ӘЛЕУМЕТТІК-ЭКОНОМИКАЛЫҚ ЖӘНЕ ҚҰҚЫҚ ҒЫЛЫМДАРЫ
СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ И ЮРИДИЧЕСКИЕ НАУКИ
SOCIO-ECONOMIC AND LEGAL SCIENCES

CENTRAL ASIAN SCIENTIFIC JOURNAL
ISSN 3135-3061
2026. №4 (32), Том 3. С. 15–26
DOI: https://doi.org/10.5281/zenodo.24505249
Сайт журнала: https://cajournal.kz

УДК 658.155

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ ФИНАНСОВОЙ ОТЧЁТНОСТИ В АНАЛИЗЕ РЕНТАБЕЛЬНОСТИ ПРОДАЖ: РАЗМЕР И ФИНАНСОВАЯ СТРУКТУРА КОММЕРЧЕСКИХ ОРГАНИЗАЦИЙ КАЗАХСТАНА

А.Ә. Амзеева
Университет международного бизнеса имени Кенжегали Сагадиева, Алматы, Казахстан

Амзеева Алина Әбдірашидқызы — магистрант 2 курса образовательной программы «Учет и аудит», Университет международного бизнеса имени Кенжегали Сагадиева, Алматы, Казахстан.

Научный руководитель: Баишева Енгилик Досжановна — кандидат экономических наук, доцент, Университет международного бизнеса имени Кенжегали Сагадиева, Алматы, Казахстан.

© А.Ә. Амзеева, 2026

Аннотация: В статье исследуется, сохранился ли в 2018–2025 гг. разрыв в рентабельности продаж (ROS) между крупными и средними и малыми организациями регионов Казахстана, с другой, и в какой мере он объясняется их финансовой структурой. По данным Бюро национальной статистики сформированы 296 наблюдений «регион – год – сегмент», изменение разрыва проверялось по 17 регионам дисперсионным анализом с повторными измерениями и байесовским *t*-критерием, а роль финансовой структуры – множественной регрессией. Установлено, что в 2018–2022 гг. крупные и средние организации офпережали малые на 6,6–9,8 процентного пункта, а в 2023–2025 гг. статистически выраженный разрыв не выявляется (взаимодействие «сегмент × год» $p = 0{,}043$; $BF_{01} = 3{,}98$ – умеренные свидетельства в пользу отсутствия различий). С учётом финансовой структуры и масштаба деятельности оценка совокупного разрыва сокращается примерно на две трети, а наибольшая по модулю стандартизированная связь с ROS выявлена для коэффициента долговой нагрузки. Следовательно, размер организации перестал быть надёжным индикатором рентабельности, и ROS следует интерпретировать вместе с долговой нагрузкой и ликвидностью.

Ключевые слова: рентабельность продаж, интерпретация финансовой отчётности, размер организации, финансовая структура, долговая нагрузка, ликвидность

Введение

Финансовая отчётность приобретает аналитическую ценность только через интерпретацию – преобразование отдельных статей в показатели, сопоставимые между организациями и во времени. Одним из наиболее распространённых таких показателей является рентабельность продаж (ROS), показывающая, сколько прибыли до налогообложения приходится на каждые 100 тенге выручки. Однако ROS не является автономной характеристикой деятельности: она отражает то, как организация финансирует активы, управляет ликвидностью и формирует структуру затрат [1]. При изолированном прочтении аналитик рискует приписать низкую рентабельность неверной причине – например, малому размеру организации вместо высокой долговой нагрузки – или принять разрыв, наблюдавшийся в прошлом, за постоянную черту экономики.

Для Казахстана эта проблема особенно актуальна. Бюро национальной статистики публикует агрегированную финансовую отчётность организаций в разрезе регионов и

размерных групп [2], что позволяет сопоставлять результаты крупных и средних организаций с результатами малых по всей стране. Период 2018–2025 гг. охватывает шок COVID-19, последующее восстановление и административно-территориальную реформу 2022 г., поэтому разрыв по размеру мог меняться во времени. Одновременно развитие малого и среднего бизнеса остаётся государственным приоритетом [3], поэтому вопрос о том, отстают ли малые организации по рентабельности и почему, важен для оценки этой политики.

Теоретически крупные организации выигрывают за счёт эффекта масштаба, рыночной власти и более лёгкого доступа к финансированию, тогда как малые более гибки, но и более уязвимы к шокам. Эмпирические данные в целом подтверждают это: более крупные фирмы сектора услуг оказываются более рентабельными [4], а размер положительно влияет на рентабельность активов крупнейших банков Казахстана [5]. Шоки способны усиливать асимметрию: негативное влияние пандемии COVID-19 на результаты деятельности было сильнее для фирм с меньшей выручкой [6], а компании с большими денежными резервами и меньшим долгом потеряли меньше стоимости, когда поступление выручки прекратилось [7].

Второй канал связан с финансовой структурой. Модель Дюпона раскладывает рентабельность активов на рентабельность продаж и оборачиваемость активов, из чего следует компромисс между маржой и оборачиваемостью [1]; коэффициенты с общим числителем или знаменателем при этом могут коррелировать механически [8]. Согласно теории иерархии источников финансирования, прибыльные фирмы опираются на нераспределённую прибыль и меньше заимствуют [9]; отрицательная связь долговой нагрузки с рентабельностью подтверждена как для компаний сферы услуг развивающихся рынков [10], так и для малых фирм Казахстана [11]. Данные о ликвидности менее однородны: наряду с положительным эффектом [4] выявлены перевёрнутая U-образная зависимость между оборотным капиталом и рентабельностью [12] и модерирующая роль ликвидности в связи расходов и результатов малых и средних предприятий [13], а метаанализ 43 исследований из 35 стран связывает эти расхождения с макроэкономическими и институциональными условиями [14]. Если малые организации систематически отличаются от крупных по долговой нагрузке и ликвидности, часть разрыва в рентабельности может отражать финансовую структуру, а не размер как таковой.

