Central Asian Scientific Journal

VOL 4(32)
2026



ASTANA

ISSN: 3135-3061

INTERNATIONAL ELECTRONIC SCIENTIFIC JOURNAL

ISSN 3135-3061

Central Asian Scientific Journal

Халықаралық электрондық ғылыми журнал
Международный электронный научный журнал

ENGLISH
Published since 2021
One issue per quarter, 3 monthly volumes

ҚАЗАҚША
2021 жылдан бері шығарылады
Тоқсанына 1 шығарылым, 3 том — ай сайын

РУССКИЙ
Издается с 2021 года
1 выпуск в квартал, 3 тома — ежемесячно

VOLUME 3 · ISSUE 4 (32) · DECEMBER 2026

Том 3 · №4 (32) · Декабрь / Желтоқсан 2026

IN THIS ISSUE

В НОМЕРЕ · НӨМІРДЕ

Применение данных геоинформационных систем и дистанционного зондирования при проектировании и управлении землями общего пользования населенных пунктов 7
К.Г. Петров

Интерпретация финансовой отчётности в анализе рентабельности продаж: размер и финансовая структура коммерческих организаций Казахстана 15
А.Ә. Амзеева

Кванттық телепортация: адамды телепортациялауға бола ма? 27
А.Е. Нургельдина, К.Н. Нұртазина

THEMATIC FOCUS

Pedagogy · Social sciences & humanities · Engineering · Economics · Law · ICT

ISSN 3135-3061

Registered with the Information Committee of the Ministry of Information and Public Development of the Republic of Kazakhstan
Certificate No. KZ77VPY00147053 of 17.04.2026

cajournal.kz

© Central Asian Scientific Journal, 2026

EDITORIAL BOARD

EDITOR-IN-CHIEF:

Talgat Zh. Baidildinov — Candidate of Pedagogical Sciences, Abai Kazakh National Pedagogical University

EDITORIAL BOARD:

Radwan Labban — Member of RINA (UK) and SNAME (USA), Plymouth College, United Kingdom

Madina A. Yermaganbetova — Candidate of Pedagogical Sciences, Associate Professor, L.N. Gumilyov Eurasian National University

Anar A. Mukasheva — Doctor of Law, Professor, L.N. Gumilyov Eurasian National University

Dametken S. Baigozhanova — Candidate of Pedagogical Sciences, Honored Professor of Kazakhstan, Academician of the International Academy of Informatization

Galym B. Teleuev — PhD, Campus Dean, Kazakh-American University

Aruzhan K. Mektepbayeva — MSc in Computer Science, Lecturer, Astana IT University

Alexey D. Fedenko — MSc in Computer Science, Lecturer, Astana IT University

---

Central Asian Scientific Journal

International electronic scientific journal

ISSN 3135-3061

Published since 2021 (registered 25.08.2021)

Periodicity: One issue per quarter, 3 monthly volumes

Languages of publication: Kazakh, Russian, English

Thematic focus: Pedagogical, social and humanitarian, technical, economic and legal sciences; information and communication technologies; theoretical and applied research

Owner: Sole Proprietor «DOC»

Registered with the Information Committee of the Ministry of Information and Public Development of the Republic of Kazakhstan, certificate No. KZ77VPY00147053 dated 17.04.2026.

Editorial office: 010010, Republic of Kazakhstan, Astana (closed-type office)

info@cajournal.kz · cajournal.kz

The authors are responsible for the accuracy of the published information, quotations and other statements.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

РЕДАКЦИЯ

БАС РЕДАКТОР:

Байдильдинов Талгат Жарылкасынович — п.ғ.к., Абай атындағы Қазақ ұлттық педагогикалық университеті

РЕДАКЦИЯЛЫҚ АЛҚА:

Radwan Labban — RINA (Ұлыбритания) және SNAME (АҚШ) мүшесі, Plymouth College, Ұлыбритания

Ермаганбетова Мадина Аскаровна — п.ғ.к., доцент, Л.Н. Гумилев атындағы Еуразия ұлттық университеті

Мукашева Анар Абайханкызы — з.ғ.д., профессор, Л.Н. Гумилев атындағы Еуразия ұлттық университеті

Байгожанова Даметкен Сагидуллаевна — п.ғ.к., Қазақстанның құрметті профессоры, Халықаралық ақпараттандыру академиясының академигі

Телеуев Галым Байгазиевич — PhD, кампус деканы, Қазақ-Америка университеті

Мектепбаева Аружан Кайратовна — компьютерлік ғылымдар магистрі, оқытушы, Astana IT University

Феденко Алексей Демьянович — компьютерлік ғылымдар магистрі, оқытушы, Astana IT University

---

Central Asian Scientific Journal

Халықаралық электрондық ғылыми журнал

ISSN 3135-3061

Шығарылады: 2021 ж. бастап (тіркелген күні 25.08.2021)

Мерзімділігі: Тоқсанына 1 шығарылым, 3 том — ай сайын

Жарияланым тілдері: қазақ, орыс, ағылшын

Тақырыптық бағыты: Педагогикалық, әлеуметтік-қоғамдық, техникалық, экономикалық және заң ғылымдары, ақпараттық-коммуникациялық технологиялар, теориялық және ғылыми-практикалық зерттеулер

Меншік иесі: «DOC» ЖК

Қазақстан Республикасы Ақпарат және қоғамдық даму министрлігінің Ақпарат комитетінде тіркелген, 17.04.2026 ж. № KZ77VPY00147053 куәлік.

Редакция мекенжайы: 010010, Қазақстан Республикасы, Астана қ., (жабық үлгідегі кеңсе)

info@cajournal.kz · cajournal.kz

Жарияланатын ақпараттың, дәйексөздердің және өзге де мәліметтердің дұрыстығы үшін авторлар жауапты.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

РЕДАКЦИЯ

ГЛАВНЫЙ РЕДАКТОР:

Байдильдинов Талгат Жарылкасынович — к.п.н., Казахский национальный педагогический университет им. Абая

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

Radwan Labban — Член RINA (Великобритания) и SNAME (США), Plymouth College, Великобритания

Ермаганбетова Мадина Аскаровна — к.п.н., доцент, Евразийский национальный университет им. Л.Н. Гумилёва

Мукашева Анар Абайханкызы — д.ю.н., профессор, Евразийский национальный университет им. Л.Н. Гумилёва

Байгожанова Даметкен Сагидуллаевна — к.п.н., почётный профессор Казахстана, академик МАИН

Телеуев Галым Байгазиевич — PhD, декан кампуса, Казахско-Американский университет

Мектепбаева Аружан Кайратовна — магистр компьютерных наук, преподаватель, Astana IT University

Феденко Алексей Демьянович — магистр компьютерных наук, преподаватель, Astana IT University

---

Central Asian Scientific Journal

Международный электронный научный журнал

ISSN 3135-3061

Издаётся с 2021 г. (регистрация 25.08.2021)

Периодичность: 1 выпуск в квартал, 3 тома — ежемесячно

Языки публикаций: казахский, русский, английский

Тематическая направленность: Педагогические, общественно-социальные, технические, экономические и юридические науки, информационно-коммуникационные технологии, теоретические и научно-практические исследования

Собственник: ИП «DOC»

Зарегистрирован в Комитете информации Министерства информации и общественного развития Республики Казахстан, свидетельство № KZ77VPY00147053 от 17.04.2026 г.

