

ISSN 2709-2496

ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ОБОЗРЕНИЕ

Национального Банка Республики Казахстан

№ 1, Специальный выпуск, 2026



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ОБОЗРЕНИЕ
Национального Банка Республики Казахстан

Издатель: Национальный Банк Республики Казахстан

Редакционная коллегия издания

Главный редактор: Тутушкин В. А., Заместитель Председателя НБРК

Заместитель главного редактора: Баймагамбетов А. М., Заместитель Председателя НБРК

Агамбаева С. Б., Департамент – Центр исследований и аналитики НБРК

Джусангалиева К. Е., Департамент – Центр исследований и аналитики НБРК

Ответственный за выпуск: Есафьева А. В., Департамент – Центр исследований и аналитики НБРК

Точка зрения и мнения авторов статей не являются официальной позицией Национального Банка Республики Казахстан и могут не совпадать с ней.

ISSN 2709-2496

Специальный выпуск посвящен VI научно-практической конференции Национального Банка Республики Казахстан «Интроспективный анализ экономической политики: от ожиданий к решениям».

В данный выпуск включены результаты исследований, представленные на VI научно-практической конференции «Интроспективный анализ экономической политики: от ожиданий к решениям», состоявшейся 30 апреля 2026 года в г. Алматы.

В Конференции приняли участие сотрудники Национального Банка Казахстана, независимые эксперты в области экономики и финансов, представители академического сообщества, исследовательских центров, финансовых и международных организаций, государственных институтов.

Программа Конференции была сформирована исходя из актуальности вопросов и включала четыре сессии.

На первой сессии, посвященной инфляционным ожиданиям, были рассмотрены поведенческие аспекты инфляционных процессов, коммуникационная политика регулятора и направления для повышения доверия и предсказуемости денежно-кредитной политики.

Вторая сессия была посвящена взаимодействию макроэкономических шоков и государственных финансов. Были рассмотрены результаты исследований процикличности фискальной политики, а также оценка влияния фискальной политики на макроэкономическую устойчивость.

На третьей сессии обсуждались взаимосвязи между структурой кредитования, кредитным циклом и финансовой стабильностью. Были представлены актуальные исследования характеристик кредитования и их влияния на финансовую стабильность, предложены направления повышения точности аналитических инструментов, используемых регуляторами для оценки кредитного разрыва.

На четвертой сессии изучались факторы уязвимости отечественного рынка капитала на суверенном и корпоративном уровнях. На данной сессии рассматривалась природа рисков в экономике, взаимосвязь суверенных и корпоративных финансовых показателей, обсуждались пути укрепления устойчивости финансовой системы в целом.

Конференция явилась продолжением проведения открытой денежно-кредитной политики Национального Банка и фундаментальной основой для дальнейшей работы и диалога с обществом, экспертами, научными сотрудниками и государственными органами.

ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ОБОЗРЕНИЕ

Национального Банка Республики Казахстан

№ 1, специальный выпуск, 2026

СОДЕРЖАНИЕ

Сессия 1. Инфляционные ожидания и восприятие инфляции: факторы и медиариторика	5
Идентификация ключевых потребительских категорий товаров и услуг как факторов формирования воспринимаемой инфляции <i>Акпанов А.</i>	6
Инфляционные ожидания в Казахстане: эмпирический анализ реакций и тональность новостной риторики <i>Бекишев Р., Шаяхметов А., Пак Е., Талипов Д.</i>	7
Оценка восприятия населением коммуникаций Национального Банка Казахстана: экономические нарративы и twin-deficit <i>Джумадилова А., Дунгенин А.</i>	22
Сессия 2. Государственные финансы в условиях макрошоков	23
Макроэкономические шоки и государственные финансы: отдельные механизмы влияния и последствия для Казахстана <i>Мейрманова А., Шамар Б., Рустем М., Жузбаев А.</i>	24
Структурные последствия процикличной фискальной политики: инфляционное финансирование государственного долга <i>Мухтарұлы А., Айгазин Ж.</i>	41
Сессия 3. Кредитные циклы и финансовая стабильность: аллокация и измерение	61
Распределение кредитных ресурсов по секторам экономики и финансовая стабильность <i>Даниярова К., Касымбекова А., Орумбаева С., Ыбраев Ж.</i>	62
Оценка кредитного разрыва: подход на основе фильтра Ходрика–Прескотта с ограничениями <i>Цукарев Т., Погосян К., Лемба К., Гришин Д., Янушкевич А.</i>	68
Сессия 4. Казахстанский капитал: макро и микро взгляд.....	71
Внешние и внутренние шоки как драйверы суверенного кредитного риска Казахстана: эмпирический SVAR анализ CDS <i>Бриншинов А.</i>	72
Карта финансовых состояний компаний Казахстана на основе административных микроданных <i>Хакимжанов С., Темиргалиев К.</i>	93



Сессия 1.

Инфляционные ожидания и восприятие инфляции: факторы и медиариторика

Идентификация ключевых потребительских категорий товаров и услуг как факторов формирования воспринимаемой инфляции

Акпанов А., Департамент денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан, Arman.Akpanov@nationalbank.kz

Инфляционные ожидания играют значимую роль в формировании экономического поведения населения и являются важным индикатором для денежно-кредитной политики. Формирование инфляционных ожиданий населения происходит не только на основе макроэкономических показателей, но и на основе субъективных наблюдений за изменением цен в повседневной жизни. При этом «товары-маркеры» оказываются особенно значимыми, поскольку именно они во многом задают восприятие текущей инфляции и отражаются в ожиданиях на будущее. В настоящем исследовании предпринята попытка определить, какие категории потребительской корзины воспринимаются населением как «маркеры» инфляции и в наибольшей степени влияют на ее восприятие.

В рамках исследования применены несколько взаимодополняющих количественных подходов. Во-первых, использован метод автоматического перебора различных комбинаций категорий потребительской корзины с учетом официальной схемы взвешивания. Это позволило выделить индексы, обладающие наибольшей корреляцией с динамикой воспринимаемой инфляции. Во-вторых, применена регуляризованная регрессия ElasticNet, в которую были включены дополнительные переменные, отражающие динамику цен на рынке жилья.

Полученные результаты свидетельствуют, что одними из наиболее часто определяемых категорий оказались продовольственные товары, горюче-смазочные материалы, жилищно-коммунальные услуги. Кроме того, при формировании инфляционных оценок население также учитывает изменения цен на жилье, несмотря на то, что данные показатели не отражены в индексе потребительских цен.

Дополнительно, с использованием модели векторной авторегрессии (VAR) была выявлена асимметрия в реакции воспринимаемой инфляции на ценовые изменения товаров-маркеров: ускорение роста цен вызывает более заметный отклик, чем их замедление. Полученные результаты позволяют глубже понять структуру инфляционных представлений населения и механизмы их формирования.

Ключевые слова: инфляционные ожидания, воспринимаемая инфляция, товары-маркеры.

JEL-классификация: E31, C82, C43.

<https://nationalbank.kz/file/download/115572>

<https://nationalbank.kz/file/download/115569>

<https://nationalbank.kz/file/download/115575>

Инфляционные ожидания в Казахстане: эмпирический анализ реакций и тональность новостной риторики

Бекишев Р., ООО «AERC Beta», rustam.bekishev@aerc.org.kz

Шаяхметов А., ЕНУ им. Л. Н. Гумилева, Департамент прикладных исследований
ТОО «Центр исследований прикладной экономики (Applied Economics Research Centre)»,
shayakhmetov@aerc.org.kz

Пак Е., НИУ ВШЭ (г. Москва), ТОО «Центр исследований прикладной экономики
(Applied Economics Research Centre)», zhenyapak@aerc.org.kz

Талипов Д., ООО «AERC Beta», d.talipov@aerc.org.kz

Статья посвящена оценке заякоренности инфляционных ожиданий в Казахстане. В работе используется подход, основанный на оценке реакции инфляционных ожиданий на макроэкономические шоки. Эмпирический анализ выполнен на основе двух векторных авторегрессионных моделей (VAR), позволяющих оценить отклик инфляционных ожиданий на изменения фактической инфляции и динамики обменного курса тенге к доллару США за январь 2016 – декабрь 2025 гг. Результаты показывают отсутствие статистически значимой реакции инфляционных ожиданий на шоки фактической инфляции, что указывает на слабую связь ожиданий с официальной динамикой цен. В то же время выявлен статистически значимый краткосрочный отклик ожиданий на изменение обменного курса: обесценение тенге приводит к росту инфляционных ожиданий с лагом в один месяц. Это свидетельствует о выраженном курсовом канале формирования ожиданий и отсутствии их заякоренности в используемой трактовке. Для объяснения выявленных результатов дополнительно проведен анализ новостной риторики на основе 101,19 тыс. экономических русскоязычных публикаций казахстанских СМИ за январь 2009 – декабрь 2025 гг. Тематическое моделирование и сентимент-анализ показывают, что сама экономическая медиаповестка в Казахстане систематически смещена в сторону валютной тематики, тогда как инфляция освещается существенно реже. Полученные результаты указывают на то, что сам информационный фон в стране воспроизводит и структурно усиливает валютоцентричный характер ожиданий в Казахстане. Это подчеркивает значимость коммуникационной политики центрального банка, направленной на усиление публичного присутствия информации о фактической инфляции и разъяснение взаимосвязи между динамикой обменного курса, инфляцией и мерами денежно-кредитной политики.

Ключевые слова: инфляционные ожидания, инфляция, коммуникационная политика, экономические новости, медиариторика, тональность.

JEL-классификация: E31, E52, E58.

1. Обзор литературы: подходы к оценке заякоренности инфляционных ожиданий

Одним из ключевых условий достижения устойчиво низкой инфляции в рамках режима инфляционного таргетирования является формирование заякоренных инфляционных ожиданий. В современной экономической литературе подтверждено, что инфляционные ожидания оказывают значимое влияние на фактическую динамику цен как в теоретических моделях, так и в эмпирических исследованиях (Coibion, et.al, 2019; Kumar et. al, 2015; Armantier et al., 2015).

Несмотря на широкое использование термина «заякоренные инфляционные ожидания» в коммуникации центральных банков, единое общепринятое определение заякоренности в научной литературе отсутствует. Существующие подходы условно можно разделить на три группы.

Первый («жесткий») подход рассматривает ожидания как заякоренные в случае их совпадения с целевым уровнем инфляции центрального банка (Demertzis, Marcellino and Vieg, 2012; Kumar et al., 2015). Однако данный подход ограниченно применим к развивающимся экономикам, где инфляционные ожидания могут устойчиво превышать целевой ориентир вследствие институциональных и структурных факторов (Gust, Herbst, and Lopez-Salido, 2024). Кроме того, он в меньшей степени позволяет анализировать поведенческую реакцию ожиданий на макроэкономические шоки (Miyajima and Yetman, 2018), поскольку фактически фиксирует лишь степень отклонения от цели, не раскрывая механизмов формирования ожиданий.

Второй, более гибкий подход, интерпретирует заякоренность как отсутствие реакции долгосрочных инфляционных ожиданий (5–10 лет вперед) на колебания краткосрочных ожиданий (на горизонте до одного года) (Buono and Formai, 2018; Moessner and Takats, 2020). В рамках данного подхода ожидания считаются заякоренными, если долгосрочные оценки инфляции остаются стабильными при изменении краткосрочных ожиданий.

Третий подход основан на анализе реакции инфляционных ожиданий на шоки фактической инфляции и других макроэкономических переменных. В рамках данного подхода заякоренными считаются ожидания, которые не реагируют на макроэкономические шоки, будь то шок фактической инфляции или других макроэкономических показателей. Подобная методология представлена, например, в работе Davis (2014), где исследуется отклик 12-месячных инфляционных ожиданий на шоки фактической инфляции и мировых цен на нефть.

Применение второго подхода к анализу заякоренности в Казахстане сопряжено с рядом ограничений. Во-первых, данные по инфляционным ожиданиям на горизонте 5 лет Национальный Банк Республики Казахстан публикует лишь с начала 2025 года, что формирует недостаточно длинный временной ряд для устойчивой эконометрической оценки. Во-вторых, в условиях развивающихся экономик долгосрочные ожидания могут характеризоваться повышенной волатильностью и ограниченной информационной содержательностью ввиду более коротких горизонтов планирования домохозяйств и фирм (De Pooter et al., 2014). Учитывая данные ограничения, для анализа заякоренности инфляционных ожиданий в Казахстане представляется целесообразным использовать подход, основанный на оценке реакции ожиданий на 12 месяцев вперед в ответ на шоки фактической инфляции и других наблюдаемых макроэкономических переменных.

Следует отметить, что оценка заякоренности инфляционных ожиданий в Казахстане уже проводилась (Кулкаева, Сейдахметов, 2023). Указанная работа вносит вклад в анализ взаимосвязи краткосрочных (1 месяц вперед) и среднесрочных (12 месяцев вперед) инфляционных ожиданий, а также инфляционных ожиданий и фактической инфляции. Авторы применяют метод скользящей регрессии для оценки изменения соответствующих коэффициентов во времени и показывают, что до 2021 года коэффициент влияния фактической инфляции на инфляционные ожидания статистически незначим, а после 2021 года его величина превышает единицу, что интерпретируется как признак незаякоренности ожиданий.

Вместе с тем метод скользящей регрессии позволяет оценить эволюцию коэффициентов во времени, но не отражает саму динамическую реакцию инфляционных ожиданий на шоки. В этой связи в международной практике для анализа заякоренности инфляционных ожиданий более широко используют модели VAR с оценкой импульсных откликов, что позволяет учитывать взаимную динамику переменных в рамках единой системы (Goel and Tsatsaronis, 2022; Nautz, Strohsal and Netsunajev, 2019).

Настоящее исследование учитывает методологические ограничения предыдущих работ и расширяет анализ за счет включения динамики номинального обменного курса

тенге к доллару США как дополнительного потенциального фактора формирования инфляционных ожиданий. Следует отметить, что в работе Кулкаевой и Сейдахметова (2023) также рассматривается влияние обменного курса на инфляционные ожидания, однако используется показатель номинального эффективного обменного курса (NEER). Между тем двусторонний курс тенге к доллару США является более наблюдаемым и информационно доступным индикатором для населения по сравнению с NEER. Данный тезис подтверждается результатами анализа медиапотока, проведенного в рамках настоящего исследования: в выборке, включающей 101,19 тыс. уникальных экономических новостных публикаций из 18 казахстанских новостных источников за январь 2009 – декабрь 2025 гг., динамика курса тенге к доллару США является наиболее часто упоминаемой валютной темой, в то время как упоминания NEER в СМИ единичны¹.