Казахстанские исследования рентабельности посвящены отдельным организациям [15], листинговым компаниям [16], банкам [5] и малым фирмам в допандемический период [11]. Ни одно из них не использует официальную региональную отчётность в разрезе размерных групп, не проверяет, изменился ли разрыв в рентабельности после 2020 г., и не разделяет влияние размера и финансовой структуры. Кроме того, отсутствие различий обычно выводят из незначимого *p*-значения, хотя такой результат не является свидетельством в пользу нулевой гипотезы [17]; это различие становится решающим, когда вопрос состоит именно в том, закрылся ли разрыв.

Цель исследования – установить, сохранился или закрылся в 2018–2025 гг. разрыв в рентабельности продаж между крупными и средними, с одной стороны, и малыми организациями регионов Казахстана, с другой, и в какой мере он объясняется различиями в финансовой структуре. Исходя из обзора литературы, проверяются четыре гипотезы, центральной из которых является H2:

H1 – в 2018–2025 гг. средняя рентабельность продаж крупных и средних организаций статистически значимо отличается от рентабельности продаж малых организаций того же региона;

H2 – разрыв в рентабельности продаж между крупными, средними и малыми организациями не является постоянным и изменяется во времени (взаимодействие факторов «сегмент» и «год» значимо);

H3 – средняя рентабельность продаж организаций изменяется по годам под влиянием общеэкономических шоков, прежде всего пандемии COVID-19;

H4 – при прочих равных условиях рентабельность продаж связана отрицательно с долговой нагрузкой, оборачиваемостью активов и долями затрат на оплату труда и материальных затрат, а положительно – с текущей ликвидностью и масштабом деятельности; с учётом этих показателей разрыв по размеру сокращается.

Устойчивость выводов дополнительно проверяется байесовским анализом, логистической регрессией и методом главных компонент.

Материалы и методы

Эмпирической базой исследования служат ежегодные статистические отчеты Бюро национальной статистики «Финансово-хозяйственная деятельность предприятий в Республике Казахстан», агрегирующие финансовую отчётность по форме 1-ПФ [2]. Показатели собраны за 2018–2025 гг. отдельно для крупных и средних и для малых организаций каждого региона: 14 областей и 3 городов республиканского значения до 2021 г. и 17 областей и 3 городов с 2022 г., после образования областей Абай, Жетісу и Ұлытау. Единица наблюдения – агрегат «регион – год – сегмент», что даёт 296 наблюдений. Парные критерии и дисперсионный анализ с повторными измерениями выполнены по 17 регионам, существующим на протяжении всего периода (14 областей и 3 города республиканского значения): Восточно-Казахстанская, Алматинская и Карагандинская области с 2022 г. учитываются в новых границах, а области Абай, Жетісу и Ұлытау входят только в объединённые модели. Для проверки чувствительности данные трёх новых областей суммировались с данными областей, из которых они выделены, что восстанавливает границы до 2022 г. Данные сверены с опубликованными итогами: в каждом году сумма по регионам равна итогу по стране, а балансовые тождества выполняются. Двенадцать экстремальных значений ROS (4,1%), включая убыток крупных и средних организаций Западно-Казахстанской области в 2019 г. (−31,2%), сверены с бюллетенями и сохранены как реальные экономические результаты.

Зависимой переменной является рентабельность продаж, рассчитанная до налогообложения, чтобы различия в налоговых платежах не искажали сравнение сегментов:

$$ROS = \frac{П}{В} \times 100\,\%, \qquad (1)$$

где П – прибыль (убыток) до налогообложения, млн тенге;

В – выручка от реализации продукции (товаров, работ, услуг), млн тенге.

Объясняющие переменные и их описательные статистики приведены в табл. 1.

Таблица 1 – Переменные исследования и их описательные статистики (*N* = 296)

Переменная	Показатель	*M*	*Me*	*SD*	*CV*	*As*
ROS	Рентабельность продаж, формула (1), %	14,90	11,72	11,45	–	0,93
Debt_ratio	Обязательства / активы на конец года × 100, %	66,75	66,82	19,00	0,28	0,27
Ln_cur_ratio	Ln (оборотные активы / краткосрочные обязательства)	0,272	0,229	0,346	–	0,90
Asset_turnover	Выручка / средние активы, раз	0,838	0,823	0,318	0,38	0,72
Labour_share	Затраты на оплату труда / общие затраты × 100, %	12,20	12,05	3,76	0,31	0,94
Material_share	Материальные затраты / общие затраты × 100, %	41,17	41,07	14,05	0,34	−0,19
Ln_revenue	Ln выручки, млн тенге (масштаб)	14,48	14,37	1,04	–	0,56
Ln_enterprises	Ln числа отчитавшихся организаций	7,19	7,12	2,15	–	0,11

Примечание – *M* – среднее; *Me* – медиана; *SD* – стандартное отклонение; *CV* – коэффициент вариации (не приводится для ROS, принимающей отрицательные значения, и для логарифмированных показателей); *As* – асимметрия (стандартная ошибка 0,142). Ln_assets (логарифм активов) приведён только на рис. 2: в модели он не включался из-за корреляции с Ln_revenue (ρ = 0,93).