Адрес редакции: 010010, Республика Казахстан, г. Астана, (офис закрытого типа)

info@cajournal.kz · cajournal.kz

За достоверность публикуемой информации, цитат и иных сведений ответственность несут авторы.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

МАЗМҰНЫ — СОДЕРЖАНИЕ — CONTENTS

ТЕХНИКАЛЫҚ ҒЫЛЫМДАР
ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ
TECHNICAL SCIENCE

К.Г. Петров
ПРИМЕНЕНИЕ ДАННЫХ ГЕОИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ И ДИСТАНЦИОННОГО ЗОНДИРОВАНИЯ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ И УПРАВЛЕНИИ ЗЕМЛЯМИ ОБЩЕГО ПОЛЬЗОВАНИЯ НАСЕЛЕННЫХ ПУНКТОВ..... 7

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

А.Ә. Амзеева
ИНТЕРПРЕТАЦИЯ ФИНАНСОВОЙ ОТЧЁТНОСТИ В АНАЛИЗЕ РЕНТАБЕЛЬНОСТИ ПРОДАЖ: РАЗМЕР И ФИНАНСОВАЯ СТРУКТУРА КОММЕРЧЕСКИХ ОРГАНИЗАЦИЙ КАЗАХСТАНА..... 15

ЕСТЕСТВЕННЫЕ НАУКИ
ЖАРАТЫЛЫСТАНУ ҒЫЛЫМДАРЫ
NATURAL SCIENCES

А.Е. Нургельдина, К.Н. Нұртазина
КВАНТТЫҚ ТЕЛЕПОРТАЦИЯ: АДАМДЫ ТЕЛЕПОРТАЦИЯЛАУҒА БОЛА МА?..... 27

ТЕХНИКАЛЫҚ ҒЫЛЫМДАР
ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ
TECHNICAL SCIENCE

CENTRAL ASIAN SCIENTIFIC JOURNAL
ISSN 3135-3061
2026. №4 (32), Том 3. С. 7–14
DOI: https://doi.org/10.5281/zenodo.24505208
Сайт журнала: https://cajournal.kz

УДК 332.3:[528.8+004.9]

ПРИМЕНЕНИЕ ДАННЫХ ГЕОИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ И ДИСТАНЦИОННОГО ЗОНДИРОВАНИЯ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ И УПРАВЛЕНИИ ЗЕМЛЯМИ ОБЩЕГО ПОЛЬЗОВАНИЯ НАСЕЛЕННЫХ ПУНКТОВ

К.Г. Петров
Казахский агротехнический исследовательский университет имени С.Сейфуллина, Астана, Казахстан

Петров Кирилл Геннадьевич — магистрант 1 курса образовательной программы, «7М07314 Технологии геодезических и кадастровых работ», Казахский агротехнический исследовательский университет имени С.Сейфуллина, Астана, Казахстан.

Научный руководитель: Жуманазаров Касымхан Бекбауович — К.э.н., ассоциированный профессор, Казахский агротехнический исследовательский университет имени С.Сейфуллина, Астана, Казахстан.

© К.Г. Петров, 2026

Аннотация: Рассмотрено применение ГИС и ДЗЗ для учета, проектирования и контроля использования земель общего пользования населенных пунктов. Проанализированы примеры из Казахстана, Турции и Китая, возможности и ограничения методов. Отмечена необходимость сопоставления данных съемки с документами о границах и назначении участков.

Ключевые слова: земли общего пользования, населенные пункты, геоинформационные системы, дистанционное зондирование Земли, землепользование

Введение

С быстрым развитием технологий наблюдения Земли за последние десятилетия пространственное и спектральное разрешение спутниковых снимков постоянно улучшается, а большие объемы дистанционных зондированных изображений стали легче получать и обрабатывать.

Быстрая и неконтролируемая урбанизация усиливает нагрузку на сельские земли и городские экосистемы, особенно в развивающихся странах. Расширение городов нередко сопровождается нерегулируемой промышленной деятельностью, непродуманной застройкой, фрагментацией природных местообитаний и углублением социальных разрывов. Одновременно растут загрязнение воздуха и воды и потребление ресурсов [1]. В этих условиях устойчивое развитие населенных пунктов требует пространственного планирования и применения инструментов поддержки принятия решений, которые помогают определить подходящее распределение земель для разных видов использования [2].

Рост населения в развивающихся странах вызывает экономические, социальные и физические преобразования населенных пунктов. В пространстве города они проявляются как увеличение его площади и изменение характера уже освоенных территорий. Первое отражает городской рост, второе – качественные изменения городской среды. Оба процесса связаны с преобразованием землепользования и земного покрова.

Прогнозирование расширения городов в сторону сельских территорий занимает заметное место в исследованиях изменений землепользования. При этом особое внимание уделяется тому, насколько земли подходят для будущего освоения [3]. Оценка пригодности позволяет установить, может ли территория в ее нынешнем состоянии или после определенных улучшений использоваться для намеченных целей. Результаты такой оценки служат основой для безопасного и устойчивого планирования землепользования.

Для оценки пригодности земель применяют многокритериальные системы поддержки принятия решений (MCDS). Они позволяют учитывать физические, социально-экономические и экологические условия в рамках одной задачи. Их объединение с географическими информационными системами (ГИС) повышает точность пространственного анализа и помогает выбирать территории для различных видов землепользования [4]. Однако условия освоения различаются даже в пределах одного города, поэтому в литературе подчеркивается необходимость отдельной оценки каждого района. Помимо рельефа, свойств почв и геологического строения, при такой оценке учитывают дорожную сеть, транспортную доступность и расположение коммерческих и промышленных зон.

Данные дистанционного зондирования позволяют проследить, как меняются землепользование и земной покров – LULC (land use/land cover). Информацию о типах покрова получают путем классификации спектральных характеристик спутниковых снимков, сочетая программную обработку с визуальной интерпретацией. Сопоставление изображений за разные даты, в том числе различий в отражательной способности пикселей, помогает выявлять произошедшие изменения [5].