В этой связи в настоящей работе оценивается реакция инфляционных ожиданий на горизонте 12 месяцев на шоки фактической годовой инфляции, а также отдельно на изменение (темпа роста) номинального обменного курса тенге к доллару США в соответствии с методологическими подходами, представленными в работах Goel and Tsatsaronis (2022), Nautz, Strohsal and Netsunajev (2019).

2. Методология и данные

Для оценки динамической взаимосвязи между инфляционными ожиданиями и фактической инфляцией, а также между инфляционными ожиданиями и обменным курсом в работе используются две стандартные векторные авторегрессионные модели (VAR). Применение VAR-подхода позволяет анализировать совместную динамику переменных в рамках единой системы и оценивать их реакцию на шоки посредством построения функций импульсного отклика. Оптимальная длина лага в моделях определяется на основе информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (BIC), что обеспечивает баланс между качеством подгонки модели и степенью ее параметризации.

В таблице 1 представлены используемые данные для построения двух моделей.

Таблица 1

Описание переменных и источники данных

Наименование	Обозначение в модели	Единица измерения	Источник	Комментарий
Инфляция	Inflation_yoy	месяц к соотв. месяцу пред. года, в %	БНС АСПР РК	Годовая инфляция (ИПЦ, % г/г – отклонение от 100)
Темп прироста обменного курса тенге к доллару США	USD_KZT_t	месяц к предыдущему месяцу, в %	НБ РК	Темп прироста обменного курса USD/KZT
Инфляционные ожидания на 12 месяцев вперед	Inflation_exp_12	%	НБ РК	Медианная оценка инфляционных ожиданий на 12 месяцев вперед

Временной период, охваченный исследованием, – январь 2016 года по декабрь 2025 года. Фактическая инфляция предварительно очищается от сезонной компоненты с использованием стандартной процедуры X-13 ARIMA-SEATS. Сезонная корректировка необходима для исключения регулярных сезонных эффектов, способных исказить оценку динамических взаимосвязей. В то же время заметим, что темп изменения обменного курса не подвергался сезонной корректировке. Это обусловлено гипотезой эффективности

¹ Общая собранная база новостей за указанный период составляет 337 тыс. уникальных новостей. Из них именно на экономическую тематику – 96,8 тыс. новостей.

финансовых рынков (Fama, 1991), согласно которой цены на валюту и другие финансовые активы отражают всю доступную информацию. Если бы в динамике валютного обменного курса существовали устойчивые сезонные паттерны, они стали бы предметом арбитража и спекулятивных операций, что привело бы к их быстрому исчезновению. Таким образом, отсутствие сезонной очистки обменного курса методологически оправдано и соответствует подходу, применяемому в исследованиях сезонности цен на биржевые товары и финансовые инструменты (см., например, Gorton, 2006 («теория хранения»²)). В ряду данных по инфляционным ожиданиям в Казахстане отсутствует наблюдение за январь 2022 года. Для сохранения непрерывности временного ряда значение за этот период было аппроксимировано как среднее арифметическое показателей декабря 2021 года и февраля 2022 года.

Одним из базовых требований при работе с временными рядами является их стационарность. В этой связи после проведения сезонной корректировки (где необходимо) соответствующие переменные были проверены на наличие единичного корня с использованием расширенного теста Дики-Фуллера (ADF). В анализируемых рядах инфляции, обменного курса и инфляционных ожиданий наблюдаются выраженные шоковые эпизоды в первом квартале 2022 года, связанные с январскими событиями в Казахстане и геополитической нестабильностью. Поэтому для учета указанных структурных разрывов стандартно в обе VAR-модели в качестве экзогенной переменной была включена фиктивная (dummy) переменная, отражающая соответствующие периоды.³

После определения оптимальной лаговой структуры и оценки параметров VAR-модели строятся функции импульсного отклика, позволяющие оценить реакцию инфляционных ожиданий на шоки фактической инфляции и изменения обменного курса тенге к доллару США.

3. Результаты и интерпретация

Ниже представлены результаты оценки VAR-моделей в форме функций импульсного отклика.

В рамках первой модели анализируется реакция инфляционных ожиданий (на 12 месяцев вперед) на шоки фактической инфляции. Оптимальная длина лага, определенная по информационным критериям Акаике и Шварца, составляет два периода. Полученные оценки показывают, что доверительные интервалы функции импульсного отклика пересекают нулевую ось на всем рассматриваемом временном горизонте (рисунок 1). Это свидетельствует об отсутствии статистически значимой реакции инфляционных ожиданий на изменения фактической инфляции. Иными словами, колебания текущей инфляции не приводят к пересмотру ожиданий населения относительно будущей динамики цен. Данный результат согласуется с выводами работы Кулкаевой и Сейдахметова (2023), в которой также получены статистически незначимые коэффициенты влияния фактической инфляции на инфляционные ожидания вплоть до конца 2021 года⁴.

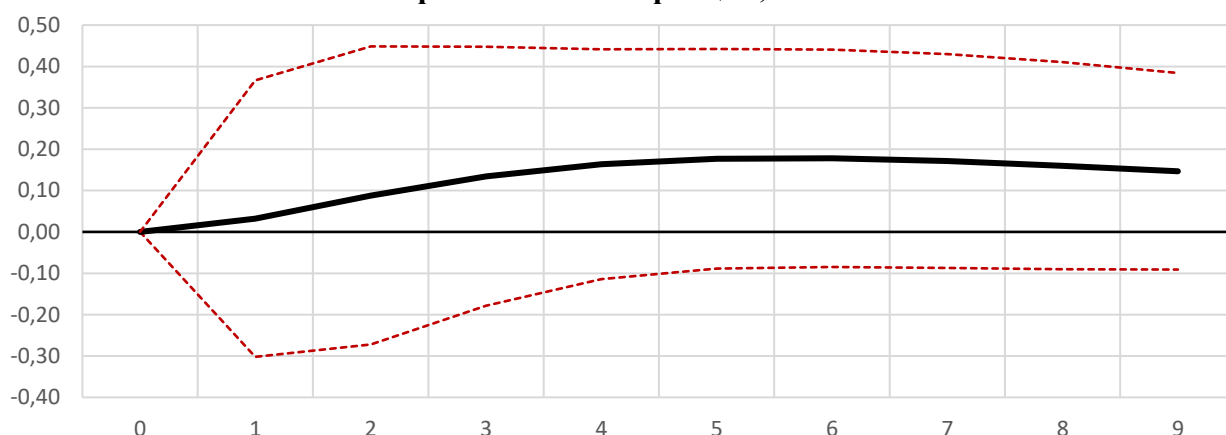
² Теория хранения исходит из того, что предсказуемая сезонность спота встраивается в фьючерсные цены. Если бы в уровне цен оставалась стабильная сезонная премия, ее бы арбитражировали.

³ Подробнее подход с использованием фиктивных переменных в VAR моделях – в работе Garavaglia S, Sharma A. A smart guide to dummy variables: four applications and a macro [Internet]. Los Angeles (CA): Statistical Consulting Group, UCLA.

⁴ Появление статистически значимых оценок в 2021–2022 гг. в указанной работе может быть связано с резким ускорением фактической инфляции, вследствие чего ее динамика приблизилась к уровню инфляционных ожиданий (в предшествующие годы инфляционные ожидания устойчиво превышали фактический рост цен, демонстрируя слабую корреляцию).

Рисунок 1

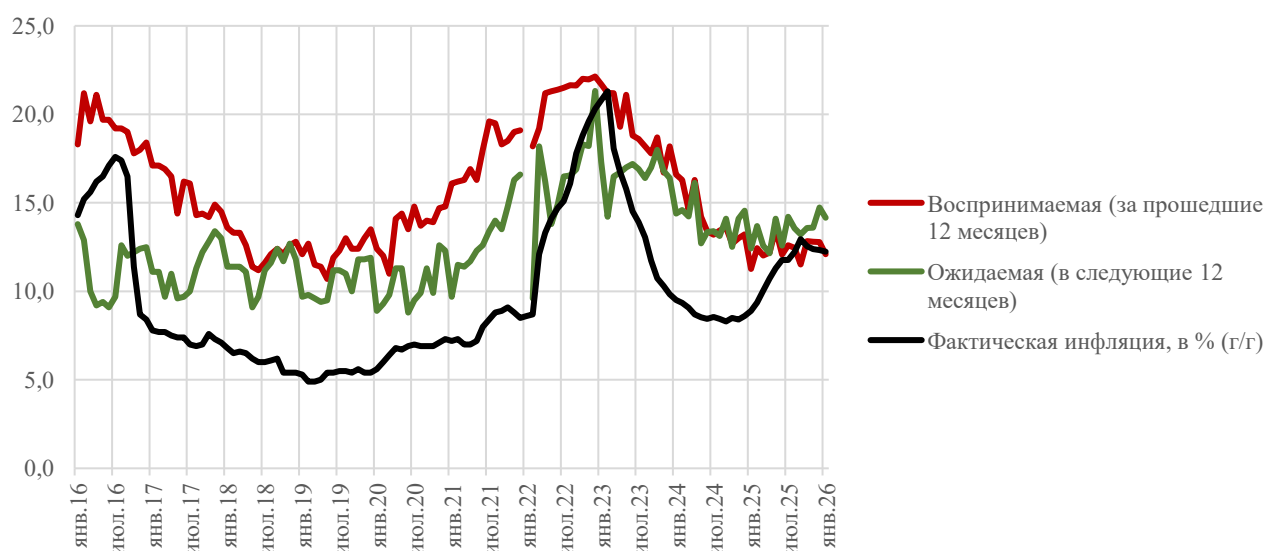
Импульсный отклик инфляционных ожиданий (на 12 месяцев вперед) в ответ на шок фактической инфляции, п. п.



Формально отсутствие статистически значимой реакции инфляционных ожиданий на шоки фактической инфляции может интерпретироваться как признак их закоренности. Однако подобная трактовка представляется поверхностной или недостаточно полной без учета особенностей восприятия инфляции населением. Так, анализ данных за 2016–2025 гг. выявляет устойчивый разрыв между официально измеряемой инфляцией и воспринимаемым населением уровнем цен: по данным опросов, публикуемых Национальным Банком РК, субъективная оценка текущей инфляции в среднем превышает официальный показатель на 3-6 п. п. (рисунок 2)

Рисунок 2

Медианные оценки ожидаемой и воспринимаемой инфляции и фактическая инфляция (месяц к соответствующему месяцу предыдущего года), %



Источник: НБ РК, БНС АСПР РК

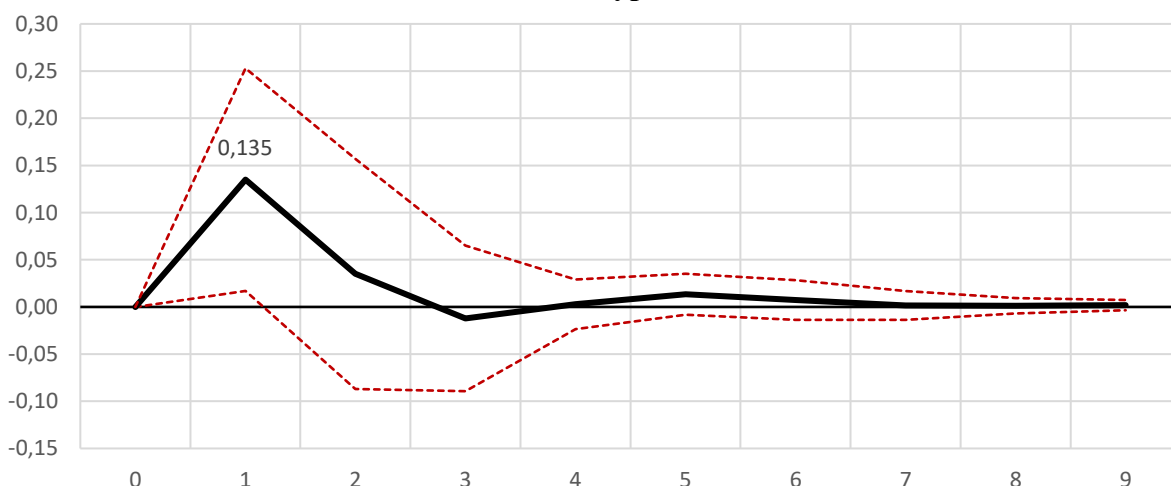
Наличие указанного разрыва нельзя игнорировать при оценке инфляционных ожиданий, поскольку сама по себе высокая воспринимаемая инфляция может систематически формировать смещенную вверх базу для инфляционных ожиданий. В этих условиях отсутствие статистически значимой реакции на официальную инфляцию может отражать не наличие закоренности ожиданий, а различие в информационных ориентирах,

используемых населением при формировании своих оценок. Иначе говоря, при формировании инфляционных ожиданий домохозяйства могут опираться не на официальные статистические показатели динамики цен, а на альтернативные сигналы, выполняющие роль поведенческих якорей. Так, эмпирические исследования по ЕС подтверждают, что ожидания домохозяйств в значительной степени формируются под влиянием субъективных факторов (личного опыта ценовых изменений и медийной информации), а не официальных публикаций инфляционной статистики (D'Acunto, et.al. 2024).

Дополнительные аргументы в пользу отсутствия заякоренности инфляционных ожиданий в Казахстане дают результаты второй VAR-модели, в которой оценивается их реакция на изменение номинального обменного курса тенге к доллару США (рисунок 3). Оптимальная длина лага по критерию Акаике составляет два периода, по критерию Шварца – один период. В базовой спецификации используется лаг второго порядка. При этом результаты являются устойчивыми к изменению лаговой структуры: при использовании лага первого порядка статистически значимый отклик инфляционных ожиданий на темп прироста обменного курса также фиксируется в первый месяц после шока.

Рисунок 3

Импульсный отклик инфляционных ожиданий (на 12 месяцев вперед) в ответ на шок обменного курса, п. п.



Оценки демонстрируют статистически значимый импульсный отклик: обесценение тенге на 1% по отношению к доллару США приводит с лагом в один месяц к увеличению инфляционных ожиданий примерно на 0,13 п. п. В последующие периоды реакция становится статистически незначимой, что указывает на краткосрочный характер воздействия валютного шока.

