качества «подгонки» модели 6 определим среднюю ошибку аппроксимации:

$$\bar{A} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - y_{xi}}{y_i} \right| \cdot 100 = \frac{1}{32} \cdot 3,952 \cdot 100 = 12,350 \%$$

Ошибка аппроксимации в пределах 5-7% свидетельствует о хорошем подборе модели к исходным данным. Полученное значение не превышает 12-15%, что свидетельствует о несущественности среднего отклонения расчетных данных от фактических, по которым построена эконометрическая модель и о допустимом качестве подбора модели.

Таким образом, подтвердилась сформулированная в исследовании рабочая гипотеза о том, что повышению чистой рентабельности активов способствует увеличение кредиторской задолженности в заемном капитале. Тогда как предположение о влиянии роста текущей ликвидности на повышение чистой рентабельности активов не получило эмпирической аргументации.

Заключение

Представленный в исследовании подход к оценке инвестиционной привлекательности предприятия на основе эконометрического моделирования чистой рентабельности активов имеет ряд преимуществ в силу возможности оценить вклад каждого из рассматриваемых факторов модели в вариацию чистой рентабельности активов, проверить адекватность и значимость построенной модели, прогнозировать изменение найденных зависимостей в будущем. В частности, позволяет выполнить более качественный отбор предикторов чистой рентабельности активов и сохранить возможность со-

держательной интерпретации результатов моделирования для принятия практических решений собственниками и потенциальными инвесторами.

Список источников

1. Бадюкина Е.А., Швецова И.Н. Оценка инвестиционной привлекательности организаций промышленности // *Управленческий учет*, 2011, no. 9, с. 65-75.
2. Богданова М.А., Ванишева С.С., Сигидов В.В., Уздин А.М., Чернов В.П. К вопросу об использовании показателя эффективности инвестиций в качестве критерия их оптимальности // *Современная экономика: проблемы и решения*, 2017, no. 3, с. 8-17.
3. Васильцова А.М. Сравнительный анализ трактовок и методик оценки инвестиционной привлекательности предприятия // *Экономика и менеджмент инновационных технологий*, 2013, no. 8. Доступно: <http://ekonomika.snauka.ru/> (дата обращения: 18.01.17).
4. Виленский П.Л., Лившиц В.Н., Смоляк С.А. *Оценка эффективности инвестиционных проектов. Теория и практика*. 4-е изд. Москва, Дело, 2008.
5. Джурбаева Г.К. Методология оценки инвестиционной привлекательности промышленного предприятия // *Известия ИГЭА: электронное издание*. Доступно: <http://izvestia.isea.ru/> (дата обращения: 18.01.17).
6. Ендовицкий Д.А., Соболева В.Е. Анализ инвестиционной привлекательности компании – цели на прединтеграционном этапе сделки слияния/поглощения // *Аудит и финансовый анализ: электронный журнал*. Доступно: <http://www.auditfin.com/> (дата обращения: 18.01.17).
7. Кадочникова Е.И. Методологические вопросы регрессионного анализа экономического роста в регионе // *Вестник науки и образования*, 2015, no. 10 (12), с. 38-41.
8. Кадочникова Е.И. Моделирование влияния финансовых показателей предприятия на его кредитоспособность // *Вестник экономики, права и социологии*, 2016, no. 1, с. 21-25.
9. Крейнина М.Н. *Финансовый менеджмент*. Москва, Дело и Сервис, 2012.
10. Малова А.С. *Основы эконометрики в среде Gretl*. Проспект, 2016.
11. Соснина А.Д. Методы оценки инвестиционной привлекательности предприятий // *Молодой ученый*, 2015, no. 11.3, с. 68-71.
12. Юхтанова Ю.А., Братенкова А.В. Методики оценки инвестиционной привлекательности предприятия и их сравнительная характеристика // *Молодой ученый*, 2016, no. 9, с. 780-787.
13. Якупова Н.М. *Инвестиционная привлекательность: анализ, измерение, оценка*. Казань, Казан. гос. ун-т, 2010.
14. Якупова Н.М., Магомедова З.И. Модель контроллинга рисков в системе стратегического управления предприятием // *Экономические науки*, 2008, no. 42, с. 317-322.

USE OF PRINCIPAL COMPONENTS REGRESSION IN MODELLING THE RETURN ON ASSETS OF THE ENTERPRISE

Yakupova Nailya Malikovna, Dr. Sc. (Econ.), Prof.
Kadochnikova Ekaterina Ivanovna, Cand. Sc. (Econ.)