Наблюдение за динамикой LULC и прогнозирование ее дальнейшего развития необходимы для обоснованного планирования городских территорий. Модели, широко применяемые в последние два десятилетия, используют сведения о прошлых изменениях землепользования и земного покрова для построения сценариев будущего роста городов. Такие прогнозы позволяют заранее учитывать риск деградации окружающей среды при подготовке планов освоения земель.

Материалы и методы

Исследование основано на анализе научных публикаций и нормативных документов Республики Казахстан, регулирующих использование земель населенных пунктов. Проведено сравнение опубликованных примеров применения ГИС, спутниковых снимков и материалов беспилотной съемки в Казахстане, Турции и Китае. Рассмотренные подходы сгруппированы по трем задачам: инвентаризация земель, оценка вариантов их использования и контроль изменений. При сравнении учитывались исходные данные, способы обработки, полученные результаты и ограничения их применения к землям общего пользования.

Результаты и обсуждение

Земли общего пользования населенных пунктов в Казахстане представляют собой территории, занятые улицами, дорогами, площадями, тротуарами, парками и другими объектами, предназначенными для удовлетворения общественных нужд. Их проектирование предполагает определение границ, размещения и организации использования, а управление - обеспечение рационального использования и охраны, учет состояния и контроль происходящих изменений [6].

Информационной основой этих процессов служат геоинформационные системы (ГИС) и дистанционное зондирование Земли (ДЗЗ). ГИС обеспечивают сбор, хранение, анализ и отображение пространственно привязанных сведений о земельных участках [7]. ДЗЗ позволяет получать информацию о земной поверхности без непосредственного контакта с ней посредством спутниковой и воздушной съемки [8]. Совместное применение этих технологий позволяет уточнять расположение и площади территорий общего пользования, выявлять изменения их фактического использования и обосновывать решения по планировке, благоустройству и земельному контролю.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

Понимание городов требует постоянного мониторинга городских преобразований и их взаимодействия с окружающей средой. Дистанционное зондирование предоставляет согласованные, глобальные данные для устранения этих пробелов в знаниях. С ростом доступности датчиков, дронов и умных устройств городское зондирование и моделирование стали значительно более продвинутыми. С момента запуска ERTS-1 и последующих миссий Landsat данные дистанционного зондирования сыграли ключевую роль в устойчивом управлении городскими землями. К декабрю 2024 года более 505 научных статей, индексированных в WoS, исследовали этот вопрос и прогнозировали рост городов [10]. Дж. И. Патино и Дж. К. Дуке [11] подчеркнули, что благодаря снижению затрат доступность данных наблюдения Земли значительно возросла в XXI веке.

Уникальные характеристики данных, включая цикличность, широкое покрытие площади и возможность фиксировать поверхность Земли в различных спектральных полосах, облегчают исследование и проверку гипотез и моделей, связанных с городскими районами, а также разработку новых теорий для анализа и решения проблем урбанизации. Кроме того, растущее пространственное разрешение спутниковых снимков имеет решающее значение для изучения городских поселений, поскольку теперь позволяет идентифицировать отдельные объекты, такие как типы зданий, уличные детали, деревья и открытые пространства. Изображения дистанционного зондирования включают изображения среднего разрешения (например, Landsat MSS, TM, ETM+, ASTER, IRS), высокого разрешения (например, SPOT, Sentinel) и очень высокого разрешения, такие как WorldView-3, QuickBird и IKONOS panchromatic [12].

Приложения на основе искусственного интеллекта (ИИ) полезны для анализа изображений и связывания гетерогенных наборов данных. Однако исследователи утверждают, что современные алгоритмы часто не дают достаточно доступных, надежных и надежных результатов для поддержки городского принятия решений. Для решения этих задач С. Ван и др. [13] предложили объединить географические принципы с единой системой интерпретации изображений дистанционного зондирования. Это требует надежной интерпретации, которая учитывает пространство, время и атрибуты для понимания сложных географических областей. С. Ванг и др. [13] тестировали технологии на различных масштабах, включая визуальное восприятие на уровне пикселей, количественный анализ на уровне геоучастков и интерпретацию географии на уровне сцены. Система интерпретации больших данных с семантическим парсингом поддерживает точные приложения через совместную работу на периферии облака. Тем не менее, классификация изображений под надзором по-прежнему сталкивается с трудностями в отношении надежности обучающих данных. Ручная интерпретация вводит субъективность, что негативно влияет на точность классификации.

По мере развития технологий менялись и способы кадастрового картографирования. Измерение расстояний шагами сменилось использованием мерных цепей и лент, а затем электронных дальномеров, спутниковых навигационных систем и материалов аэросъемки. Сегодня для кадастровых работ широко применяют глобальные навигационные спутниковые системы (GNSS) и данные съемки с воздуха. Эти технологии дополняют друг друга: GNSS позволяет быстро и точно определять координаты точек на местности, а снимки дают представление о территории и помогают установить границы земельных участков. По ним также можно оценить характер землепользования, состояние растительности, рельеф и другие особенности местности.

Съемка с самолетов и беспилотных летательных аппаратов (БПЛА), как и спутниковая съемка, позволяет охватывать большие площади и получать данные о труднодоступных территориях. При этом GNSS используется и при подготовке самих снимков. Беспилотники часто оснащают приемниками GNSS, а наземные измерения служат для определения координат опорных и контрольных точек. Эти данные необходимы для пространственной привязки снимков и проверки точности картографических материалов [14].

В кадастровом картографировании чаще всего используют ортомозаики, созданные по снимкам БПЛА, аэрофотоснимки с самолетов и спутниковые изображения. Их применение поддерживает подход FFPLA, в котором способы земельного администрирования выбирают с учетом конкретных задач. Относительно невысокая стоимость съемки и возможность расширять территорию работ делают такие материалы подходящими для массовой регистрации земель [15].

FFPLA направлен на ускорение регистрации участков и укрепление защищенности земельных прав, в том числе у малообеспеченных групп населения. Его задача – сделать систему земельного администрирования доступной для всех и обеспечить людям и сообществам возможность пользоваться ее преимуществами. Для этого пространственные, правовые и организационные основы системы должны учитывать местные условия, допускать участие населения и предусматривать постепенное совершенствование по мере появления ресурсов [16].

При таком подходе полнота охвата и возможность расширения работ имеют большее значение, чем достижение максимально высокой точности во всех случаях. Это не означает, что FFPLA допускает заведомо неточные измерения: требования к ним определяются целью работ, а не только техническими стандартами [17]. Вместе с тем распространение данных дистанционного зондирования высокого разрешения, особенно снимков БПЛА, позволяет получать материалы, точность которых сопоставима с требованиями традиционного кадастрового картографирования.