Данные результаты свидетельствуют о наличии выраженного курсового канала формирования инфляционных ожиданий: изменения обменного курса быстро интегрируются в представления домохозяйств о будущей динамике цен. Таким образом, инфляционные ожидания в Казахстане демонстрируют чувствительность к валютным колебаниям при одновременном отсутствии статистически значимой реакции на фактическую инфляцию.

В совокупности полученные результаты позволяют сформулировать два вывода:

1. Инфляционные ожидания демонстрируют статистически значимую чувствительность к краткосрочным шокам обменного курса. В рамках выбранного в настоящем исследовании определения заякоренности как отсутствия реакции ожиданий на

макроэкономические шоки данный результат свидетельствует об отсутствии заякоренности инфляционных ожиданий в Казахстане.

2. Отсутствие реакции инфляционных ожиданий на официальную инфляцию указывает на слабую связь ожиданий с публикуемыми официальными статистическими показателями и подтверждает, что при формировании инфляционных ожиданий в Казахстане население ориентируется на альтернативные информационные сигналы (как показала модель 2), прежде всего, на динамику обменного курса.

С практической точки зрения полученные результаты подчеркивают значимость коммуникационной политики центрального банка. В условиях малой открытой сырьевой экономики коммуникации должны учитывать роль обменного курса как важного информационного ориентира для домохозяйств и, как следствие, включать разъяснение взаимосвязи между динамикой валютного курса, инфляцией и мерами денежно-кредитной политики.

4. Новостная риторика в Казахстане и инфляционные ожидания

Выявленная чувствительность инфляционных ожиданий к динамике обменного курса предполагает наличие устойчивых информационных каналов, через которые валютные колебания транслируются в ожидания населения. Одним из таких каналов может выступать медиасреда. В последние годы роли медиасреды в формировании инфляционных ожиданий было посвящено значительное число эмпирических исследований (Conrad, Enders, Glas, 2022; Fiore et al., 2024). Далее проводится анализ новостной риторики в Казахстане с целью оценки относительной частоты упоминаний тем инфляции и обменного курса тенге к доллару США.

Сбор базы экономических новостей казахстанских СМИ. Формирование блока экономических новостей осуществлялось посредством автоматизированного сбора данных (web-scraping) с профильных информационных порталов, специализирующихся на освещении деловой, финансовой и макроэкономической повестки. Полный список используемых в анализе казахстанских новостных порталов приведен в приложении 1. В выборку включались публикации рубрик «Бизнес», «Финансы», «Экономика» и иных релевантных разделов, что позволило сфокусироваться на материалах, отражающих динамику экономических процессов, состояние финансовых рынков и государственную экономическую политику.

Техническая реализация процедуры сбора данных основывалась на использовании механизмов управления сетевыми сессиями и отправки HTTP-запросов к веб-ресурсам. Для извлечения содержательных элементов публикаций применялся синтаксический анализ HTML-разметки страниц. Целевые структурные элементы (заголовок, дата публикации, аннотация, основной текст) выделялись посредством обработки DOM-структуры документа. Итоговая агрегация и структурирование данных осуществлялись с использованием инструментов табличной обработки, что обеспечило сохранение базы в форматах, пригодных для последующего статистического и эконометрического анализа.

Процедура сбора включала последовательный обход страниц листинга в рамках заданных тематических категорий. На первом этапе извлекались метаданные карточек новостей, включая URL-адрес, заголовок и предварительную временную метку. Эти данные формировали промежуточный список ссылок, подлежащих детальному анализу. Далее выполнялся переход к каждой публикации для извлечения полного текстового содержания и уточнения даты размещения.

Формирование базы осуществлялось в пределах заданного временного интервала $[T_{start}, T_{end}]$, где начальная дата фиксировалась заранее, а конечная определялась автоматически на момент запуска программы. Все временные метки приводились к единой локальной временной зоне, что обеспечивало корректность хронологической фильтрации и

сопоставимость наблюдений. Для повышения точности временной идентификации применялась двухуровневая проверка даты: предварительная фильтрация на этапе обработки листинга и последующая верификация после извлечения точной временной метки непосредственно со страницы статьи.

После перехода по релевантной ссылке выполнялся парсинг страницы с извлечением ключевых полей: URL-адреса, даты публикации, заголовка, краткого описания (при наличии) и основного текста. Существенным этапом подготовки данных являлась очистка текстового контента от нерелевантных элементов, включая рекламные блоки, навигационные панели, скрипты, мультимедийные вставки и социальные плагины. Нормализация текста проводилась путем удаления соответствующих узлов HTML-дерева и последующей коррекции символьных последовательностей, в том числе устранения избыточных пробелов и некорректных переносов строк. Это обеспечивало стандартизацию текстового массива и снижало уровень шума при анализе. Для предотвращения дублирования публикаций применялся механизм проверки уникальности URL-адресов. Перед добавлением новой записи осуществлялась сверка с уже сохраненными наблюдениями, что позволяло исключить повторную обработку идентичных материалов.

Тематическое моделирование. На данном этапе исследования тематическая структура корпуса новостных текстов определялась с использованием модели BERTopic – современного подхода к тематическому моделированию, сочетающего трансформерные языковые представления и плотностную кластеризацию в семантическом пространстве. В отличие от классических вероятностных моделей (например, LDA), предполагающих проявление документа как смеси распределений слов, BERTopic исходит из предпосылки, что семантическая близость документов может быть выявлена на основе их контекстных векторных представлений, полученных с использованием глубоких нейронных сетей.

На первом этапе каждый документ преобразовывался в плотный вектор фиксированной размерности с использованием предобученной трансформерной модели семейства Sentence-BERT. Данный класс моделей позволяет получать контекстно-зависимые эмбединги, учитывающие значение слова в конкретном окружении, а не только его частотность. Формально для каждого документа d_i вычислялось отображение:

$$e_i = f_{\theta}(d_i), e_i \in \mathcal{R}^k \quad (1)$$

где (f_{θ}) – трансформерная модель, а (k) – размерность латентного пространства.

Использование эмбедингов обеспечило корректный учет семантической близости текстов даже при различии их лексического состава, что особенно важно для анализа новостного корпуса, в котором одна и та же экономическая проблематика может описываться различными языковыми средствами.

Поскольку полученные эмбединги имеют высокую размерность, на следующем этапе применялось нелинейное снижение размерности методом UMAP (Uniform Manifold Approximation and Projection). Алгоритм сохраняет локальную структуру данных и позволяет формировать компактные кластеры в пониженном пространстве, что повышает устойчивость последующей кластеризации. Параметры UMAP подбирались эмпирически с целью минимизации фрагментации тем при сохранении различимости семантически удаленных групп документов.

Кластеризация документов осуществлялась с использованием алгоритма HDBSCAN – иерархического плотностного метода, не требующего задания числа кластеров априори. В отличие от методов, основанных на разбиении на фиксированное число групп, HDBSCAN автоматически определяет количество устойчивых тематических кластеров и позволяет выделять шумовые наблюдения. Каждый выявленный кластер интерпретировался как отдельная тема, а документы, не вошедшие в плотные кластеры, рассматривались как тематически неопределенные.

Для интерпретации полученных кластеров применялась модификация TF-IDF – class-based TF-IDF (c-TF-IDF). В данном подходе каждый кластер трактуется как агрегированный документ, что позволяет выявить слова, наиболее репрезентативные для соответствующей темы относительно всей коллекции. Это обеспечивает более четкую тематическую интерпретацию по сравнению с классическим TF-IDF, применяемым на уровне отдельных документов.

Дополнительно использовался zero-shot подход к тематическому моделированию. Его применение обусловлено тем, что до запуска алгоритма существовало априорное представление о вероятном наборе экономических тем, присутствующих в базе. Это представление формировалось на основе предварительного анализа данных, а также экспертной оценки предметной области авторами текущего исследования. Таким образом, исходный перечень тематических направлений отражал как статистические свойства корпуса, так и содержательную структуру экономической повестки.

В рамках zero-shot подхода текстовые описания заранее заданных тем также преобразовывались в эмбединги, после чего для каждого документа вычислялось косинусное сходство между его векторным представлением и вектором соответствующей темы. Документ относился к теме при превышении заданного порога сходства. Данный механизм позволил сопоставить автоматически выявленные кластеры с заранее определенными экономическими категориями и обеспечить содержательную валидацию тематической структуры. В отличие от полностью неконтролируемой кластеризации, zero-shot моделирование позволяет интегрировать экспертное знание в алгоритмический процесс.

Качество полученной тематической структуры оценивалось как с использованием внутренних метрик (когерентность тем, внутрикластерная семантическая близость), так и посредством внешней проверки на размеченной выборке. Полученные результаты продемонстрировали высокую интерпретируемость и устойчивость тем, а также их соответствие экономической предметной области.

Определение тональности новостей. После формирования тематической структуры корпуса следующим этапом исследования стала оценка тональности новостных материалов на уровне отдельных публикаций и агрегированных тематических кластеров. В настоящей работе для решения данной задачи использовалась крупная языковая модель Gemini, примененная в режиме instruction-based zero-shot классификации с использованием стандартизированных промптов. В отличие от традиционных словарных методов или заранее дообученных моделей сентимент-анализа, данный подход позволяет учитывать сложную контекстную структуру экономических текстов, включая прогнозные формулировки, интерпретацию статистических данных, комментарии регуляторов и макроэкономические ожидания.

Задача формулировалась как отображение документа d_i в дискретное множество классов тональности $S(d_i) \in \{-1, 0, 1\}$, где значение (-1) соответствовало негативной тональности, 0 – нейтральной, а 1 – позитивной. При этом под тональностью понималась оценка потенциального экономического эффекта новостного сообщения, а не его эмоциональная окраска в узком лингвистическом смысле. В частности, оценивалось возможное влияние содержания новости на инфляционные ожидания, деловую активность и восприятие макроэкономической ситуации.

Классификация осуществлялась на основе унифицированного промпта, включавшего описание задачи, критерии отнесения к каждому классу и требование представления ответа в строго формализованном формате. В инструкции отдельно уточнялось, что модель должна оценивать экономический эффект события или информации, а не опираться исключительно на эмоционально окрашенную лексику. Таким образом, модель Gemini использовалась как zero-shot классификатор без дополнительного

обучения, а управление ее поведением осуществлялось посредством формализации инструкции.

Для обеспечения воспроизводимости результатов использовались фиксированные параметры генерации, единая структура промпта для всего корпуса и автоматизированная проверка формата ответа. В случае отклонения от заданной структуры выполнялась повторная отправка запроса с уточнением требований. Обработка документов осуществлялась пакетно, что обеспечивало сопоставимость оценок по всему массиву данных.

После получения тональной оценки на уровне отдельных документов проводилась агрегация показателей по тематическим кластерам, сформированным на предыдущем этапе. Для каждой темы T_k рассчитывалось среднее значение тонального индекса как агрегированная мера информационного фона, определяемая как среднее арифметическое по всем документам, входящим в соответствующий кластер. Дополнительно анализировалась доля негативных публикаций внутри каждой темы, что позволяло выявить направления, ассоциированные с повышенной негативной информационной повесткой.

Валидация качества автоматической разметки проводилась вручную на подвыборке размеченных новостей. Сопоставление результатов позволило оценить согласованность между экспертной и модельной классификацией. Полученные значения метрик качества свидетельствуют о высокой степени согласованности автоматической оценки с содержательной интерпретацией экономического контекста.

Результаты анализа новостных временных рядов. После категоризации всех публикаций, отбора материалов экономической направленности и их распределения по тематическим группам были получены следующие результаты. За период с января 2009 года по декабрь 2025 года в выборке зафиксировано 101 192 уникальных новостных сообщения экономической тематики (экономика и макроэкономика, финансы, инвестиции, банковский сектор). Динамика общего числа экономических публикаций носит выраженный восходящий характер, что отражает усиление внимания СМИ к вопросам экономики. Так, если за весь 2009 год было опубликовано 2 344 материала экономической направленности, то за 2025 год их число составило 11 054.

Из всего массива экономических новостей за период 2009–2025 гг. 10 575 публикаций содержит упоминания инфляции или роста цен, а 54 396 материалов посвящены динамике обменного курса тенге к доллару США. Таким образом, 53,8% экономической новостной риторики в Казахстане за рассматриваемый период связано с обсуждением обменного курса.

Интенсивность освещения валютной тематики существенно варьировалась во времени. На рисунке 4 представлен график долей публикаций по теме инфляции и обменного курса в общем объеме экономических новостей по месяцам.

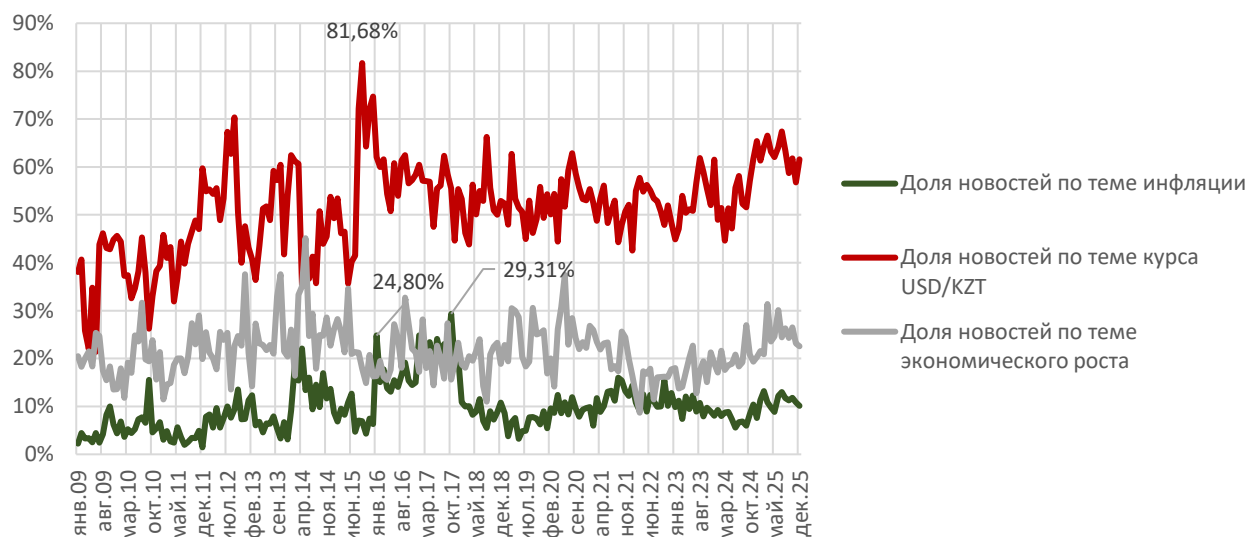
Резкий всплеск публикаций, посвященных динамике курса, наблюдался в августе 2015 года: доля новостей о валютном курсе тенге к доллару США достигла 81,7% от общего числа экономических материалов. Указанный скачок совпадает с решением Национального Банка Республики Казахстан о переходе от режима фиксированного обменного курса к плавающему. Начиная с данного периода тема обменного курса стала стабильно занимать более 40% экономической новостной риторики.