Распределение ROS асимметрично: среднее (14,90%) выше медианы (11,72%) за счёт небольшого числа высокорентабельных сегментов, а значения лежат в диапазоне от −31,2% до 57,9%; максимальная долговая нагрузка 137,9% означает отрицательный собственный капитал отдельных сегментов. Исходные значения текущей ликвидности, выручки и числа организаций имели сильную правостороннюю асимметрию (3,3–4,1) и были прологарифмированы; поэтому рост такого показателя на 10% изменяет ROS на $b \times \ln 1{,}1 \approx 0{,}095b$ процентного пункта (п.п.). Кроме того, использовались фактор «сегмент» (крупные и средние – LM, малые – SE), год, фиктивные переменные City (Алматы, Астана, Шымкент) и Y2020, а также бинарная переменная high_ros, равная 1, если ROS сегмента выше ROS по стране для того же сегмента и года (92 наблюдения, 31,1%).

Выбор методов определялся проверкой допущений. Распределение ROS отличается от нормального (критерий Шапиро–Уилка $W = 0{,}911$; $p < 0{,}001$), дисперсии неоднородны между сегментами (критерий Ливиня, $p < 0{,}001$), а допущение о сферичности нарушено (критерий Мокли, $p \le 0{,}017$), поэтому каждый параметрический критерий дополнялся ранговым или робастным аналогом. Разрыв в рентабельности по размеру для региона r определяется как

$$D_r = \overline{ROS}_{LM,r} - \overline{ROS}_{SE,r}, \tag{2}$$

где $\overline{ROS}_{LM,r}$ и $\overline{ROS}_{SE,r}$ – средние значения ROS соответственно крупных и средних организаций и малых организаций региона за рассматриваемый период.

Гипотеза H1 проверялась парным t-критерием и критерием знаковых рангов Уилкоксона по 17 регионам, наблюдаемым во всех восьми годах, что исключает псевдорепликацию лет одного региона. Гипотезы H2 и H3 проверялись двухфакторным дисперсионным анализом с повторными измерениями (сегмент × год) с поправкой Гринхауса–Гейссера и критерием Фридмана. Вклад финансовой структуры (H4) оценивался множественной регрессией:

$$ROS_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^{7} \beta_j X_{ji} + \beta_8 City_i + \beta_9 Y2020_i + \varepsilon_i, \tag{3}$$

где X_{ji} – финансовые показатели и переменные масштаба из табл. 1;

β – коэффициенты регрессии;

ε_i – случайная ошибка. Модель M1 включает только X_j, модель M2 – все слагаемые.

Из-за гетероскедастичности доверительные интервалы оценивались бутстрэпом BCa (5000 выборок), а вклад финансовой структуры в разрыв – сравнением коэффициента фиктивной переменной размера в моделях с финансовыми показателями и без них. Поскольку каждый регион наблюдается в нескольких годах, наблюдения объединённых моделей не являются полностью независимыми, поэтому стандартные ошибки регрессий могут быть занижены, а их p-значения следует рассматривать как приближённые.

Устойчивость выводов проверялась тремя способами. Байесовский парный t-критерий с априорным распределением JZS (Коши, $r = 0{,}707$) позволяет оценить свидетельства не только против нулевой гипотезы, но и в её пользу [17; 18]. Логистическая регрессия заменяет уровень ROS относительным показателем, свободным от общих эффектов размера и года:

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{6} \gamma_j X_{ji}, \tag{4}$$

где P_i – вероятность того, что ROS сегмента i превышает национальный ориентир (high_ros = 1);

γ – коэффициенты модели.

Метод главных компонент, предпочтённый факторному анализу, поскольку задача состоит в сжатии коррелированных коэффициентов, а не в измерении латентных конструктов [19], показывает, сколько независимых измерений содержат финансовые показатели. Уровень значимости $\alpha = 0{,}05$; статистические расчёты выполнены с использованием программного обеспечения JASP (версия 0.99.0) [20], диаграммы и сценарные расчёты – в Microsoft Excel.

Результаты

Результаты исследования изложены в той же последовательности, что и гипотезы: сначала оценивается, существовал ли разрыв в рентабельности продаж по размеру и как он менялся в 2018–2025 гг. (H1–H3), затем – в какой мере его объясняет финансовая структура (H4). В завершение раздела проверяется устойчивость выводов.

Центральная закономерность исследования заметна на описательном уровне (рис. 1). В 2018–2022 гг. средняя ROS крупных и средних организаций в каждом году превышала ROS малых на 6,6–9,8 п.п., тогда как в 2023–2025 гг. два ряда практически совпадают. Национальные значения, рассчитанные как отношение совокупной прибыли к совокупной выручке по стране (в отличие от невзвешенных средних по 17 регионам на рис. 1), показывают ту же конвергенцию с обеих сторон: ROS малых организаций выросла с 11,0% в 2018 г. до 17,8–18,6% в 2023–2024 гг., а ROS крупных и средних снизилась с 21,8% до 16,1–18,0%.

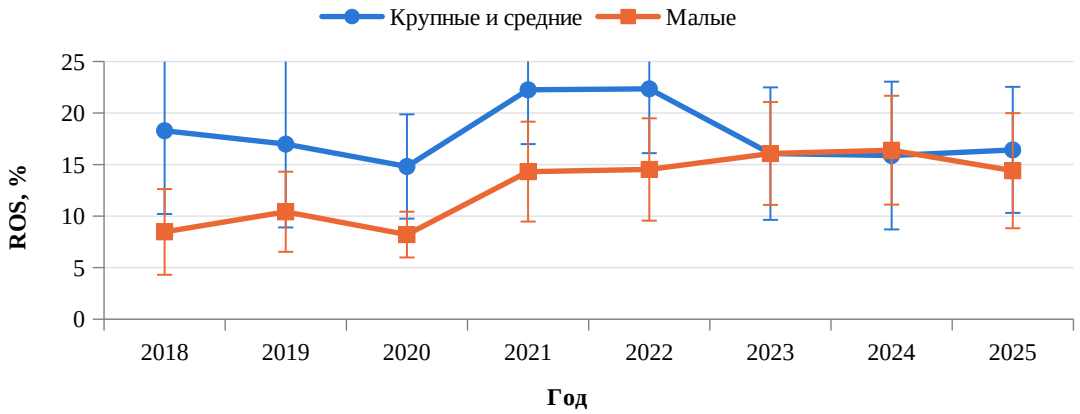

Рисунок 1 – Средняя ROS по годам и сегментам организаций в 17 регионах с 95%-ными доверительными интервалами, %