Несмотря на развитие технологий БПЛА и спутниковой съемки, их возможности в земельном администрировании используются не в полной мере [18]. Особенно заметно это в развивающихся странах, где необходимо ускорить регистрацию земель. Ранее применение данных дистанционного зондирования сдерживалось недостаточным разрешением снимков и связанной с ним ограниченной точностью определения границ. Современные технологии позволяют получать более детальные и надежные изображения, однако это пока не привело к их широкому распространению. Причины ограниченного внедрения БПЛА требуют изучения, в том числе с учетом возможностей их совместного использования с GNSS при регистрации участков и решении других задач управления землей.

Применение снимков высокого разрешения зависит не только от технических возможностей, но и от условий доступа к ним. Полеты БПЛА, позволяющих получать такие изображения, строго регулируются из-за особенностей этих аппаратов и разнообразия способов их применения [19]. Если съемка не входит в государственный проект, действующие правила нередко ограничивают ее сельскими и пригородными территориями. Получение разрешения на полеты в городе может занимать много времени и быть настолько сложным, что использование беспилотников становится практически невозможным.

При выборе материалов для картографирования обычно исходят из того, что плотная городская застройка требует снимков высокого разрешения, а для сельских территорий достаточно менее детальных изображений. Однако такое разделение не всегда отражает реальные условия. В городах встречаются участки с сельским характером землепользования, а в сельской местности – плотно застроенные и густонаселенные поселения. Поэтому пригодность снимков следует оценивать с учетом особенностей конкретной территории.

Необходимость такой оценки определяет задачу исследования: установить, какие виды материалов дистанционного зондирования подходят для картографирования сельских, пригородных и городских территорий с формальной и неформальной застройкой. Отдельного внимания требуют причины слабого распространения БПЛА в развивающихся странах. Ограничения на полеты особенно существенны в городах, где плотность застройки повышает потребность в детальных снимках, а получить их с помощью беспилотников сложнее всего.

Опыт опубликованных исследований позволяет выделить три задачи, связанные с землями общего пользования: учет территории, оценку вариантов ее использования и контроль изменений.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

В Алматинской области Ж. Т. Турегалиева использовала материалы съемки БПЛА и ArcGIS для создания тематических слоев земельных участков и сопоставления их с учетными сведениями. В исследовании отдельно рассмотрены земли общего пользования и внутренние дороги. По данным автора, площадь внутренних дорог составила 390,89 га [20]. Этот пример показывает, зачем представлять улицы и проезды площадными объектами: такой учет позволяет определить занимаемую ими территорию, тогда как сведения о протяженности дорог этого не дают.

Для проектирования полезен пример Мерсина, Турция. И. Сахин и соавторы объединили классификацию снимков Landsat с многокритериальной оценкой земель в ГИС. Полученная карта разделяет территорию по степени пригодности для городского развития (рисунок 1). При оценке учитывались существующее использование земель, геологические условия, рельеф и доступность инфраструктуры [21]. Исследование относится к городским землям в целом. Применительно к землям общего пользования этот подход можно использовать для сравнения вариантов размещения объектов, дополнив анализ сведениями о границах участков и ограничениях их использования.

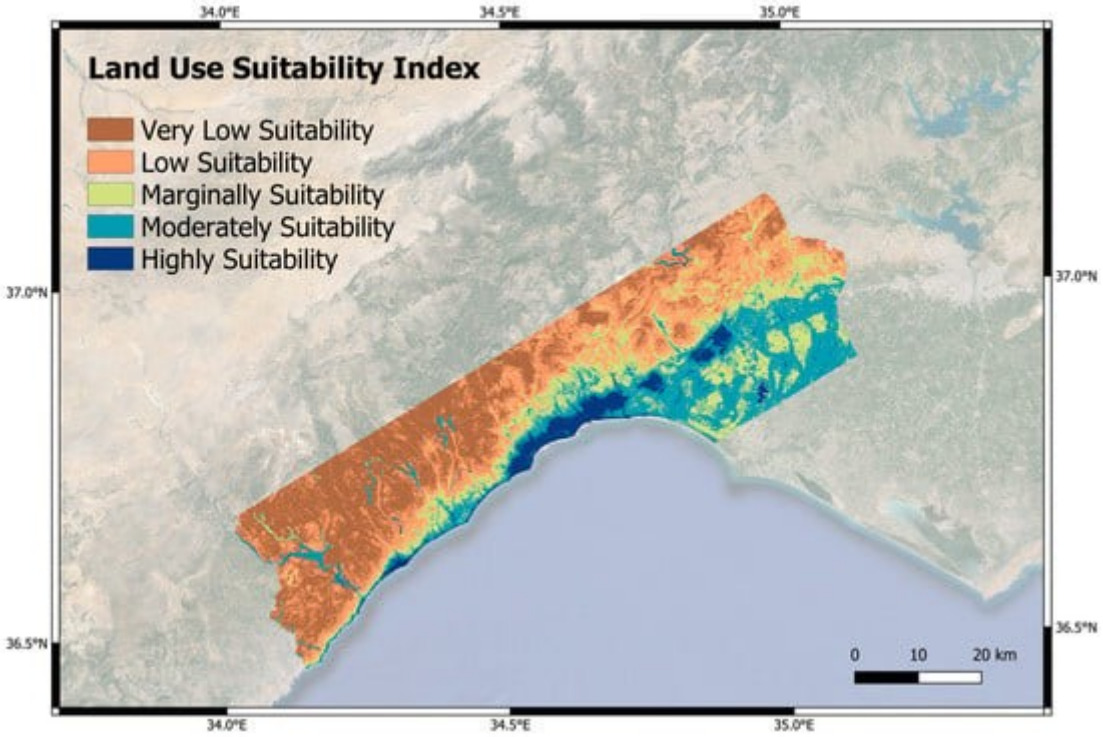


Рисунок 1 - Оценка пригодности земель для городского развития в Мерсине. Источник: Sahin E. et al. [21]

Пример земельного контроля представлен в исследовании города Сямэнь, Китай. C. Li и соавторы объединили спутниковые снимки, границы участков и материалы полевых обследований в ГИС-платформе. Анализ данных за 2018–2023 годы выявил скопления предполагаемых нарушений землепользования и строительства, в том числе на переходе между городской и сельской территориями (рисунок 2) [22]. Такие карты помогают выбирать участки для первоочередного обследования. Для земель общего пользования аналогичный анализ может применяться при проверке изменений застройки и использования территорий улиц, проездов и площадей.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