Рост интенсивности обсуждения темы инфляции проявился с некоторым лагом относительно перехода к режиму инфляционного таргетирования. Первый заметный всплеск был зафиксирован в январе 2016 года, когда доля публикаций, посвященных инфляции, достигла 24,8%. Дополнительное увеличение интереса к инфляционной тематике наблюдалось в октябре 2017 года, что совпало с публикацией данных об инфляции за сентябрь 2017 года и обсуждением процессов нормализации инфляции вблизи уровня

7%, соответствующего верхней границе целевого диапазона Национального Банка (напомним, ранее цель по инфляции определялась диапазоном 6-8%).

Рисунок 4

Удельный вес новостей по теме инфляции, экономического роста и обменного курса в общем объеме экономических новостей в казахстанских СМИ за январь 2009 – декабрь 2025 гг.



Источник: авторские расчеты на основе собранной выборки новостных публикаций из 18 казахстанских СМИ

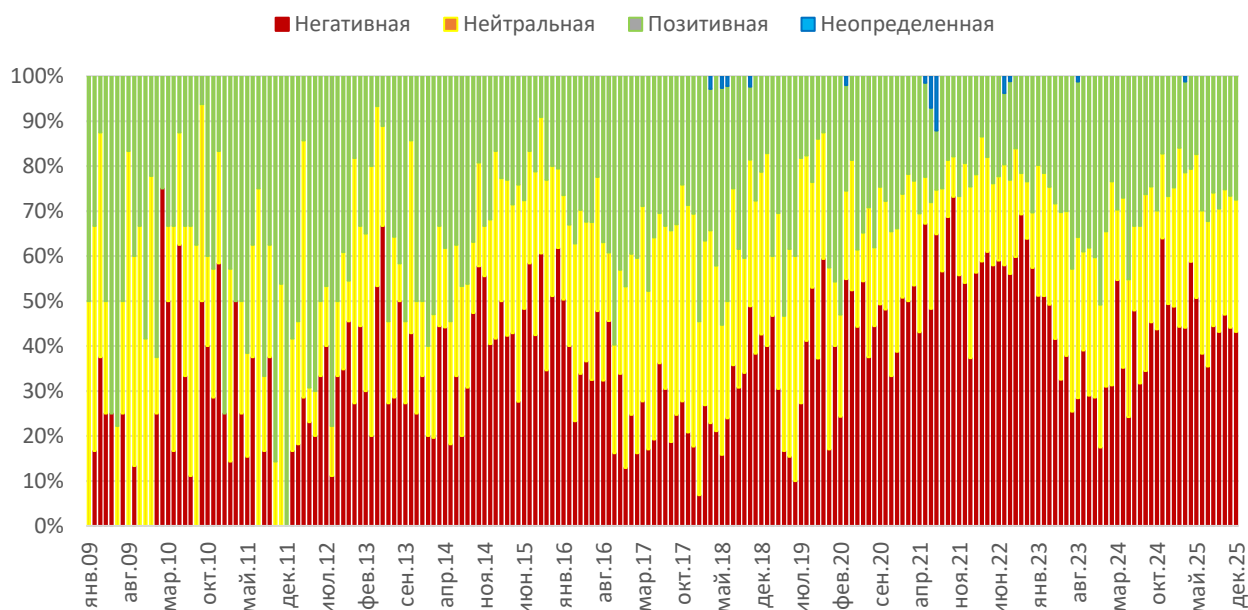
Несмотря на увеличение доли публикаций об инфляции после перехода к режиму инфляционного таргетирования, она в среднем варьируется около 10% и все еще остается, как минимум, вдвое ниже доли публикаций, посвященных обмену курсу.

Помимо анализа частоты упоминаний тем инфляции и обменного курса, представляется важным оценить характер информационного фона, в котором данные темы освещаются, поскольку инфляционные ожидания формируются не только под влиянием объема информации, но и ее эмоциональной окраски. В этой связи далее проводится анализ тональности публикаций, посвященных инфляции и обмену курсу тенге к доллару США, с их классификацией на негативные, нейтральные и позитивные. На рисунке 5 представлена структура новостей по теме инфляции в разрезе тональности.

В среднем с января 2016 года по декабрь 2025 года доля новостей по теме инфляции с негативной тональностью составила 40% от общего количества новостей по этой теме. Наиболее выраженный всплеск негативных публикаций по теме инфляции зафиксирован в 2021–2022 гг., что отражает реакцию медийной риторики на ускорение фактической динамики цен в стране. С этого периода в целом доля негативных новостей по теме инфляции преобладает (за исключением отдельных месяцев 2024 года). Примечательно, что в июле 2021 и июле 2022 года наблюдались отдельные всплески публикаций с неоднозначной тональностью, когда в рамках одного материала сочетались элементы положительной, нейтральной и отрицательной риторики. В остальные же периоды доля новостей с неопределенной тональностью в общем объеме публикаций по теме инфляции не превышала 1%.

Рисунок 5

**Тональная структура новостей по теме инфляции,
% от общего числа публикаций по теме инфляции**

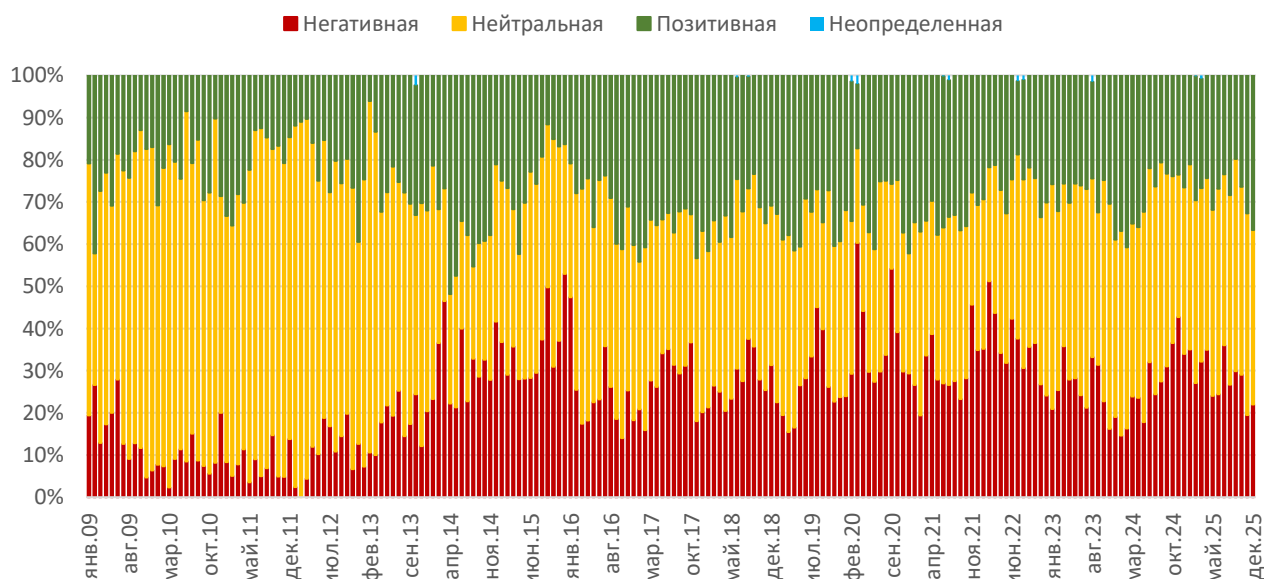


Источник: расчеты авторов

По теме обменного курса доля негативных публикаций с января 2016 года по декабрь 2025 года составила 29% (за весь рассматриваемый период с января 2009 года по декабрь 2025 года – 24%). Превышение данного среднего уровня наблюдалось лишь в 2022 году, когда удельный вес негативных новостей достиг 36% от общего объема публикаций по теме обменного курса. В целом для валютной тематики в казахстанских СМИ характерно преобладание нейтральной тональности (рисунок 6).

Рисунок 6

**Тональная структура новостей по теме обменного курса,
% от общего числа публикаций по теме курса USD/KZT**



Источник: расчеты авторов

5. Выводы и рекомендации

В совокупности полученные результаты свидетельствуют о том, что инфляционные ожидания в Казахстане демонстрируют слабую связь с фактической динамикой цен и характеризуются выраженным валютоцентричным характером.

Дополнительно проведенный анализ медиариторики экономических тем показывает, что на протяжении всего наблюдаемого периода доля публикаций, посвященных инфляции, систематически оставалась ниже доли материалов, связанных с динамикой обменного курса. Другими словами, сам информационный фон воспроизводит и структурно усиливает валютоцентричный характер ожиданий в Казахстане, закрепляя вторичную роль инфляции как публичного номинального ориентира.

Полученные выводы имеют практические импликации для коммуникационной политики монетарного регулятора. В частности, эмпирические исследования указывают на устойчивую связь между потребляемой информацией и точностью восприятия инфляции: в работе Kumar et al. (2015) показано, что более активное потребление медиаинформации об инфляции ассоциируется с меньшей ошибкой в оценке как фактической инфляции, так и инфляционного таргета. Это, в свою очередь, указывает на необходимость целенаправленного повышения присутствия в публичном пространстве качественной информации о фактической инфляции. При этом ключевое значение имеют сообщения, доступные широкой публике через медиа-издания, нежели чем коммуникация через официальные сайты регулятора, поскольку эмпирические исследования показывают, что домохозяйства не обращаются к официальной статистике/официальным пресс-релизам (Munday, Brookes, 2021).

Представляется обоснованным усиление системной коммуникации по вопросам обменного курса. Несмотря на то, что в режиме инфляционного таргетирования валютный курс формально не выступает номинальным якорем, выявленная чувствительность инфляционных ожиданий к динамике курса тенге означает, что коммуникация относительно курсовых факторов может рассматриваться как элемент политики закоривания ожиданий. В данном контексте задача коммуникации Национального Банка РК заключается не в формировании курсовых ориентиров, а в снижении избыточной алармистской медиариторики вокруг валютного рынка и постепенном ослаблении его влияния на инфляционные ожидания за счет повышения информированности населения. При этом системная коммуникация по вопросам обменного курса должна сопровождаться расширением публичного информационного присутствия тем, связанных с фактической инфляцией. Это необходимо для постепенного смещения информационного фокуса с динамики обменного курса на фактический уровень цен как ключевой номинальный ориентир при формировании инфляционных ожиданий.

Литература

1. Кулкаева, А., Сейдахметов, А. (2023). Оценка заякоренности инфляционных ожиданий в Казахстане. Экономическое исследование НБРК №2023-1.
2. Armantier, O., Bruine de Bruin, W., Topa, G., van der Klaauw, W., & Zafar, B. (2015). Inflation expectations and behavior: Do survey respondents act on their beliefs? *International Economic Review*, 56(2), 505–536.
3. Buono, I., Formai, S. (2018). New Evidence on the Evolution of the Anchoring of Inflation Expectations. *Journal of Macroeconomics*, 57(C), 39–54.
4. Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Weber, M. (2019). Monetary Policy Communications and their Effects on Household Inflation Expectations. NBER Working Paper No. 25482
5. Conrad, C., Enders, Z., & Glas, A. (2022). The role of information and experience for households' inflation expectations. *European Economic Review*, 143.

6. Davis, J. S. (2014). Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations: Cross-Country Evidence from Consensus Forecasts. Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, No. 174, Federal Reserve Bank of Dallas.
7. D'Acunto, F., Charalambakis, E., Georgarakos, D., Kenny, G., Meyer, J., & Weber, M. (2024). Household inflation expectations: An overview of recent insights for monetary policy. CEPR Discussion Paper, 19167.
8. De Fiore, F., Maurin, A., Mijakovic, A., & Sandri, D. (2024). Monetary policy in the news: Communication pass-through and inflation expectations. BIS Working Papers No. 1231. Bank for International Settlements.
9. De Pooter, M., Robitaille, P., Walker, I., Zdinak, M. (2014). Are Inflation Expectations Well Anchored in Brazil, Chile, and Mexico? *International Journal of Central Banking*, 10(2), 337–400.
10. Demertzis, M., Marcellino, M., Vieg, N. (2012). A Credibility Proxy: Tracking US Monetary Developments. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1), 1–36.
11. Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575–1617.
12. Goel, T., Tsatsaronis, K. (2022). Anchoring of Inflation Expectations: Has Progress Paid Off? *BIS Bulletin*, No. 51. <https://www.bis.org/publ/bisbull51.htm>
13. Gorton, G. (2006). Facts and Fantasies About Commodity Futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 47–68. <https://doi.org/10.2469/faj.v62.n2.4083>
14. Gust, C. J., Lopez-Salido, J. D. (2024). Optimal monetary policy with uncertain private sector foresight. *Finance and Economics Discussion Series*, 2024-059. Board of Governors of the Federal Reserve System.
15. Kumar, S., Afrouzi, H., Coibion, O., Gorodnichenko, Y. (2015). Inflation Targeting Does Not Anchor Inflation Expectations: Evidence from Firms in New Zealand. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 151–225.
16. Moessner, R., Takats, E. (2020). How Well-Anchored Are Long-Term Inflation Expectations? *BIS Working Paper*, No. 869.
17. Miyajima, K., Yetman, J. (2018). Assessing Inflation Expectations Anchoring for Heterogeneous Agents: Analysts, Businesses and Trade Unions. *BIS Working Paper*, No. 759.
18. Munday, T., Brookes, J. (2021). Mark my words: the transmission of central bank communication to the general public via the print media. *Bank of England working papers* 944, Bank of England
19. Nautz, D., Strohsal, T., & Netšunajev, A. (2019). The anchoring of inflation expectations in the short and in the long run. *Macroeconomic Dynamics*, 23(5), 1959–1977.