Формальная проверка начинается с периода в целом (табл. 2). За 2018–2025 гг. средняя ROS крупных и средних организаций превышала ROS малых на 5,03 п.п., однако парный *t*-критерий не отвергает нулевую гипотезу. Причина – сильная неоднородность разрыва: от −28,67 п.п. в Западно-Казахстанской области, где крупные и средние организации понесли убытки, до 33,57 п.п. в Туркестанской области. Устойчивый к таким значениям критерий Уилкоксона отвергает нулевую гипотезу: крупные и средние организации были рентабельнее в 14 из 17 регионов. Два критерия приводят к разным решениям, и объяснение появляется, если учесть фактор времени.

Таблица 2 – Проверка разрыва в ROS по размеру и эффекта года (17 регионов)

H	Критерий, период	Статистика	*p*	Размер эффекта	H_0
H1	Парный *t*, 2018–2025 гг.	$t(16) = 1{,}63$	0,123	$d = 0{,}39$	не отвергается
H1	Уилкоксон, 2018–2025 гг.	$W = 126$	0,017	$r_{rb} = 0{,}65$	отвергается
H2	Дисперсионный анализ: сегмент × год, 2018–2025 гг.	$F(2{,}77; 44{,}30) = 3{,}02$	0,043	$\eta^2 = 0{,}038$	отвергается
H2	Парный *t*, 2018–2022 гг.	$t(16) = 2{,}54$	0,022	$d = 0{,}61$	отвергается
H2	Парный *t*, 2023–2025 гг.	$t(16) = 0{,}13$	0,895	$d = 0{,}03$	не отвергается
H3	Дисперсионный анализ: год, 2018–2025 гг.	$F(3{,}96; 63{,}41) = 4{,}57$	0,003	$\eta^2 = 0{,}057$	отвергается
H3	Фридман, 2018–2025 гг.	$\chi^2(7) = 29{,}71$	< 0,001	$W = 0{,}25$	отвергается

Примечание – Парные критерии используют средние значения ROS каждого из 17 регионов; *W* – сумма положительных рангов (точное *p*), в строке критерия Фридмана – коэффициент конкордации Кендалла. Для критерия Уилкоксона $p = 0{,}006$ (2018–2022 гг.) и $p = 0{,}678$ (2023–2025 гг.). В дисперсионном анализе с повторными измерениями степени

свободы скорректированы по Гринхаусу–Гейссеру; его главный эффект сегмента совпадает с парным *t*-критерием за 2018–2025 гг. ($F(1, 16) = 2{,}65$).

Двухфакторный дисперсионный анализ с повторными измерениями (табл. 2) показывает, что разрыв не был стабильным: взаимодействие «сегмент × год» значимо после поправки Гринхауса–Гейссера ($p = 0{,}043$; $\eta^2 = 0{,}038$), что подтверждает H2. По подпериодам разрыв значим в 2018–2022 гг. и не выявляется в 2023–2025 гг. (табл. 2), а критерии Уилкоксона приводят к тем же решениям. По годам картина столь же отчётлива: в 2018–2022 гг. крупные и средние организации опережали малые в 13–14 из 17 регионов, и критерий Уилкоксона значим в каждом из этих лет ($p \le 0{,}020$), тогда как в 2023–2025 гг. разрыв колебался от −0,52 до 2,01 п.п. и наблюдался лишь в 7–11 регионах. Если три реформированные области рассматривать в границах до 2022 г., взаимодействие становится пограничным ($p = 0{,}051$), что учитывается при интерпретации.

Главный эффект года также значим ($p = 0{,}003$; $\eta^2 = 0{,}057$), что вместе с критерием Фридмана подтверждает H3. Сравнения с поправкой Бонферрони связывают его с 2020 г., когда ROS была ниже, чем в 2021 и 2022 гг. (на 6,78 и 6,93 п.п.; $p_{bonf} = 0{,}047$ и $0{,}029$). В 2020 г. ROS обоих сегментов снизилась примерно на 2,2 п.п., поэтому абсолютный разрыв сохранился (6,61 п.п.), однако в относительном выражении малые организации потеряли больше (−21% против −13%). В 2023–2025 гг. ROS стабилизировалась: дисперсионный анализ с повторными измерениями для 40 единиц «регион – сегмент» не выявил различий между этими годами ($F(2, 78) = 0{,}23$; $p = 0{,}797$).

Следовательно, преимущество крупных и средних организаций было реальным, но временным: оно сохранялось в типичном регионе на протяжении 2018–2022 гг., пережило шок 2020 г. и исчезло в 2023–2025 гг. за счёт роста ROS малых организаций и снижения ROS крупных и средних. Неоднозначный результат за весь период отражает усреднение двух режимов, а не отсутствие эффекта размера. Остаётся выяснить, почему разрыв существовал.