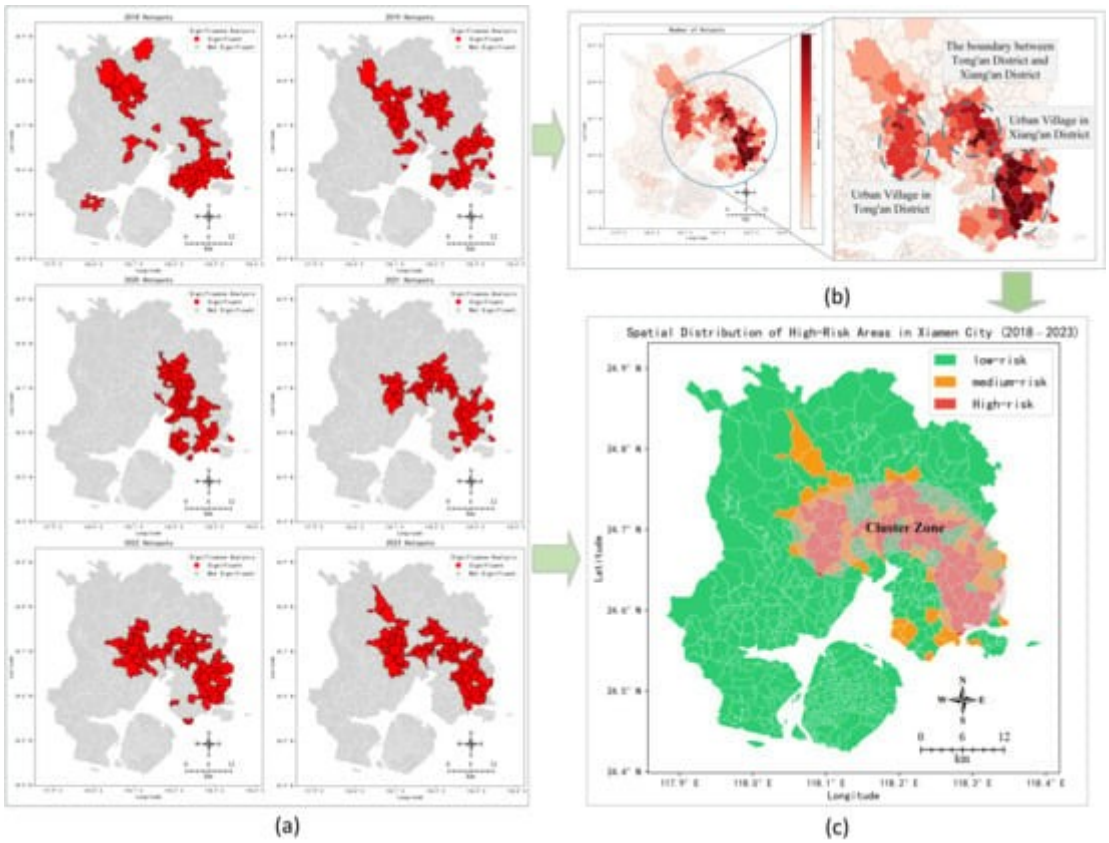


Рисунок 2 - Пространственное распределение и устойчивые скопления предполагаемых нарушений землепользования в Сямэне за 2018–2023 годы. Источник: Li C. et al. [22]

Рассмотренные примеры показывают последовательность работы: съемка позволяет описать фактическое состояние территории, ГИС - сопоставить его с учетными данными, рассчитать площади и выделить участки для проектирования или обследования. Для земель общего пользования результаты такого анализа следует связывать с документами, устанавливающими границы и назначение участков. Это позволяет отделить обнаруженное изменение территории от подтвержденного нарушения ее использования.

Заключение

Совместное применение ГИС и ДЗЗ позволяет анализировать состояние земель общего пользования и отслеживать изменения их использования. Спутниковая и беспилотная съемка дают сведения о фактическом состоянии территории, а ГИС позволяют сопоставлять их с учетными и планировочными данными. Рассмотренные исследования показывают возможности этих технологий для расчета площадей, сравнения вариантов размещения объектов и выбора участков для обследования. Точность результатов зависит от разрешения снимков, качества исходных сведений и способа обработки данных. Обнаруженные изменения требуют проверки по документам и, при необходимости, на местности. Для населенных пунктов Казахстана такой подход может служить основой обновления сведений о землях общего пользования и подготовки решений по их планировке, благоустройству и охране.

Список литературы:

1. Sahin, E. Remote Sensing-Enabled Urban Growth Simulation Overlaid with AHP-GIS-Based Urban Land Suitability for Potential Development in Mersin Metropolitan Area, Türkiye / E. Sahin, M. C. Iban, S. S. Bilgilioglu // Applied Sciences. – 2024. – Vol. 14, no. 8. – Art. 3484. – DOI: https://doi.org/10.3390/app14083484.

2. Construction land suitability assessment in rapid urbanizing cities for promoting the implementation of United Nations sustainable development goals: a case study of Nanchang, China / R.

Huang, Y. Nie, L. Duo [et al.] // Environmental Science and Pollution Research. – 2021. – Vol. 28, no. 20. – P. 25650–25663. – DOI: https://doi.org/10.1007/s11356-020-12336-0. Springer Nature Link

3. A comparative assessment of land suitability evaluation methods for agricultural land use planning at village level / D. Vasu, R. Srivastava, N. G. Patil [et al.] // Land Use Policy. – 2018. – Vol. 79. – P. 146–163. – DOI: https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.08.007. sciencedirect.com

4. Bilgilioğlu, S. S. Site selection for radioactive waste disposal facility by GIS based multi criteria decision making / S. S. Bilgilioğlu // Annals of Nuclear Energy. – 2022. – Vol. 165. – Art. 108795. – DOI: https://doi.org/10.1016/j.anucene.2021.108795. sciencedirect.com

5. Iban, M. C. Monitoring land use and land cover change near a nuclear power plant construction site: Akkuyu case, Turkey / M. C. Iban, E. Sahin // Environmental Monitoring and Assessment. – 2022. – Vol. 194. – Art. 724. – DOI: https://doi.org/10.1007/s10661-022-10437-6. Springer Nature Link

6. Земельный кодекс Республики Казахстан : Кодекс Республики Казахстан от 20 июня 2003 года № 442 // Информационно-правовая система «Әділет». – URL: https://adilet.zan.kz/rus/docs/K030000442_ (дата обращения: 23.11.2026).

7. Appendix A: Terminology // National Spatial Data Infrastructure Framework Handbook / Federal Geographic Data Committee. – URL: https://www.fgdc.gov/initiatives/framework/handbook/appendixA (дата обращения: 23.11.2026).