**Полный перечень новостных порталов Республики Казахстан, включенных в
выборку (указаны маркетинговые наименования)⁵**

1. Atameken InBusiness
2. Azattyq
3. BesMedia
4. Деловой Казахстан (DKNews.kz)
5. Forbes.kz
6. Informburo.kz
7. Kapital.kz
8. Казахстанская правда
9. Kursiv Media Казахстан
10. Liter.kz
11. LS
12. Nur.kz
13. OTYRAR
14. Sputnik Казахстан
15. TengriNews
16. Время. Общественно-политическая газета (time.kz)
17. Ulysmedia.kz
18. Zakon.kz

⁵ Сбор текстовых данных проводился из открытых источников в соответствии с действующим законодательством Республики Казахстан, включая положения ст. 20 Конституции Республики Казахстан (в действующей на момент проведения исследования редакции) о свободе распространения информации. Используемая методология соответствует международным стандартам академических исследований в области анализа новостных корпусов и текстовых данных.

Оценка восприятия населением коммуникаций Национального Банка Казахстана: экономические нарративы и twin-deficit

Джумадилова А., Департамент информации и коммуникаций Национального Банка Республики Казахстан, Ainur.Jumadilova@nationalbank.kz

Дунгенин А., Департамент информации и коммуникаций Национального Банка Республики Казахстан, Alisher.Dungenin@nationalbank.kz

В исследовании рассматриваются ключевые элементы коммуникационной среды, институциональные условия и параметры денежно-кредитной политики в Казахстане в контексте их влияния на принимаемые Национальным Банком РК меры повышения транспарентности и открытости.

При этом проведен анализ ограничений, влияющих на эффективность применяемых коммуникационных подходов, с фокусом на проблеме коммуникационного твин дефицита (twin-deficit) – дефицита доверия (Trust) и дефицита понимания (Understanding) [1]. Эти категории отражают институциональный и когнитивный уровни восприятия сигналов центрального банка. Дефицит доверия выражается в низкой уверенности общественности в честности, последовательности и предсказуемости действий регулятора, дефицит понимания связан с трудностями интерпретации экономической информации, языковыми и когнитивными барьерами. В совокупности они образуют системную проблему «коммуникационного разрыва», характерную для стран с развивающимися финансовыми системами. Для анализа этих компонентов используется адаптированная модель T&U-Framework, где компонента Т отражает восприятие институциональной прозрачности, честности и последовательности, а компонента U – ясность, читаемость и доступность языка коммуникаций. Такой подход позволяет оценить, насколько прозрачность центробанка приводит не только к информированию, но и к пониманию и доверию со стороны общества.

Основным академическим новшеством в данной работе является анализ эмпирических данных – результатов маркетингового опроса, проведенного специально для данного исследования среди профессиональных участников рынка, а также выводов, полученных на основе опросов и фокус-групп среди широкого населения.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, коммуникационная политика, twin-deficit, дефицит доверия и понимания, финансовая грамотность, поведенческая экономика, нарративная экономика, инфляционное таргетирование.

JEL-классификация: E52, E58, D83, G41, L82.

<https://nationalbank.kz/file/download/115061>

<https://nationalbank.kz/file/download/115064>

<https://nationalbank.kz/file/download/123419>



Сессия 2.

Государственные финансы в условиях макрошоков



Макроэкономические шоки и государственные финансы: отдельные механизмы влияния и последствия для Казахстана

Мейрманова А., Департамент денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан, Asel.Meirmanova@nationalbank.kz

Шамар Б., Департамент денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан, Bauyrzhan.Shamar@nationalbank.kz

Рустем М., Департамент денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан, MukhitRustem@nationalbank.kz

Жузбаев А., Департамент денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан, Adam.Zhuzbayev@nationalbank.kz

Работа направлена на выявление и количественную оценку влияния инфляционных процессов и динамики обменного курса на фискальные параметры экономики Казахстана. На базе векторной модели коррекции ошибок (VECM) получены импульсные отклики фискальных параметров (доходов, расходов бюджета, нефтефтяного дефицита, первичного сальдо и внешнего долга) на инфляционные и курсовые шоки.

Результаты анализа указывают на то, что инфляция и ослабление национальной валюты оказывают разнонаправленное, но в целом дестабилизирующее воздействие на состояние государственных финансов. Повышение инфляции сопровождается временным ростом номинальных доходов, однако в среднесрочной перспективе приводит к увеличению расходов и ухудшению фискального баланса. Ослабление обменного курса усиливает долговую нагрузку и увеличивает расходы бюджета вследствие переоценки валютных обязательств и удорожания импортных закупок. Таким образом, устойчиво низкий уровень инфляции и сбалансированный обменный курс выступают необходимыми условиями для поддержания фискальной устойчивости.

Ключевые слова: инфляция, обменный курс, VECM, доходы и расходы бюджета, нефтефтяной дефицит бюджета, первичное сальдо, внешний долг

JEL-классификация: E31, E62, F31, C32, H62.

1. Введение

Инфляция и обменный курс представляют собой ключевые макроэкономические переменные, оказывающие комплексное воздействие на состояние государственных финансов. Эти факторы формируют взаимосвязанную систему каналов, через которые реализуется воздействие на доходную и расходную стороны бюджета, долговую динамику и общую устойчивость фискальной позиции государства.

В краткосрочной перспективе рост инфляции способен номинально улучшать показатели бюджета за счет увеличения налоговых поступлений в текущих ценах, что связано с расширением номинальной налоговой базы. Однако в средне- и долгосрочном периоде инфляционные процессы вызывают рост бюджетных расходов вследствие индексации социальных выплат, удорожания государственных закупок и повышения стоимости обслуживания долга. Аналогичным образом ослабление обменного курса оказывает разнонаправленное воздействие: оно повышает тенговую выручку экспортеров, но одновременно увеличивает стоимость импортных закупок и валютных долговых обязательств, создавая дополнительное давление на расходы бюджета.

В существующих работах чаще анализируется влияние фискальной политики на макроэкономические показатели. В этой связи актуальность настоящего исследования заключается в рассмотрении обратного канала, то есть в том, как инфляционные и курсовые

шоки отражаются на фискальных показателях, что позволяет дополнить имеющуюся эмпирическую базу.

Цель данного исследования – провести углубленный анализ влияния инфляции и обменного курса на фискальные параметры Казахстана. В исследовании рассматриваются теоретические механизмы и каналы влияния, а также представлена эконометрическая оценка на основе модели VECM, позволяющая выявить долгосрочные взаимосвязи и динамические эффекты.

Структура данной работы представлена обзором литературы, описанием методологии инструментов и используемых исходных данных, а также обсуждением полученных результатов и заключением.

2. Обзор литературы

Ослабление национальной валюты и ускорение инфляции, как показывают эмпирические исследования, создают серьезные фискальные риски для государств с развивающимися рынками и открытыми экономик.

Два классических механизма объясняют, почему инфляция ухудшает реальные налоговые поступления:

1) лаги инкассации (эффект Оливера–Танзи): при задержках между возникновением обязательства и его уплатой до поступления в бюджет реальная стоимость налогов обесценивается, что снижает доходы (Tanzi, 1977);

2) «фискальный тормоз» и номинальные искажения (актуально для стран с прогрессивной шкалой налогов): с ростом цен и заработных плат налогоплательщики перетекают в более высокие номинальные шкалы, даже при неизменной реальной способности платить. Без автоматической корректировки это повышает среднюю налоговую нагрузку «по умолчанию», искажая стимулы. В корпоративном и капитальном налогообложении налогооблагаемая база включает номинальные процентные расходы и номинальные доходы, что при инфляции систематически искажает эффективные ставки и поведение фирм/домохозяйств (Beer, Griffiths, Klemm 2023). Исследование Банка Испании (Banco de España, 2024) на базе Personal Income Tax (PIT)-микросимуляции анализирует эффект фискального тормоза. Рост инфляции вызвал эффективное повышение налоговой нагрузки (ERTI) приблизительно в 1,85 раза относительно целевого объема, а вклад фискального тормоза в рост отношения PIT/ВВП составил около половины прироста 2019–2023 гг. Эти результаты согласуются с международными наблюдениями 2021–2022 гг., когда положительный эффект от роста инфляции на доходы сочетался с последующим откатом (IMF, 2023).

Современная литература выделяет три главных канала, через которые инфляция и обесценивание обменного курса воздействуют на состояние бюджета: 1) долговая динамика (через номинальный ВВП, реальные процентные ставки и переоценку валютной составляющей долга); 2) доходы бюджета; 3) расходы бюджета. Страновые обзоры подчеркивают, что краткосрочные выигрыши для долга за счет шока инфляции нередко нивелируются устойчивой инфляцией, слабым якорением инфляционных ожиданий и ростом расходов, особенно в странах с высокими валютными рисками и неполной индексацией налогов (IMF, 2023; García-Macia, 2023).

В межстрановом исследовании МВФ показано, что неожиданные всплески инфляции в краткосрочном периоде улучшают первичное сальдо и технически снижают отношение долга к ВВП (через рост номинального ВВП), но эффект неоднороден и быстро рассеивается, когда инфляция ожидаема и встроена в процессы индексации заработных плат/цен (García-Macia, 2023). Согласно аналитическому обзору МВФ (IMF, 2023), эпизоды 2021–2022 годов сопровождалась положительными эффектами на доходы на фоне высокой инфляции, но одновременно – ростом автоматического давления на расходы, так что

чистый фискальный эффект оказался смешанным и зависел от структуры институтов и политики индексации. Тот же обзор подчеркивает, что устойчиво высокая инфляция, в отличие от кратковременного всплеска, ухудшает бюджетную позицию через эрозию реальной налоговой базы и усиление процентных расходов при росте премий за риск.

Результаты SVAR-оценок влияния динамики инфляции, ставок и долга подтверждают, что шоки инфляции могут временно снизить реальную стоимость обслуживания государственного долга, но эффект получается временным. При высоком начальном долге траектория со временем разворачивается и влияние становится неблагоприятным, т.е. долговая динамика ухудшается (Tkačevs & Staehr, 2025).

Валютная переоценка и обслуживание долга. Для стран с существенной долей внешнего долга ослабление национальной валюты немедленно увеличивает расходы на обслуживание внешнего долга и его номинальный объем (в национальной валюте), что ухудшает сальдо и долю долга в ВВП. Анализ для стран-должников подчеркивает, что ослабление обменного курса может ухудшать бюджет через удорожание валютного долга, импортируемых товаров и трансфертов, особенно если доходная база ориентирована на неторгуемый сектор (Reisen, 1990). Межстрановые оценки подтверждают: ослабление валюты статистически увеличивает отношение государственного долга к ВВП, причем эффекты нелинейны и сильнее в экономиках с высокой долей внешнего долга и слабо заякоренными инфляционными ожиданиями. Исследователи отмечают, что повышение независимости центрального банка и якорение инфляционных ожиданий на низком стабильном уровне снижают передачу изменений обменного курса в инфляцию и долговую динамику (Fisera et al., 2021).

Индексация расходов и инвестиционные издержки. Инфляция индексирует значительную часть расходов (социальные выплаты, заработные платы, контракты), а также делает госзакупки дороже. Отдельный аспект – общественные инвестиции. На данных Всемирного банка показано, что при ускорении и масштабировании инвестиционных программ наблюдается U-образная зависимость средних издержек от доли инвестиций в ВВП; превышение $\approx 7\text{--}10\%$ ВВП и форсирование инвестиций ведут к всплеску издержек/перерасходов, что в инфляционной среде еще сильнее давит на бюджет (Guraga et al., 2020).

Эпизоды энергетического ценового шока 2021–2022 гг. привели к масштабным временным мерам поддержки; их фискальная стоимость в ряде стран достигала и превышала 1% ВВП, усиливая расходный импульс на фоне роста цен (IMF, 2023).

Инфляция, курс и передаточный механизм как фискальный бустер. Эффект переноса (ERPT) – ключевая связка между ослаблением обменного курса и инфляцией, которая впоследствии влияет на бюджет. Эмпирическое исследование на страновых панельных данных показало, что лучше заякоренные инфляционные ожидания и высокое доверие к инфляционному таргетированию заметно снижают ERPT. Напротив, высокая дисперсия ожиданий ассоциируется с более высоким ERPT, особенно в развивающихся странах и странах с развивающимися рынками, где волатильность выше (Carrière-Swallow et al., 2023). Это означает, что волна ослабления обменного курса через инфляцию усиливает фискальное давление там, где якоря ожиданий слабее.

Работа об экономиках с «голландской болезнью» демонстрирует, что попытки стабилизировать номинальный обменный курс в ответ на шоки могут ухудшать благосостояние, усиливая искажения. Для фискальной политики такие режимы часто ведут к наращиванию квази-фискальных рисков (включая гарантии и интервенции), особенно если устойчиво поддерживаются «жесткие» цели по обменному курсу (Lama & Medina, 2012). Для нефтедобывающих экспортеров межстрановой анализ показывает, что управление внешним балансом через изменения обменного курса приносят результат хуже, чем фискальные инструменты (налоги/расходы), т. е. бюджетная политика остается

первичным стабилизатором и с точки зрения внешнего сектора (по счету текущих операций), и внутреннего сектора (Behar & Fouejieu, 2016).

В казахстанской литературе работы в основном сосредоточены на негативном влиянии на инфляцию стимулирующей фискальной политики во время экономических подъемов. Так, в работе Жакуповой и Ханетовой (2023) отмечается, что фискальная экспансия во время экономического бума, когда объем производства уже превышает свой потенциальный уровень, приводит к отрицательным последствиям, таким как рост инфляции, снижение эффективности государственных инвестиций, вытеснение частных инвестиций. Тулеуов, Жузбаев и Багжанов (2021) при помощи VECM и FAVAR моделей показывают, что до применения инфляционного таргетирования рост на 10% расходов республиканского бюджета в Казахстане приводил к накопленному повышению инфляции на 0,68 п. п. в течение 12 месяцев. После внедрения инфляционного таргетирования аналогичное увеличение расходов бюджета приводит к меньшему, но все еще существенному накопленному ускорению инфляции – на 0,41 п. п. в течение 12 месяцев. Тұрабай и др. (2023) обнаруживают, что, согласно оценкам, в Казахстане рост бюджетных расходов без учета затрат на обслуживание долга на 1% в текущем месяце приводит к приросту импорта за вычетом импорта нефтяных компаний на 0,6% в следующем месяце с последующим полным затуханием импульса через 5 месяцев. В совокупности рост бюджетных расходов в среднем на 1% в текущем месяце приведет к росту очищенного импорта суммарно на 1,42% за 5 месяцев. При прочих равных условиях, больший чем сам импульс прирост импорта (1,42%>1%) может быть следствием мультипликативного эффекта государственных расходов на общие расходы экономики. При этом государственные расходы стимулируют спрос не только на средства производства и промежуточные товары для реализации инвестиционных проектов, но и на потребительские товары.