С учётом ненормальности распределений парные связи ROS с финансовыми показателями измерялись коэффициентом Спирмена (рис. 2). Наиболее сильная связь наблюдается с коэффициентом долговой нагрузки ($\rho = -0{,}63$; $p < 0{,}001$): чем выше доля обязательств в активах, тем ниже рентабельность. Ликвидность связана с ROS положительно ($\rho = 0{,}51$), оборачиваемость активов – отрицательно ($\rho = -0{,}40$), тогда как связи с масштабом, числом организаций и долями затрат слабы. Логарифм активов, коррелирующий с логарифмом выручки на уровне $\rho = 0{,}93$, в модели не включался, а среди остальных предикторов ни одна пара не превышает $|\rho| = 0{,}60$.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

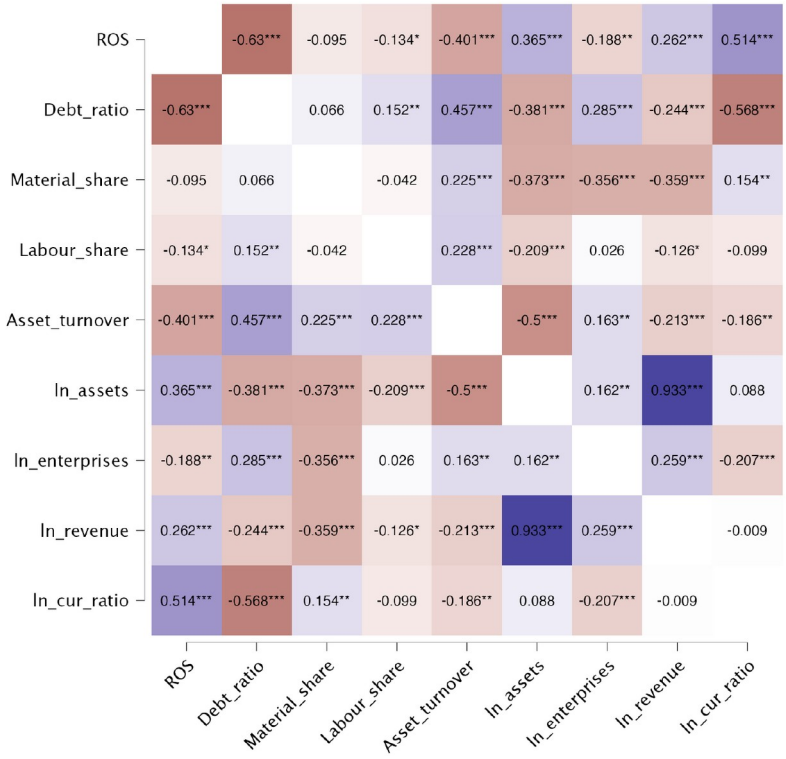

Рисунок 2 – Тепловая карта корреляций Спирмена (вывод JASP, $N = 296$; Ln_assets в моделях не используется)

Отрицательная связь ROS с долговой нагрузкой сохраняется внутри каждого сегмента: линии тренда на рис. 3 наклонены вниз и для крупных и средних, и для малых организаций.

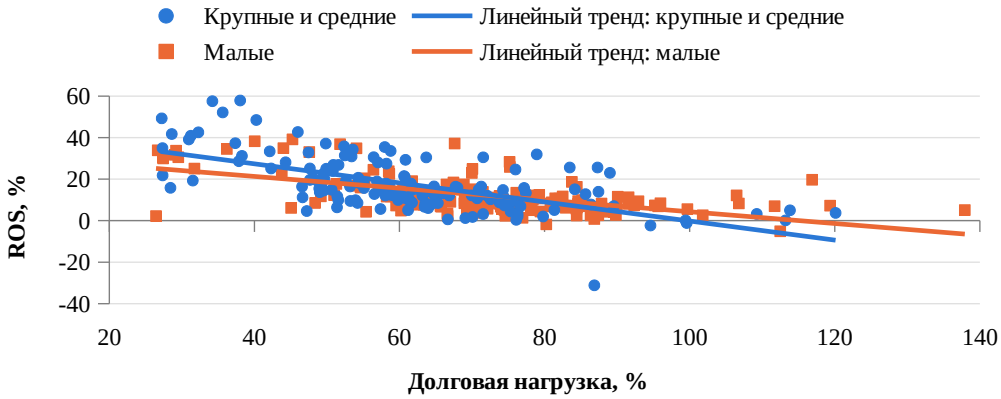

Рисунок 3 – ROS и коэффициент долговой нагрузки по сегментам организаций с линейными трендами

Чтобы оценить вклад каждого показателя при прочих равных, оценены две регрессионные модели (табл. 3). Модель M1, включающая семь показателей финансовой структуры и масштаба, объясняет 45,8% дисперсии ROS. Модель M2 добавляет фиктивные переменные для городов и 2020 г., причём последняя обоснована выявленным эффектом года; она значимо лучше ($\Delta R^2 = 0{,}030$; $F(2,\ 286) = 8{,}41$; $p < 0{,}001$) и объясняет 48,8% дисперсии.

Таблица 3 – Множественная регрессия ROS: модели M1 и M2 (зависимая переменная – ROS, %)

Предиктор	M1: *b*	*p*	M2: *b*	*SE*	β	*p*	95% ДИ BCa (M2)

Константа	25,353	0,011	7,491	11,701	–	0,523	[−15,23; 27,51]
Debt_ratio	−0,218	< 0,001	−0,203	0,036	−0,34	< 0,001	[−0,30; −0,12]
Asset_turnover	−3,067	0,097	−4,126	1,813	−0,11	0,024	[−7,19; −1,22]
Labour_share	−0,191	0,172	−0,150	0,139	−0,05	0,280	[−0,41; 0,13]
Material_share	−0,079	0,075	−0,048	0,044	−0,06	0,277	[−0,14; 0,09]
Ln_cur_ratio	8,986	< 0,001	9,300	1,738	0,28	< 0,001	[3,58; 14,34]
Ln_revenue	0,978	0,078	2,066	0,664	0,19	0,002	[0,98; 3,30]
Ln_enterprises	−0,604	0,027	−0,406	0,272	−0,08	0,137	[−0,97; 0,29]
City	–	–	−5,363	1,678	−0,17	0,002	[−7,86; −3,05]
Y2020	–	–	−3,541	1,542	−0,10	0,022	[−7,24; −0,98]
R^2 (скорр. R^2): M1 = 0,458 (0,445), $F(7, 288) = 34,73$; M2 = 0,488 (0,472), $F(9, 286) = 30,27$; для обеих моделей $p < 0,001$; $N = 296$.							