8. What is remote sensing and what is it used for? // U.S. Geological Survey. – URL: https://www.usgs.gov/faqs/what-remote-sensing-and-what-it-used (дата обращения: 23.11.2026).

9. Sustainable Urban Land Management Based on Earth Observation Data–State of the Art and Trends / E. Bielecka, A. Markowska, B. Wiatkowska, B. Calka // Remote Sensing. – 2025. – Vol. 17, no. 9. – Art. 1537. – DOI: https://doi.org/10.3390/rs17091537.

10. Seto, K. C. Global forecasts of urban expansion to 2030 and direct impacts on biodiversity and carbon pools / K. C. Seto, B. Güneralp, L. R. Hutyra // Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America. – 2012. – Vol. 109, no. 40. – P. 16083–16088. – DOI: https://doi.org/10.1073/pnas.1211658109. pubmed.ncbi.nlm.nih.gov

11. Patino, J. E. A review of regional science applications of satellite remote sensing in urban settings / J. E. Patino, J. C. Duque // Computers, Environment and Urban Systems. – 2013. – Vol. 37. – P. 1–17. – DOI: https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2012.06.003. asterweb.jpl.nasa.gov

12. Semantic segmentation of slums in satellite images using transfer learning on fully convolutional neural networks / M. Wurm, T. Stark, X. X. Zhu [et al.] // ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing. – 2019. – Vol. 150. – P. 59–69. – DOI: https://doi.org/10.1016/j.isprsjprs.2019.02.006. elib.dlr.de

13. Trustworthy remote sensing interpretation: Concepts, technologies, and applications / S. Wang, W. Han, X. Huang [et al.] // ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing. – 2024. – Vol. 209. – P. 150–172. – DOI: https://doi.org/10.1016/j.isprsjprs.2024.02.003. sciencedirect.com

14. Photogrammetry Using UAV-Mounted GNSS RTK: Georeferencing Strategies without GCPs / M. Štroner, R. Urban, J. Seidl [et al.] // Remote Sensing. – 2021. – Vol. 13, no. 7. – Art. 1336. – DOI: https://doi.org/10.3390/rs13071336. mdpi.com

15. Taiwo, I. O. Comparison between aerial imagery and conventional cadastral mapping methods in Ekiti State Nigeria; towards a fit-for-purpose approach / I. O. Taiwo, O. M. Ibitoye, S. O. Oladejo // Survey Review. – 2025. – Vol. 57, no. 402. – P. 244–257. – DOI: https://doi.org/10.1080/00396265.2024.2390237. tandfonline.com

16. An Analysis of Land Demarcation Practices in Africa at the Emergence of FFP Approaches / I. Taiwo, M. Nyangkori, E. Kezia [et al.] // FIG Congress 2022: Volunteering for the Future – Geospatial Excellence for a Better Living, Warsaw, Poland, 11–15 September 2022. – 2022. – Paper 11700. – URL: https://www.fig.net/resources/proceedings/fig_proceedings/fig2022/papers/ts04b/TS04B_taiwo_nyangkori_et_al_11700.pdf (дата обращения: 23.11.2026). fig.net

17. Enemark, S. Fit-For-Purpose Land Administration: Guiding Principles for Country Implementation / S. Enemark, R. McLaren, C. Lemmen. – Nairobi : UN-Habitat : Global Land Tool Network, 2016. – 120 p. – URL: https://unhabitat.org/fit-for-purpose-land-administration-guiding-principles-for-country-implementation (дата обращения: 23.11.2026). vbn.aau.dk

18. Furthering Automatic Feature Extraction for Fit-for-Purpose Cadastral Updating: Cases from Peri-Urban Addis Ababa, Ethiopia / M. T. Metaferia, R. M. Bennett, B. K. Alemie, M. Koeva // Remote Sensing. – 2023. – Vol. 15, no. 17. – Art. 4155. – DOI: https://doi.org/10.3390/rs15174155. mdpi.com

19. Alvarez-Vanhard, E. UAV & satellite synergies for optical remote sensing applications: A literature review / E. Alvarez-Vanhard, T. Corpetti, T. Houet // Science of Remote Sensing. – 2021. – Vol. 3. – Art. 100019. – DOI: https://doi.org/10.1016/j.srs.2021.100019. doi.org

20. Турегалиева, Ж. Т. Совершенствование методики учета земельных участков на основе современных технологий / Ж. Т. Турегалиева // Молодой ученый. – 2026. – № 10 (613). – URL: https://moluch.ru/archive/613/134144 (дата обращения: 23.11.2026).

21. Sahin, E. Remote Sensing-Enabled Urban Growth Simulation Overlaid with AHP-GIS-Based Urban Land Suitability for Potential Development in Mersin Metropolitan Area, Türkiye / E. Sahin, M. C. Iban, S. S. Bilgilioglu // Applied Sciences. – 2024. – Vol. 14, no. 8. – Art. 3484. – DOI: https://doi.org/10.3390/app14083484.

22. A GIS-Based Platform for Efficient Governance of Illegal Land Use and Construction: A Case Study of Xiamen City / C. Li, Y. He, Y. Zheng [et al.] // Land. – 2026. – Vol. 15, no. 2. – Art. 209. – DOI: https://doi.org/10.3390/land15020209.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

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%.

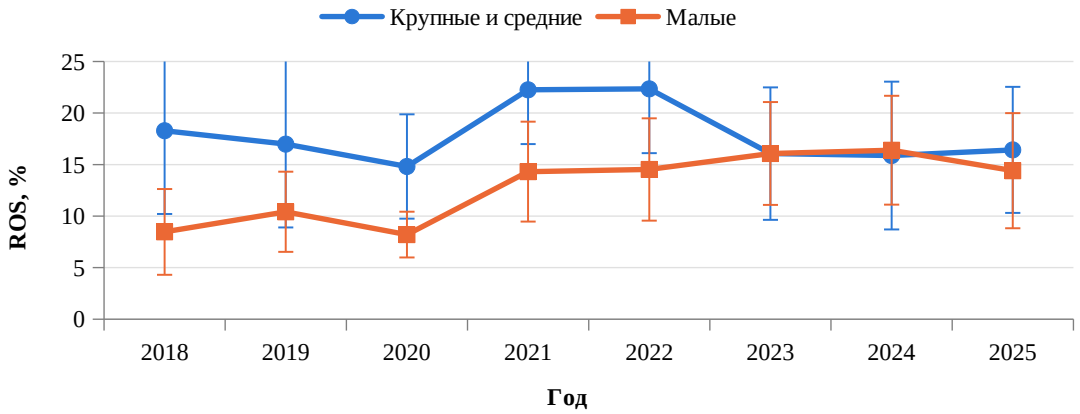


Рисунок 1 – Средняя ROS по годам и сегментам организаций в 17 регионах с 95%-ными доверительными интервалами, %