В отчетах о консультациях по Article IV за 2022, 2023 и 2024 годы МВФ отмечает высокое влияние рисков инфляции. В отчетах упоминается, что высокая инфляция ухудшает социальную напряженность и негативно влияет на экономическую активность, а также может спровоцировать фискально-затратные меры со стороны государства. Также в отчете за 2022 год отражается значительное ухудшение динамики внешнего долга в ответ на 30%-шок обменного курса.

Обобщая, литература поддерживает тезис о негативном влиянии устойчивой инфляции и обесценения курса на бюджет. Фискальный тормоз и эффект Оливера–Танзи подрывают реальные доходы и искажают налоговую нагрузку. Краткосрочная неожиданная инфляция иногда улучшает показатели (через номинальный ВВП и переоценку долга), но этот эффект недолог и чувствителен к реакции денежно-кредитной политики и степени заякоренности инфляционных ожиданий. Ослабление обменного курса напрямую увеличивает расходы через валютный долг и импортозависимые статьи, а при слабо заякоренных ожиданиях она усиливает инфляцию и тем самым мультиплицирует давление на расходы. Инвестиционные и закупочные издержки растут непропорционально при наращивании государственных программ в инфляционной среде, что ухудшает бюджетную позицию при масштабировании проектов.

По Казахстану фокус работ в основном сконцентрирован на негативном влиянии обратной связи, то есть на влиянии чрезмерно стимулирующей фискальной политики на различные макропоказатели, в том числе инфляцию и показатели внешнего сектора. МВФ в своих отчетах по консультациям в рамках Article IV отмечает негативные последствия инфляции и шоков обменного курса на фискальную политику.

3. Методология исследования и исходные данные

Тренды, наблюдаемые во множестве макроэкономических показателей, стали стимулом к развитию методов анализа нестационарных временных рядов. Взаимосвязь между двумя такими рядами можно выразить следующим образом:

$$y_t = \alpha * x_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где y_t и x_t – нестационарные ряды;

ε_t – случайная ошибка.

Использование нестационарных переменных при построении регрессионных уравнений нередко приводит к появлению ложной регрессии, когда статистически значимые результаты не могут быть интерпретированы. Это обусловлено тем, что стандартные методы оценки не учитывают наличие трендов и других свойств нестационарных данных, вследствие чего полученные параметры оказываются смещенными.

Тем не менее, согласно подходу Энгла и Грейнджера (Econometrica, 1987), линейная комбинация нескольких нестационарных переменных может оказаться стационарной. Если такая комбинация существует, временные ряды называются коинтегрированными, а соответствующее выражение – уравнением коинтеграции. Оно отражает существование долгосрочного равновесного соотношения между показателями.

При выявлении коинтеграции в актуальной литературе используется векторная модель коррекции ошибок (VECM), которая представляет собой модифицированную версию модели VAR, построенную в разностях. Данная модель сочетает краткосрочную динамику переменных с механизмом возвращения к их долгосрочному равновесию. Этот процесс обеспечивается включением в уравнение члена коррекции ошибок (ECM).

Формально модель VECM записывается в виде:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + B X_t + u_t, \quad (2)$$

где Πy_{t-1} – член/матрица для коррекции ошибок, где матрица Π размерности $k \times k$ (k – количество эндогенных переменных), являющаяся элементом, отвечающим за долгосрочную взаимосвязь системы переменных;

y_t – вектор эндогенных переменных;

Γ_i – матрица коэффициентов при лагах;

X_t – вектор экзогенных переменных;

u_t – вектор случайных ошибок;

B – матрица коэффициентов при экзогенных переменных;

β_0 – вектор констант;

p – число лагов модели.

VECM является разновидностью векторной авторегрессионной модели (VAR). При этом VAR-модель используется для оценки краткосрочных динамических эффектов и реакции показателей на внезапные изменения. В VAR-моделях текущее значение каждой эндогенной переменной зависит от ее собственных предыдущих значений, а также от лагов других переменных системы. Этот подход позволяет изучать взаимное влияние и причинно-следственные связи между показателями, а также количественно оценивать силу отклика системы на внешние шоки.

В экономическом контексте примером коинтеграционной связи является долгосрочная зависимость между ценами акций и размером дивидендов. В обычных условиях соотношение «дивиденд/цена акции» остается относительно стабильным. Однако в периоды рыночных «пузырей» цены на акции могут расти значительно быстрее

дивидендных выплат, что приводит к временному нарушению равновесия. Аналогично в периоды рецессии стоимость акций снижается сильнее, чем дивиденды, и соотношение также отклоняется от нормального уровня. Со временем рынок стремится к восстановлению равновесия, и данное соотношение возвращается к своему устойчивому значению. Подобный эффект наблюдается и в соотношении арендной платы и стоимости жилья.

В исследовании в рамках эмпирической оценки были использованы квартальные данные за период с 2010 года по 2025 год (таблица 1).

Таблица 1

Использованные данные и их условное обозначение

Показатель	Условное обозначение
ВВП (за вычетом горнодобывающей отрасли)	y noil
Инфляция	p
Обменный курс (KZT/USD)	fx
Ставка денежного рынка (TONIA)	r
Доходы бюджета	rev
Расходы бюджета	spend
Ненефтяной дефицит бюджета	noil buddef
Первичное сальдо	pb

Переменные с выявленной сезонной компонентой сезонно-скорректированы методом X-12-ARIMA. Для сопоставимости масштабов показатели приведены в индексах к базе 2009 года, после чего применено логарифмирование. Такая нормализация позволяет интерпретировать изменения в процентах и делает динамику разных показателей сопоставимой. Показатель процентной ставки используется в исходном виде (в процентах). Для индикаторов бюджетного сальдо (ненефтяной дефицит и первичное сальдо) предварительно выполнено смещение (вычитание постоянной величины) с целью устранения отрицательных значений перед логарифмированием. Это позволяет корректно применять логарифмическое преобразование, при этом снижение соответствующего индекса интерпретируется как ухудшение показателя. Таким образом, модель строилась с использованием логарифмов указанных индексов и процентной ставки в исходном состоянии.

На первом этапе проверена стационарность всех рядов тестом Дики-Фуллера. Расширенный тест Дики-Фуллера показал, что задействованные ряды нестационарны в уровнях и становятся стационарными в первых разностях. Для иллюстрации приведены примеры на рисунках 1 и 2 (по примеру доходов), результаты остальных переменных аналогичны. Таким образом ряды ведут себя как I (1), что дает основания использовать VECM и анализировать долгосрочные связи в многомерной системе.

На втором этапе выполнен тест Йохансена, который подтвердил наличие нескольких долгосрочных равновесных связей между переменными. Согласно результатам теста, выявлено до двух-трех коинтеграционных уравнений. Иллюстрация приведена на рисунке 3.

Рисунок 1

ADF в уровнях

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on L_REV

Null Hypothesis: L_REV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.353447	0.9099
Test critical values: 1% level	-3.544063	
5% level	-2.910860	
10% level	-2.593090	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(L_REV)
Method: Least Squares

Рисунок 2

ADF в первых разностях

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D_L_REV

Null Hypothesis: D_L_REV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.248298	0.0013
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_L_REV)
Method: Least Squares

Рисунок 3

Результаты теста Йохансена на наличие коинтеграции между переменными модели доходов

Endogenous variables: L_Y_NOIL L_P L_FXR L_REV
Deterministic assumptions: Case 2: Cointegrating relationship includes a constant

Rank Tests

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.** Critical Value
None *	0.525515	116.6622	76.97277	0.0000
At most 1 *	0.370837	68.94858	54.07904	0.0014
At most 2 *	0.277142	39.29321	35.19275	0.0171
At most 3	0.176686	18.52252	20.26184	0.0852
At most 4	0.090624	6.079814	9.164546	0.1847

Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

В рамках проведенного исследования после построения уравнения коинтеграции модель VECM использовалась для анализа динамического отклика выбранных переменных на шоки с применением функций импульсных откликов, что позволило выявить характер и продолжительность влияния изменений в объясняющих показателях на целевые переменные.

Для каждой модели была выбрана оптимальная длина лага на основе стандартных информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SC) с дополнительной проверкой отсутствия автокорреляции остатков. В большинстве спецификаций оптимальным оказался второй лаг.

Причиной включения в модель наряду с исследуемыми переменными других переменных (ненефтяной дефицит, инфляция, обменный курс доллара США к тенге и ставка денежного рынка) является повышение структурности модели.

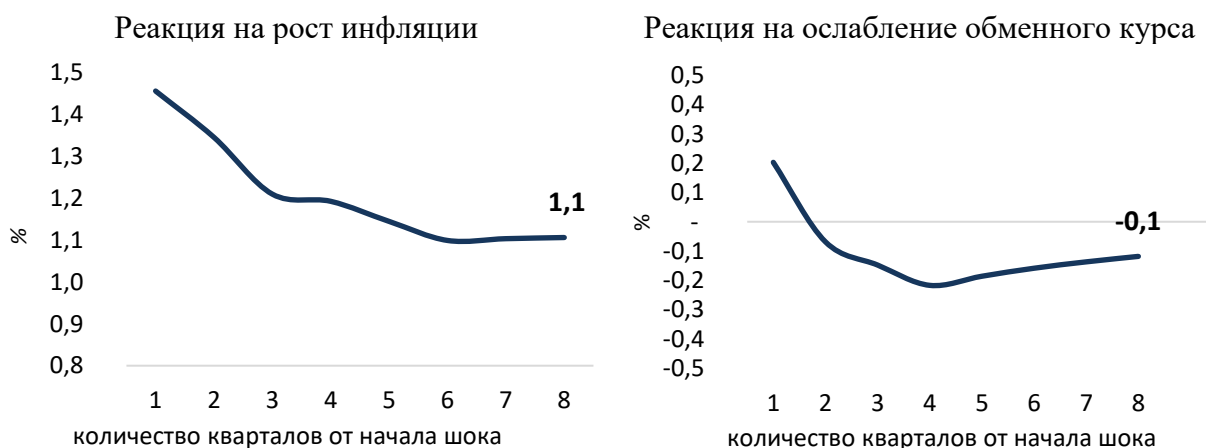
Идентификация структурных шоков выполнена с помощью разложения Холецкого (Cholesky decomposition) ковариационной матрицы ошибок модели.

4. Обсуждение результатов

Доходы бюджета (без учета трансфертов из Национального фонда). Согласно оценкам модели (рисунок 4), инфляционный шок приводит к росту номинальных доходов. На горизонте одного года и в течение двух лет эффект составляет около 1,2 и 1,1%, соответственно. Механизм заключается в расширении номинальной налогооблагаемой базы. Бюджет получает своего рода «инфляционный налог», поэтому доходы реагируют быстрее остальных фискальных показателей. Вместе с тем при ослаблении национальной валюты к доллару США, согласно оценкам модели, роста доходов не происходит. Напротив, модель фиксирует небольшое снижение около 0,2% в течение года и около 0,1% в течение двух лет, несмотря на потенциальный положительный эффект для отдельных экспортно-ориентированных отраслей и связанных с ними бюджетных поступлений. Это может быть связано с тем, что ослабление валюты ведет к удорожанию импортных товаров. Это, в свою очередь, снижает покупательную способность населения и бизнеса, охлаждая внутренний потребительский и инвестиционный спрос, что приводит к снижению собираемости налогов.

Рисунок 4

Импульсные отклики доходов на рост инфляции на 1 п. п. и ослабление обменного курса на 1%



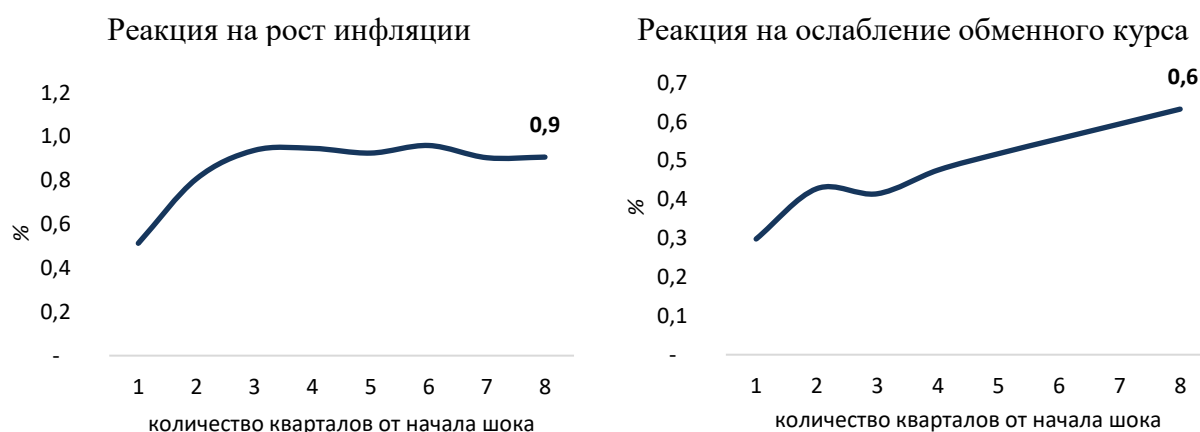
Источник: составлено авторами

Расходы бюджета. Реакция расходов на шок инфляции положительная и проявляется с временным лагом (рисунок 5). Согласно оценкам, рост инфляции в размере 1 п. п. приводит к увеличению номинальных расходов примерно на 0,9% в течение одного и двух лет. Эффект проявляется через 1-2 квартала и выражается через вероятную индексацию отдельных социальных выплат и удорожание государственных закупок. С учетом среднегодовой инфляции на уровне 11,4% в 2025 году и полученной оценки (шок инфляции в размере 1% приводит к росту расходов бюджета за год на 0,9%) совокупный вклад инфляции в рост расходов составил около 10,3 п. п. В абсолютном выражении это соответствует примерно 3,2 трлн тенге, что указывает на высокую роль инфляции в росте расходов бюджета в 2025 году. Шок обменного курса (рисунок 5) также приводит к накопленному увеличению расходов на 0,5 и 0,6% в течение одного и двух лет

соответственно. Рост связан с подорожанием импортных закупок. Таким образом, на канале инфляции расширение расходов частично нивелирует доходный импульс, при этом на канале обменного курса его ослабление приводит к небольшому снижению доходов и росту расходов, что ухудшает фискальную позицию.