Примечание – b – нестандартизированный, β – стандартизированный коэффициент; ДИ BCa – бутстрэп-интервал с коррекцией смещения и ускорением (5000 выборок).

Коэффициент долговой нагрузки, больший на 10 п.п., связан с ROS, меньшей на 2,03 п.п. (β = −0,34 – наибольший по модулю стандартизированный коэффициент), а коэффициент текущей ликвидности, больший на 10%, – с ROS, большей на 9,30 × Ln 1,1 ≈ 0,89 п.п. Оборачиваемость активов, большая на 0,1, связана с ROS, меньшей на 0,41 п.п., что согласуется с компромиссом между маржой и оборачиваемостью, а выручка, большая на 10%, – с ROS, большей на 0,20 п.п. При прочих равных сегменты трёх городов республиканского значения зарабатывают на 5,36 п.п. меньше, а в 2020 г. ROS была на 3,54 п.п. ниже. Доли затрат на оплату труда и материальных затрат, как и число организаций, незначимы.

Изменение разрыва по размеру после учёта финансовых характеристик позволяет оценить дополнительная модель, в которой Ln_enterprises заменена фиктивной переменной малого сегмента (ρ = 0,95): нескорректированный разрыв 5,31 п.п. сокращается до 1,75 п.п. ($p = 0,140$) после учёта финансовых показателей. Иначе говоря, включение показателей финансовой структуры и масштаба деятельности сопровождается сокращением оценочного разрыва примерно на 67%, что свидетельствует о существенной статистической связи между различиями в финансовой структуре и дифференциацией ROS по размеру.

Диагностика остатков модели M2 не выявила мультиколлинеарности (VIF ≤ 2,03) и влиятельных наблюдений (максимальное расстояние Кука 0,23). Гетероскедастичность (тест Бройша–Пагана, $p < 0,001$) учтена бутстрэп-интервалами BCa, которые для всех шести значимых коэффициентов не включают ноль, а остаточная нелинейность (тест RESET, $p < 0,001$) рассматривается как ограничение.

Практический смысл коэффициентов иллюстрирует сценарный расчёт по модели M2: для сегмента области с медианными показателями (долговая нагрузка 66,8%, текущая ликвидность 1,26) ожидаемая ROS составляет 15,6%, при снижении долговой нагрузки на 10 п.п. и росте ликвидности на 20% – 19,4%, а в год шока, сопоставимого с 2020 г., – 12,1%. Широкий интервал прогноза (±16,3 п.п.) напоминает, что модель описывает средние тенденции, а не ROS отдельного региона.

Таким образом, ROS тесно связана с характеристиками финансовой структуры организации, и более низкую ROS малых организаций в 2018–2022 гг. не следует приписывать только размеру; отражает ли последующее сближение улучшение их финансовой структуры, по объединённой модели установить нельзя.

Проверка устойчивости выводов

Три проверки направлены на уязвимые места основного анализа: незначимое p-значение не доказывает, что разрыв закрылся; уровень ROS содержит общие эффекты размера и года; финансовые показатели взаимно коррелированы.

Байесовский парный t-критерий (табл. 4) показывает, что за 2018–2025 гг. данные почти одинаково вероятны при обеих гипотезах ($BF_{10} = 0,75$), для 2018–2022 гг. слабо свидетельствуют в пользу существования разрыва ($BF_{10} = 2,82$), хотя частотный тест значим,

а для 2023–2025 гг. – в пользу его отсутствия (BF_{01} = 3,98, умеренные свидетельства). Выводы не зависят от ширины априорного распределения: за весь период BF_{10} нигде не превышает 1,11, а для 2023–2025 гг. BF_{01} растёт с 4,0 до 7,4 по мере его расширения. Это даёт дополнительные основания считать, что разрыв действительно сократился до несущественной величины, а не просто перестал быть статистически значимым, хотя свидетельства в пользу его отсутствия пока умеренные.

Таблица 4 – Байесовские факторы для разрыва в ROS по размеру (парный *t*-критерий, 17 регионов)

Период	BF_{10}	BF_{01}	Свидетельства
2018–2025 гг.	0,75	1,34	слабые в пользу H_0
2018–2022 гг.	2,82	0,36	слабые в пользу H_1
2023–2025 гг.	0,25	3,98	умеренные в пользу H_0

Примечание – Априорное распределение Коши с шириной r = 0,707; $BF_{01} = 1 / BF_{10}$; категории свидетельств – по [18].

Вторая проверка заменяет уровень ROS относительным показателем – превышением национального ориентира (формула 4). Логистическая модель значима ($\chi^2(6) = 103{,}56$; $p < 0{,}001$; R^2 Найджелкерка = 0,416) и хорошо различает сегменты в пределах исследуемой выборки (AUC = 0,839). Меньшая долговая нагрузка и большая ликвидность повышают шансы превышения ориентира: снижение долговой нагрузки на 10 п.п. увеличивает их в 1,45 раза, а рост текущей ликвидности на 10% – в 1,24 раза; более высокие оборачиваемость активов и доли затрат снижают шансы, а масштаб незначим (p = 0,117) – в отличие от модели M2, что ожидаемо: ориентир задаётся для того же сегмента и года. Следовательно, роль балансовых коэффициентов (H4) сохраняется и после устранения общих эффектов размера и года.