Kazan Federal University, Kremlyovskaya st., 18, Kazan, Russia, 420008;
e-mail: kad-ekaterina@yandex.ru

Purpose: the article presents the feasibility and possibility of assessing the investment attractiveness of an enterprise based on the econometric modeling of net profitability of assets. *Discussion:* with a wide variety of approaches to identifying and differentiating factors and indicators of the company's investment attractiveness, authors underlined the key role of financial indicators in assessing investment attractiveness and proposed a system of financial ratios of the enterprise - predictors of net return on assets as its main indicator. Under the collinearity of prognostic factors, authors suggest principal components regression which enables to obtain better prognostic characteristics, maintaining reliability and informative modeling. *Results:* authors proposed a tool to analyze contributions of predictors of the net return on assets to the assessment of the investment attractiveness; its quality was tested using standard Fisher and Student tests, according to the standard model error and the Akaike and Schwarz information criteria. Results of the empirical evaluations carried out using the Gretl software confirmed the feasibility of this approach to assess the investment attractiveness of the enterprise by potential investors, shareholders and owners to manage the efficiency of the use of capital.

Keywords: investment attractiveness, profitability of assets, multi-collinearity, method of inflation factors, principal components regression.

References

1. Badokina E.A., Shvecova I.N. Ocenka investicionnoj privlekatel'nosti organizacij promyshlennosti [Assessing the investment attractiveness of an industrial organization]. *Upravlencheskij uchët*, 2011, no. 9, pp. 65–75. (In Russ.)
2. Bogdanova M.A., Vanicheva S.S., Sigidov V.V., Uzdin A.M., Chernov V.P. K voprosu ob ispol'zovanii pokazatelya effektivnosti investitsiy v kachestve kriteriya ikh optimal'nosti [To the question of using the index of investment attractiveness as a criterion of their optimality]. *Sovremennaya ekonomika: problemy i resheniya*, 2017, no. 3, pp. 8-17. (In Russ.)
3. Vasil'cova A.M. Sravnitel'nyj analiz traktovok i metodik ocenki investicionnoj privlekatel'nosti predpriyatija [Comparative analysis of interpretations and methods of assessing investment attractiveness of an enterprise]. *Ekonomika i menedzhment innovacionnyh tehnologij*, 2013, no. 8. Available at: <http://ekonomika.snauka.ru/> (accessed: 21.09.17). (In Russ.)
4. Vilenskij P.L., Livshic V.N., Smoljak S.A. *Ocenka effektivnosti investicionnyh*

projektov. *Teorija i praktika*. [Assessing the efficiency of investment projects. Theory and practice] 4-e izd. Moscow, Delo, 2008. (In Russ.)

5. Dzhurabaeva G.K. Metodologija ocenki investicionnoj privlekatel'nosti promyshlennogo predpriyatija [Methodology of assessing the investment attractiveness of an industrial enterprise]. *Izvestija IGJeA: elektronnoe izdanie*. Available at: <http://izvestia.isea.ru/> (accessed: 21.09.17). (In Russ.)

6. Endovickij D.A., Soboleva V.E. Analiz investicionnoj privlekatel'nosti kompanii – celi na predintegracionnom etape sdelki slijanija/pogloshhenija [Analyzing investment attractiveness of an enterprise – goals at the pre-integration stage of merger/takeover]. *Audit i finansovyj analiz: elektronnyj zhurnal*. Available at: <http://www.auditfin.com/> (accessed: 21.09.17). (In Russ.)

7. Kadochnikova E.I. Metodologicheskie voprosy regressionnogo analiza jekonomicheskogo rosta v regione [Methodological issues of regression analysis of economic growth in the region]. *Vestnik nauki i obrazovanija*, 2015, no. 10 (12), pp. 38-41. (In Russ.)

8. Kadochnikova E.I. Modelirovanie vlijanija finansovyh pokazatelej predpriyatija na ego kreditosposobnost' [Modelling the influence of enterprise's financial data on its solvency]. *Vestnik ekonomiki, prava i*

sociologii, 2016, no. 1, pp. 21-25. (In Russ.)

9. Krejnina M.N. *Finansovyj menedzhment* [Financial management]. Moscow, Delo i Servis, 2012. (In Russ.)

10. Malova A.S. *Osnovy ekonometriki v srede Gretl* [The basics of econometrics in Gretl software]. Moscow, Prospekt, 2016. (In Russ.)

11. Sosnina A.D. Metody ocenki investicionnoj privlekatel'nosti predpriyatij [Assessment methods of investment attractiveness of an enterprise]. *Molodoj uchenyj*, 2015, no. 11.3, pp. 68-71. (In Russ.)

12. Yuhtanova Ju.A., Bratenkova A.V. Metodiki ocenki investicionnoj privlekatel'nosti predpriyatija i ih sravnitel'naja harakteristika [Methods of assessing investment attractiveness of an enterprise and their comparative characteristics]. *Molodoj uchenyj*, 2016, no. 9, pp. 780-787. (In Russ.)

13. Yakupova N.M. *Investicionnaja privlekatel'nost': analiz, izmerenie, ocenka* [Investment attractiveness: analysis, measurement, assessment]. Kazan', Kazan. gos. un-t, 2010. (In Russ.)

14. Yakupova N.M., Magomedova Z.I. Model' kontrollinga riskov v sisteme strategicheskogo upravlenija predpriyatijem [The model of risk controlling in the strategic management system of the enterprise]. *Ekonomicheskie nauki*, 2008, no. 42, pp. 317-322. (In Russ.)