Рисунок 5

Импульсные отклики расходов на рост инфляции на 1 п. п. и ослабление обменного курса на 1%

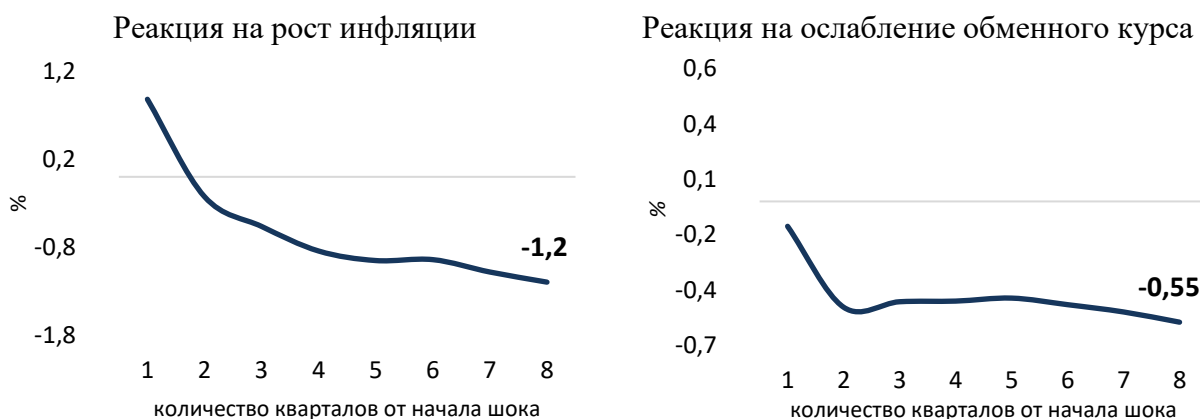


Источник: составлено авторами

Ненефтяной дефицит бюджета. Для анализа фискальной позиции используется показатель, очищенный от нефтегазовых доходов и трансфертов. По сравнению с общим дефицитом он лучше улавливает реакцию собственно налогово-бюджетной политики на внутренние шоки. Согласно импульсным откликам (рисунок 6) инфляционный шок в размере 1 п. п. сопровождается снижением ненефтяного сальдо примерно на 0,9% в течение года и около 1,2% в течение 2 лет. В рамках принятой трансформации это интерпретируется как снижение/ухудшение ненефтяного сальдо бюджета, то есть увеличение дефицита или снижение профицита относительно траектории без шока. Курсовой шок ведет к схожему результату. Так, индекс ненефтяного сальдо бюджета уменьшается около 0,45% на годовом горизонте и около 0,55% на двухлетнем в ответ на шок ослабления национальной валюты. Такая динамика согласуется с негативным эффектом ослабления на доходы бюджета и ростом обязательств по расходам, включая импортные позиции.

Рисунок 6

Импульсные отклики ненефтяного дефицита бюджета на рост инфляции на 1 п. п. и ослабление обменного курса на 1%

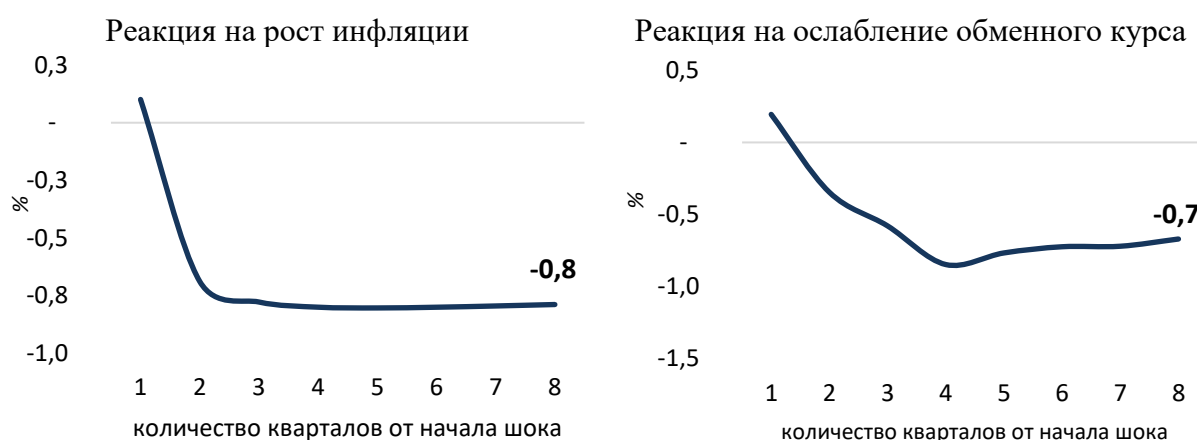


Источник: составлено авторами

Первичное сальдо. Этот показатель исключает расходы на обслуживание долга и потому является более полноценным индикатором влияния фискальной политики на экономическую активность. По оценкам модели (рисунок 7), инфляционный шок приводит к уменьшению индекса первичного баланса примерно на 0,8% в течение года и около 0,79% в течение двух лет. Это означает ухудшение первичного сальдо на обоих горизонтах. Ослабление обменного курса дает более выраженную отрицательную реакцию. Индекс первичного баланса снижается около 0,84% к концу первого года и около 0,7% к двум годам. Такой результат согласуется с удорожанием в тенге импортных закупок (рост расходов).

Рисунок 7

Импульсные отклики первичного сальдо на рост инфляции на 1 п.п. и ослабление обменного курса на 1%



Источник: составлено авторами

Внешний долг. Для внешнего долга ключевым драйвером выступает обменный курс национальной валюты к доллару США. Шок обменного курса (рисунок 8) вызывает существенный рост величины внешних обязательств в тенговом выражении. Согласно импульсному отклику, наблюдается увеличение примерно на 1,8% в течение первого года и около 2% в течение двух лет в ответ на однопроцентный шок обменного курса. Это прямой эффект переоценки валютной составляющей долга. Реакция на чисто инфляционный шок отдельно не оценивалась, поскольку основной канал влияния проходит через обменный курс.

Рисунок 8

Импульсные отклики внешнего долга на 1 п.п. шок обменного курса



Источник: составлено авторами

В совокупности, результаты показывают различную механику передачи ценового и валютного импульсов на фискальные показатели. Инфляционный шок формирует номинальный рост доходов при умеренном, но устойчивом росте расходов. Однако первичное сальдо и дефицит бюджета уже в течение года оказываются хуже, чем при отсутствии шока, и сохраняют ухудшение на двухлетнем горизонте. Курсовой шок не дает поддержки доходам бюджета и одновременно усиливает давление на рост расходов через индексируемые расходы, тенговый рост импортных закупок, переоценку внешних обязательств, в результате также фиксируется ухудшение нефтяного сальдо бюджета, первичного сальдо общего бюджета при одновременном росте долговой нагрузки в национальной валюте.

Таким образом, по оценкам модели, рост инфляции и ослабление обменного курса не приводят к улучшению, а напротив ухудшают фискальные показатели и снижают состояние государственных финансов. Это говорит о том, что умеренно-низкий уровень инфляции, а также неизменность или более крепкий обменный курс приводят к улучшению состояния государственных финансов.

5. Заключение

Результаты проведенного анализа подтверждают, что инфляция и ослабление обменного курса оказывают значимое и преимущественно негативное влияние на фискальные показатели Казахстана. Несмотря на краткосрочные номинальные выгоды в виде роста доходов бюджета, инфляционные процессы приводят к нарастающему увеличению расходов и ухудшению первичного баланса. Шоки ослабления национальной валюты, в свою очередь, усиливают долговую нагрузку, увеличивая стоимость обслуживания валютных обязательств и импортных закупок, при этом не обеспечивая компенсирующего роста доходов.

Эмпирические результаты свидетельствуют о том, что низкая и стабильная инфляция, а также более сбалансированная динамика обменного курса способствуют улучшению фискальной устойчивости. Полученные результаты подчеркивают важность достижения умеренно низкой инфляции не только для центрального банка, но и для фискальной политики. В долгосрочной перспективе сбалансированное сочетание данных двух показателей способствует укреплению устойчивости государственных финансов и снижению макроэкономической уязвимости Казахстана.

В качестве направления для будущих исследований можно выделить изучение дезагрегированного влияния инфляции и обменного курса на фискальные параметры страны.

Литература

1. Acosta-Ormaechea, S. (2020). *Public Debt Dynamics and Intra-Year Exchange Rate Fluctuations* (IMF Working Paper No. 20/261). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781513561585.001>
2. Behar, A., & Fouejieu, A. (2016). *External Adjustment in Oil Exporters: The Role of Fiscal Policy and the Exchange Rate* (IMF Working Paper No. 16/107). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484379929.001>
3. Beer, S., Griffiths, M., & Klemm, A. (2023). *Tax Distortions from Inflation: What Are They? How to Deal with Them?* (IMF Working Paper No. 23/18). International Monetary Fund.
4. Carrière-Swallow, Y., Gruss, B., Magud, N. E., & Valencia, F. (2021). Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through. *International Journal of Central Banking*, 17(3), 61–94.

5. Fisera, B., Workie Tiruneh, M., & Hojdan, D. (2021). *Currency Depreciations in Emerging Economies: A Blessing or a Curse for External Debt Management?* IES Working Paper 2021/06, Charles University (published version: *International Economics*, 2021).
6. García-Macia, D. (2023). *The Effects of Inflation on Public Finances* (IMF Working Paper No. 23/93). International Monetary Fund.
7. García-Miralles, E., & Balladares, S. (2024). *Fiscal Drag: The Heterogeneous Impact of Inflation on Personal Income Tax Revenue* (Banco de España Occasional Paper No. 2422). Banco de España.
8. Gurara, D., Kpodar, K. R., Presbitero, A. F., & Tessema, D. (2020). *On the Capacity to Absorb Public Investment: How Much Is Too Much?* (IMF Working Paper No. 20/48). International Monetary Fund. (Published subsequently in *World Development*, 145, 105525.)
9. International Monetary Fund. (2023, April). *Fiscal Monitor: Chapter 2 – Inflation and Disinflation: What Role for Fiscal Policy?* International Monetary Fund.
10. International Monetary Fund. (2022, December 14). Republic of Kazakhstan: 2022 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for the Republic of Kazakhstan (IMF Country Report No. 22/367). International Monetary Fund.
11. International Monetary Fund. (2024, February 7). Republic of Kazakhstan: 2023 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for the Republic of Kazakhstan (IMF Country Report No. 24/46). International Monetary Fund.
12. International Monetary Fund. (2025, January 31). Republic of Kazakhstan: 2024 Article IV Consultation—Press Release; and Staff Report (IMF Country Report No. 25/30). International Monetary Fund.
13. Lama, R., & Medina, J. P. (2012). Is Exchange Rate Stabilization an Appropriate Cure for the Dutch Disease? *International Journal of Central Banking*, 8(1), 5–46. (Earlier version: IMF Working Paper No. 10/182.)
14. Reisen, H. (1990). Interaction Between the Exchange Rate and the Public Budget. In V. Tanzi (Ed.), *Fiscal Policy in Open Developing Economies* (pp. 74–84). International Monetary Fund. (ISBN 978-1-55775-171-3).
15. Tanzi, V. (1977). Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax Revenue. *IMF Staff Papers*, 24(1), 154–167.
16. Tkačevs, O., & Staehr, K. (2025). *The Effects of Macroeconomic and Budget Balance Shocks on Public Debt Trajectories in the Euro Area* (Latvijas Banka Working Paper No. 8/2025). ISBN 978-9934-578-80-9.
17. Жакупова, М., & Ханетова, А. (2023). Параметры фискальной политики Казахстана (Рабочие материалы Национального Банка Республики Казахстан, № 2023/9). Национальный Банк Республики Казахстан.
18. Тулеуов, О., Жузбаев, А., & Багжанов, Б. (2021). Роль фискальной политики в ценовой (не)стабильности в Казахстане: эмпирическая оценка и механизм макроэкономической балансировки (Рабочие материалы Национального Банка Республики Казахстан, № 2021/3). Национальный Банк Республики Казахстан.
19. Тұрабай, Б., Үскенбаев, А., Мұратов, Ж., Алмагамбетова, М., & Оспанов, Н. (2023). Влияние государственных расходов на текущий счет платежного баланса Казахстана через канал импорта товаров (Рабочие материалы Национального Банка Республики Казахстан, № 2023/5). Национальный Банк Республики Казахстан.
20. Robert F. Engle, C. W. J. Granger, «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. (Mar., 1987), 251-276