Третья проверка – метод главных компонент. Шесть финансовых показателей сводятся к двум компонентам, которые объясняют 58,4% дисперсии. Первая компонента (31,6% дисперсии) – «финансовое давление» – объединяет высокую долговую нагрузку, низкую ликвидность, быструю оборачиваемость активов и высокую долю затрат на оплату труда; её значения тесно связаны с ROS (r = −0,641) и заметно выше у малых организаций (0,28 против −0,28; $p < 0{,}001$). Следовательно, балансовые коэффициенты работают как взаимосвязанная система, и именно по измерению финансового давления малые организации отличаются от крупных.

Сопоставление результатов с гипотезами показывает, что H1 подтверждается частично, поскольку тесты за весь период усредняют годы с разрывом и без него; H2 – с оговоркой: взаимодействие значимо (p = 0,043) и пограничное (p = 0,051) в границах до 2022 г., но тесты по подпериодам и байесовский фактор согласованно указывают на закрытие разрыва; H3 подтверждается; H4 подтверждается частично (с учётом знака и значимости коэффициентов) – для долговой нагрузки, ликвидности, оборачиваемости активов и масштаба (4 из 7 предикторов), а с их учётом разрыв сокращается с 5,31 до 1,75 п.п.; роль долговой нагрузки, ликвидности и оборачиваемости активов подтверждают логистическая модель и метод главных компонент, тогда как результаты для масштаба и долей затрат в двух регрессиях расходятся.

Центральный вывод состоит в том, что преимущество крупных организаций в рентабельности продаж было временным. До 2023 г. оно согласовывалось с эффектом масштаба, выявленным для фирм сферы услуг Иордании [4] и крупнейших банков Казахстана [5] (хотя эти оценки получены для других секторов), а спад 2020 г. – с данными об ухудшении результатов фирм в пандемию [6]; как и в выводах этих авторов о малых фирмах, малые организации потеряли большую долю своей ROS, хотя абсолютный разрыв не увеличился. Возможные объяснения сближения – постпандемическое восстановление

сферы услуг, государственная поддержка малого бизнеса [3] и снижение маржи крупных организаций – требуют отдельной проверки.

Эффект долговой нагрузки согласуется с теорией иерархии источников финансирования [9] и с результатами для иорданских и казахстанских компаний [10; 11], эффект ликвидности – с ценностью финансовой гибкости в кризис [7]. Отрицательный коэффициент оборачиваемости отражает компромисс модели Дюпона [1], хотя частично он может быть механическим [8], а логарифмическая спецификация ликвидности совместима с убывающей отдачей от оборотного капитала [12]. Таким образом, преимущество крупных организаций в 2018–2022 гг. было в значительной мере связано с их финансовой структурой и масштабом. Вместе с тем прибыльные фирмы и сами меньше заимствуют, поэтому выявленные связи не следует трактовать как причинно-следственные.

Полученные результаты имеют значение для финансового анализа коммерческих организаций Казахстана: размер предприятия не следует рассматривать как самостоятельный индикатор финансовой эффективности. Рентабельность организации или региона целесообразно сравнивать с ориентиром для того же сегмента и года, а не с организациями другой размерной группы, и читать вместе с коэффициентами долговой нагрузки и текущей ликвидности: при прочих равных долговая нагрузка, большая на 10 п.п., соответствует ROS, меньшей примерно на 2 п.п. Кроме того, в годы общеэкономических шоков, подобных 2020 г., ROS снижается во всех сегментах, поэтому снижение показателя в такой год само по себе не свидетельствует об ухудшении деятельности конкретной организации.

Заключение

Исследование показало, что преимущество крупных и средних организаций регионов Казахстана в рентабельности продаж было временным: в каждом году периода 2018–2022 гг. они опережали малые организации на 6,6–9,8 п.п., преимущество пережило шок 2020 г., а в 2023–2025 гг. статистически не выявляется (байесовский анализ даёт умеренные свидетельства в пользу отсутствия различий). С учётом финансовой структуры и масштаба оценка совокупного разрыва сокращается примерно на две трети; при этом долговая нагрузка, меньшая на 10 п.п., связана с ROS, большей примерно на 2 п.п., а текущая ликвидность, большая на 10%, – с ROS, большей примерно на 0,9 п.п. Вместе с оборачиваемостью активов эти показатели образуют измерение финансового давления, по которому малые организации имеют более высокие значения.

Практическая значимость результатов определяется их адресатами. Для финансовых аналитиков и аудиторов размер организации больше не является надёжным индикатором рентабельности: ROS следует интерпретировать вместе с коэффициентами долговой нагрузки и текущей ликвидности и сравнивать с ориентиром для того же сегмента и года. Для банков эти два коэффициента позволяют оценить, вероятно ли превышение заёмщиком ориентира рентабельности (AUC = 0,84 в пределах исследуемой выборки), однако перед практическим применением модель требует проверки на новых данных. Для государственных органов и институтов поддержки МСБ результаты указывают на значение инструментов укрепления собственного и оборотного капитала малых организаций, а региональный мониторинг целесообразно дополнить долей сегментов выше национального ориентира.