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

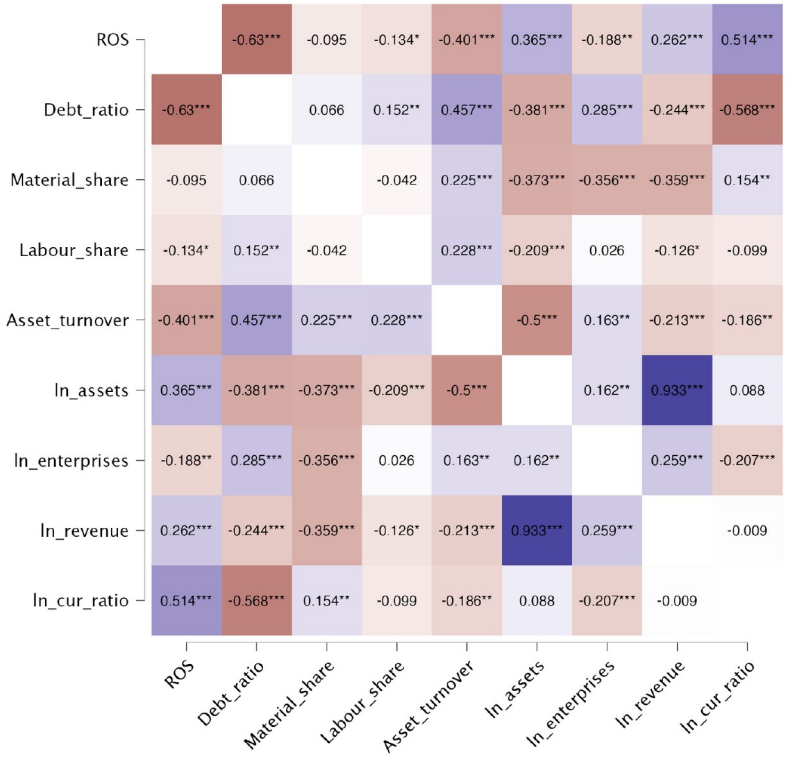


Рисунок 2 – Тепловая карта корреляций Спирмена (вывод JASP, $N = 296$; Ln_assets в моделях не используется)

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.

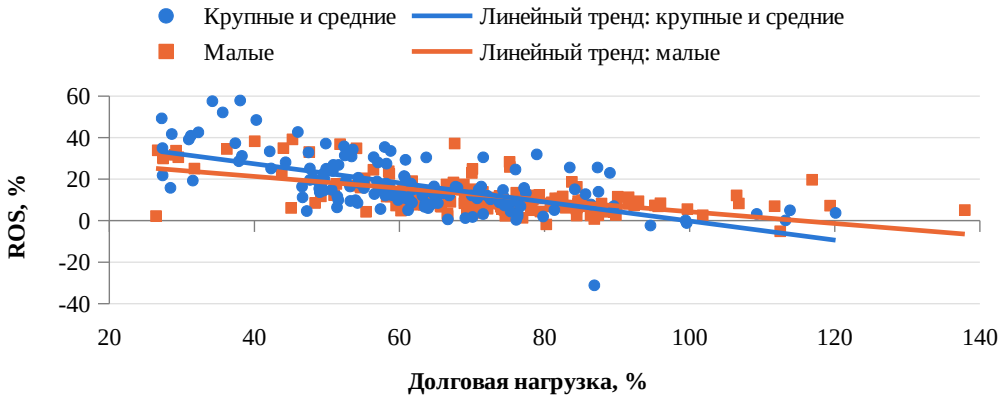


Рисунок 3 – ROS и коэффициент долговой нагрузки по сегментам организаций с линейными трендами

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).

ЕСТЕСТВЕННЫЕ НАУКИ
ЖАРАТЫЛЫСТАНУ ҒЫЛЫМДАРЫ
NATURAL SCIENCES

CENTRAL ASIAN SCIENTIFIC JOURNAL
ISSN 3135-3061
2026. №4 (32), 3-том. 27–29 б.
DOI: https://doi.org/10.5281/zenodo.24505741
Журнал сайты: https://cajournal.kz

ӘОЖ 530.145

КВАНТТЫҚ ТЕЛЕПОРТАЦИЯ: АДАМДЫ ТЕЛЕПОРТАЦИЯЛАУҒА БОЛА МА?

А.Е. Нургельдина, К.Н. Нұртазина
Ахмет Байтұрсынұлы атындағы Қостанай өңірлік университеті, Қостанай, Қазақстан

Нургельдина Асель Ермековна — жаратылыстану ғылымдарының магистрі, математика және физика кафедрасының аға оқытушысы, Ахмет Байтұрсынұлы атындағы Қостанай өңірлік университеті, Қостанай, Қазақстан.

Нұртазина Көркем Нұрбекқызы — 6В05301-Физика ББББ 2-курс студенті, Ахмет Байтұрсынұлы атындағы Қостанай өңірлік университеті, Қостанай, Қазақстан.

© А.Е. Нургельдина, К.Н. Нұртазина, 2026

Аңдатпа: Мақалада кванттық телепортацияның теориялық негіздері, кванттық шатасу мен Bell өлшеуінің рөлі қарастырылады. Кванттық күйді тасымалдау протоколы, эксперименттік нәтижелер және адамды телепортациялаудың негізгі физикалық шектеулері талданады.

Түйін сөздер: кванттық телепортация, кубит, кванттық шатасу, суперпозиция, Bell күйі, кванттық ақпарат, кванттық интернет.

Кіріспе

Кванттық механика микродүниедегі бөлшектердің күйін сипаттайтын фундаменталды теория болып табылады. Оның суперпозиция және кванттық шатасу сияқты қасиеттері классикалық физикадан өзгеше ақпараттық мүмкіндіктер береді. Осы қасиеттерге сүйеніп, кванттық ақпаратты бір жүйеден екінші жүйеге жеткізудің арнайы протоколдары жасалды.

Кванттық телепортация ұғымы 1993 жылы С.Н. Беннетт және оның әріптестері ұсынған теориялық протоколдан бастау алады [1,1 б.].

Материалдар мен әдістер

Жұмыста кванттық ақпарат теориясы бойынша ғылыми мақалаларға және монографиялық әдебиеттерге теориялық шолу жасалды. Негізгі дереккөздер ретінде кванттық телепортацияның бастапқы теориялық протоколы алғашқы эксперименттік демонстрация [2, 1 б.], атомдық жүйедегі телепортация және кванттық телепортацияға арналған заманауи шолу еңбектері пайдаланылды. Талдау барысында суперпозиция, кванттық шатасу, Bell өлшеуі, no-cloning theorem және де когеренция ұғымдарының өзара байланысы қарастырылды.