Исследование имеет ограничения: региональные агрегаты не позволяют переносить выводы на отдельные фирмы, 17–20 регионов ограничивают мощность тестов, разбиение на подпериоды подсказано самими данными, качество логистической модели оценено на той же выборке, на которой она построена, повторные наблюдения регионов в объединённых моделях рассматриваются как независимые (что может занижать стандартные ошибки), а отраслевая структура не контролируется. Поэтому сближение требует подтверждения данными будущих лет, а дальнейшие исследования целесообразно провести на отчётности отдельных организаций с помощью панельных моделей с фиксированными эффектами, лагированных показателей и отраслевых контрольных переменных.

Список литературы:

1. Soliman M.T. The use of DuPont analysis by market participants // The Accounting Review. – 2008. – Vol. 83, No. 3. – P. 823–853. – DOI: 10.2308/accr.2008.83.3.823.

2. Финансово-хозяйственная деятельность предприятий в Республике Казахстан: статистические бюллетени за 2018–2025 гг. [Электронный ресурс] / Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан. – URL: https://stat.gov.kz/ru/industries/business-statistics/stat-struct/spreadsheets/ (дата обращения: 18.11.2026).

3. Kazbekova D., Petrova M., Sushchenko O. et al. Mechanisms of stimulation of small- and medium-sized entrepreneurship: the experience of Kazakhstan // Journal of Risk and Financial Management. – 2024. – Vol. 17, No. 7. – Art. 257. – DOI: 10.3390/jrfm17070257.

4. Aldboush H.H., Almasria N.A., Ferdous M. Determinants of firm profitability: empirical evidence from Jordan's service sector // Business: Theory and Practice. – 2023. – Vol. 24, No. 2. – P. 438–446. – DOI: 10.3846/btp.2023.18623.

5. Yespergenova L., Zhakusheva Zh., Faizulayev A. The financial performance determinants of the largest banks in Kazakhstan // Journal of Economic Research & Business Administration. – 2023. – Vol. 143, No. 1. – P. 162–171. – DOI: 10.26577/be.2023.v143.i1.013.

6. Shen H., Fu M., Pan H. et al. The impact of the COVID-19 pandemic on firm performance // Emerging Markets Finance and Trade. – 2020. – Vol. 56, No. 10. – P. 2213–2230. – DOI: 10.1080/1540496X.2020.1785863.

7. Fahlenbrach R., Rageth K., Stulz R.M. How valuable is financial flexibility when revenue stops? Evidence from the COVID-19 crisis // The Review of Financial Studies. – 2021. – Vol. 34, No. 11. – P. 5474–5521. – DOI: 10.1093/rfs/hhaa134.

8. Kronmal R.A. Spurious correlation and the fallacy of the ratio standard revisited // Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society). – 1993. – Vol. 156, No. 3. – P. 379–392. – DOI: 10.2307/2983064.

9. Myers S.C., Majluf N.S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have // Journal of Financial Economics. – 1984. – Vol. 13, No. 2. – P. 187–221. – DOI: 10.1016/0304-405X(84)90023-0.

10. Gharaibeh O.K., Bani Khaled M.H. Determinants of profitability in Jordanian services companies // Investment Management and Financial Innovations. – 2020. – Vol. 17, No. 1. – P. 277–290. – DOI: 10.21511/imfi.17(1).2020.24.

11. Kokeyeva S., Hájek P., Adambekova A. Small firms' capital structure and performance // Economic Studies (Ikonomicheski Izsledvania). – 2022. – Vol. 31, No. 4. – P. 128–144. – URL: https://www.iki.bas.bg/Journals/EconomicStudies/2022/2022-4/08_Samal-Kokeyeva.pdf (дата обращения: 24.11.2026).

12. Anton S.G., Afloarei Nucu A.E. The impact of working capital management on firm profitability: empirical evidence from the Polish listed firms // Journal of Risk and Financial Management. – 2021. – Vol. 14, No. 1. – Art. 9. – DOI: 10.3390/jrfm14010009.

13. Airout R.M., Alawaqleh Q.A., Almasria N.A. et al. The moderating role of liquidity in the relationship between the expenditures and financial performance of SMEs: evidence from Jordan // Economies. – 2023. – Vol. 11, No. 4. – Art. 121. – DOI: 10.3390/economies11040121.

14. Jaworski J., Czerwonka L. Profitability and working capital management: a meta-study in macroeconomic and institutional conditions // DECISION. – 2024. – Vol. 51, No. 1. – P. 123–145. – DOI: 10.1007/s40622-023-00372-x.

15. Agabekova G.N., Agabekova Sh.N., Maulenkulova G.Ye. et al. Analysis of profitability of financial results and factors of its change // Buketov Business Review. – 2023. – Vol. 109, No. 1. – P. 18–27. – DOI: 10.31489/2023ec1/18-27.

16. Katenova M., Qudrat-Ullah H. Corporate social responsibility and firm performance: case of Kazakhstan // Heliyon. – 2024. – Vol. 10, No. 10. – Art. e31580. – DOI: 10.1016/j.heliyon.2024.e31580.

17. Rouder J.N., Speckman P.L., Sun D. et al. Bayesian t tests for accepting and rejecting the null hypothesis // Psychonomic Bulletin & Review. – 2009. – Vol. 16, No. 2. – P. 225–237. – DOI: 10.3758/PBR.16.2.225.

18. Wagenmakers E.-J., Love J., Marsman M. et al. Bayesian inference for psychology. Part II: Example applications with JASP // Psychonomic Bulletin & Review. – 2018. – Vol. 25, No. 1. – P. 58–76. – DOI: 10.3758/s13423-017-1323-7.

19. Hair J.F., Black W.C., Babin B.J. et al. Multivariate data analysis. – 8th ed. – Andover: Cengage Learning, 2019.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

20. JASP Team. JASP (Version 0.99.0) [Электронный ресурс]: статистическое программное обеспечение. – 2026. – URL: https://jasp-stats.org/ (дата обращения: 20.11.2026).