Нәтижелер және талқылау

1. Кубит және кванттық суперпозиция

Классикалық бит 0 немесе 1 мәндерінің бірін қабылдайды. Кубиттің жалпы күйі екі базистік күйдің суперпозициясы ретінде жазылады:

$|\alpha|^2 + |\beta|^2 = 1.$

Мұндағы α және β — комплекс амплитудалар. Өлшеу кезінде нәтижелерінің ықтималдықтары сәйкесінше $|\alpha|^2$ және $|\beta|^2$ болады. Кванттық телепортация белгісіз осындай күйді басқа кванттық жүйеге беруге мүмкіндік береді [1, 2 б.].

2. Кванттық шатасу және телепортация протоколы

Кванттық телепортацияның негізгі ресурсы — кванттық шатасу. Мысалы, Bell күйлерінің бірі. Alice пен Bobop шатасқан жұп дайындайды. Alice-та телепортацияланатын белгісіз күйі болады. Ол өзінің екі кубитіне Bell өлшеуін жүргізіп, өлшеу нәтижесін екі классикалық битпен Bob-қа жібереді. Bob алынған екі битке сәйкес X және Z кванттық операцияларын орындағанда, оның кубиті бастапқы күйіне келеді [1, 2 б.].



Сурет 1 – Кванттық телепортация протоколының ықшам схемасы

3. No-cloning theorem жәнеа қпараттың сақталуы

Кванттық механикада белгісіз кванттық күйдің мінсіз көшірмесін әмбебап түрде жасауға болмайды. Бұл нәтиже no-cloning theorem деп аталады. Телепортация кезінде бастапқы күйдің тәуелсіз көшірмесі қалмайды:Alice-тің өлшеуі бастапқы жүйенің күйін өзгертеді, ал Bob жағында қажетті кванттық операциялардан кейін сол күй қалпына келеді. Осы ерекшелік телепортацияны қарапайым ақпарат көшіруден ажыратады.

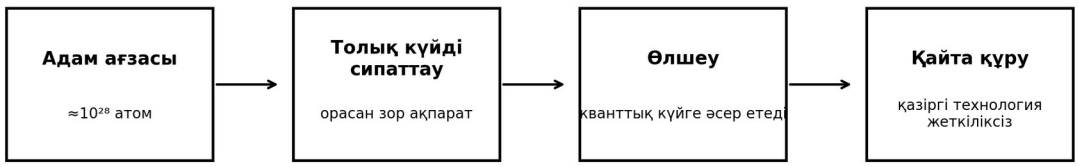
4. Эксперименттік нәтижелер

1997 жылы Bouwmeester және әріптестері фотонның поляризациялық кванттық күйін телепортациялаутәжірибесін жариялады [2, 1 б.]. Кейін үздіксіз айнымалылар мен және атомдық жүйелермен тәжірибелер жүргізілді. Бұл жұмыстар кванттық телепортация протоколының әртүрлі физикалық жүйелерде іске асырылатынын көрсетті.

Кванттық телепортацияға арналған кейінгі шолулар бұл әдістің кванттық коммуникация, кванттық есептеу және кванттық желілер үшін маңызын атап көрсетеді. Демек, технологияның қазіргі қолданылуы макроскопиялық денелерді тасымалдауға емес, кванттық ақпаратты басқаруға бағытталған.

5. Адамды телепортациялаудың физикалық шектеулері

Адам ағзасы өте көп атомдармен молекулалардан тұратын күрделі макроскопиялық жүйе. Оның толық микроскопиялық күйін сипаттау үшін орасан зор ақпарат қажет болар еді. Сонымен қатар белгісіз кванттық күйлерді толық өлшеу олардың өзіне әсер етеді, ал макроскопиялық жүйелер қоршаған орта мен әрекеттесу салдарынан кванттық когеренттілігін тез жоғалтады.



Сурет 2 – Адамды телепортациялауға қатысты негізгі физикалық шектеулер

Тіпті қажетті ақпаратты гипотетикалық түрде алуға мүмкіндік болды деп есептесек, қабылдаушы жерде адамның барлық құрылымын дәл қайта құру мәселесі қалады. Қазіргі физикада кванттық телепортация мұндай макроскопиялық қайта құру механизмін бермейді. Сондықтан адамды телепортациялау бүгінгі ғылыми-технологиялық деңгейде жүзеге асырылмайды.

Қорытынды

Кванттық телепортация — кванттық шатасу, Bell өлшеуі және классикалық ақпарат алмасуға негізделген кванттық ақпар еден екінші жүйеге беріледі. Теориялық протокол 1993 жылы ұсынылып, кейін фотондар мен атомдарда эксперименттік түрде көрсетілді [1, 1 б., 2, 4 б.].

Адамды телепортациялау мәселесінде ақпараттың орасан көлемі, кванттық өлшеудің әсері, декогеренция және күрделі биологиялық құрылымды қайта құру сияқты шектеулер бар. Сондықтан қазіргі кезде адамды кванттық телепортациялау мүмкін емес. Кванттық телепортацияның нақты ғылыми маңызы кванттық байланыс, кванттық есептеу және кванттық интернеттің дамуына қатысты.

Әдебиеттер:

1. Bennett C.H., Brassard G., Crepeau C., Jozsa R., Peres A.,Wootters W.K. Teleporting an unknown quantum state via dual classical and Einstein-Podolsky-Rosen channels // Physical Review Letters.-1993.-T.70, №13.- P.1-5.

2. Bouwmeester D., Pan J.-W., Mattle K., Eibl M., Weinfurter H., Zeilinger A. Experimental quantum teleportation // Nature.1997.- Vol.390.- P.1-5.

3. Braunstein S.L., Kimble H.J. Teleportation of continuous quantum variables // Physical Review Letters. – 1998. – Vol. 80, No. 4. – P. 1-5.

© Central Asian Scientific Journal, 2026

Электронный научный журнал «Central Asian Scientific Journal»

Редактор: Байдильдинов Т.Ж.
Комп.верстка: Хусаинов Е.М.

Электронный научный журнал «Central Asian Scientific Journal»
-2026-4(32)-Астана-ИП DOC
Зарегистрировано и выдано свидетельство
Министерством Информации и Общественного Развития РК
№KZ77VPY00147053 от 17.04.2026 г.
ISSN: 3135-3061

За достоверность публикуемой информации, цитат и иных изложений ответственность несет автор

© Central Asian Scientific Journal, 2026