Приложение

Рисунок 1



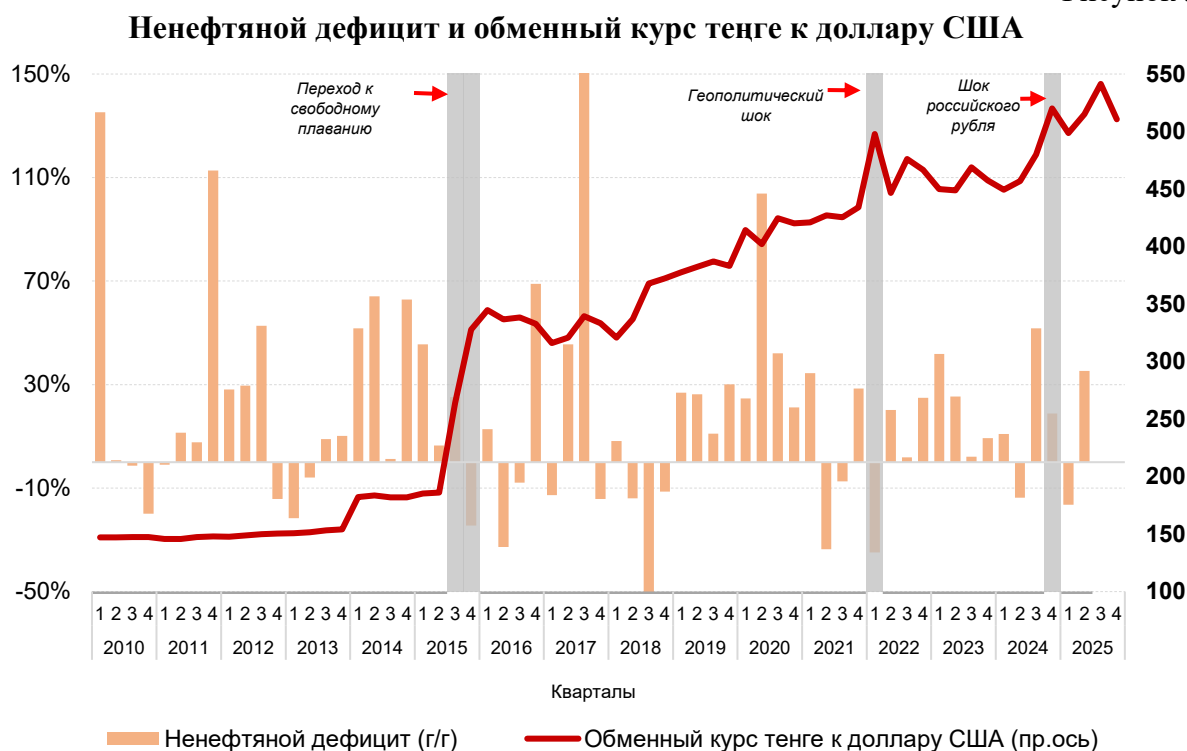
Источник: НБ РК, МФ РК, расчеты авторов

Рисунок 2



Источник: НБ РК, МФ РК, расчеты авторов

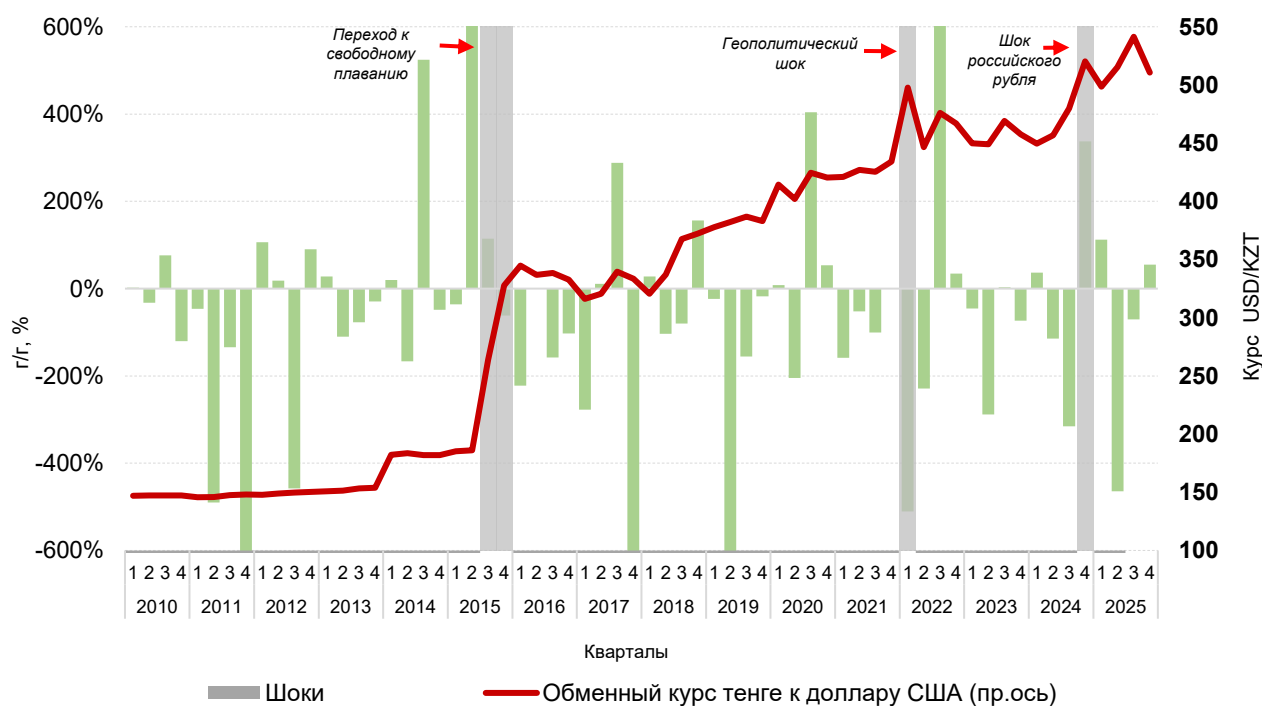
Рисунок 3



Источник: НБРК, МФ РК, расчеты авторов

Рисунок 4

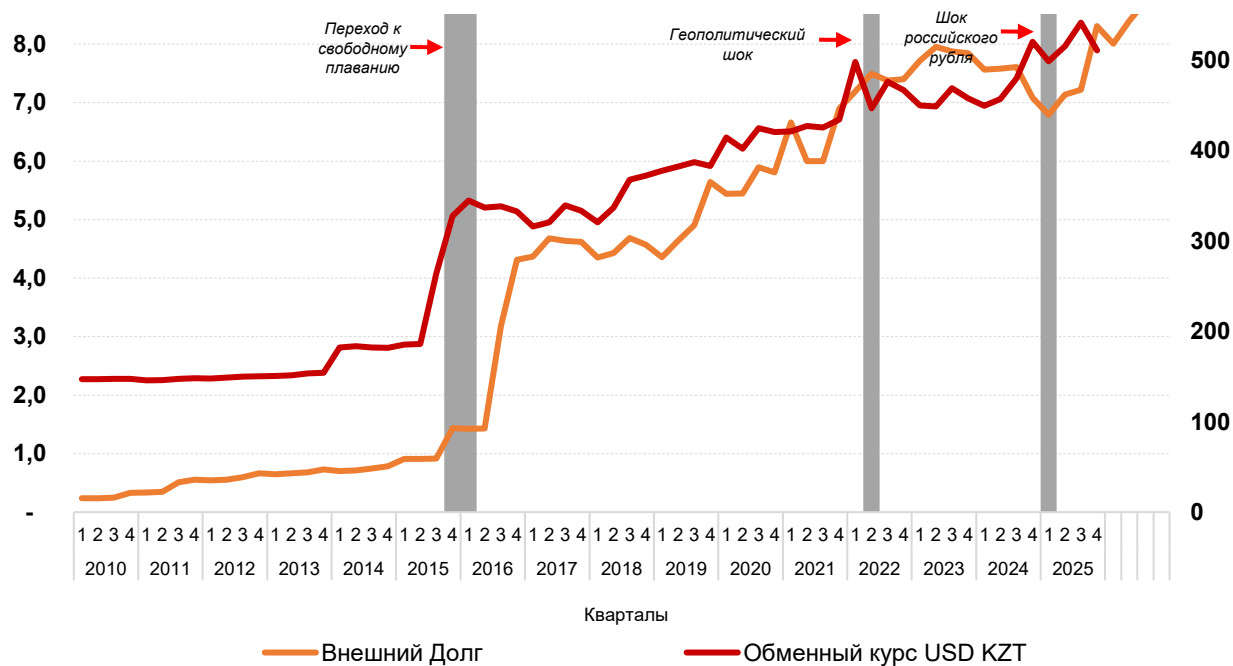
Первичное сальдо государственного бюджета и обменный курс тенге к доллару США



Источник: НБ РК, МФ РК, расчеты авторов

Рисунок 5

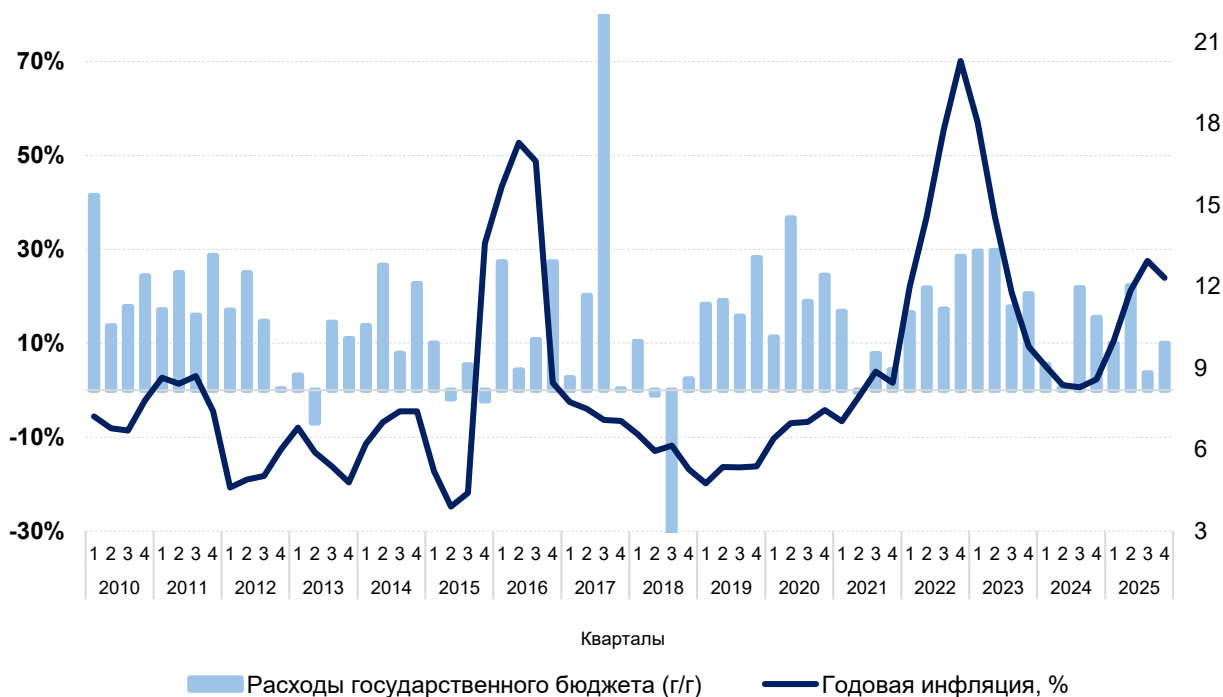
Динамика внешнего долга и обменного курса тенге к доллару США



Источник: НБ РК, МФ РК, расчеты авторов

Рисунок 6

Доходы государственного бюджета (без трансфертов) и годовая инфляция



Источник: НБ РК, МФ РК, расчеты авторов

Расходы государственного бюджета и годовая инфляция



Ненефтяной дефицит и годовая инфляция

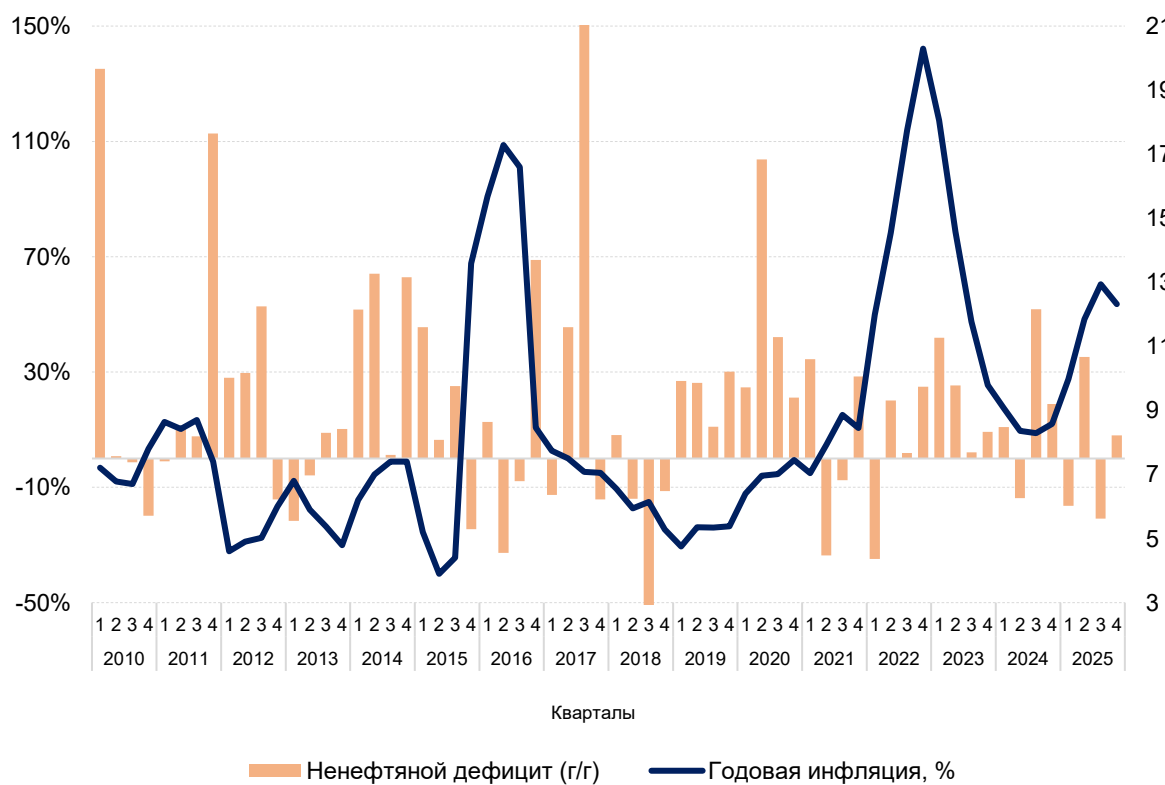


Рисунок 9



Структурные последствия процикличной фискальной политики: инфляционное финансирование государственного долга

Мухтарұлы А., Департамент прикладных исследований ТОО «Центр исследований прикладной экономики (Applied Economics Research Centre)», a.mukhtaruly@aerc.org.kz

Айгазин Ж., ТОО «Центр исследований прикладной экономики (Applied Economics Research Centre)», aigazin@aerc.org.kz

В статье исследуются механизмы «самофинансирования» государственного долга в Казахстане – погашение первичного фискального импульса за счет эндогенного роста налоговой базы и инфляционного канала. На основе новокейнсианской DSGE-модели, параметризованной под экономику Казахстана, проведена количественная оценка вклада каждого из каналов. Результаты моделирования демонстрируют преобладающую роль канала налогооблагаемой базы. Вклад инфляционного канала определяется наклоном кривой Филлипса. При отсутствии дискреционной фискальной корректировки доля самофинансирования асимптотически стремится к 100%. Работа подчеркивает необходимость совершенствования контрциклического дизайна бюджетных правил для предотвращения накопления устойчивых бюджетных дисбалансов в условиях действующих ограничений на использование нефтяной ренты.

Ключевые слова: государственный долг, «самофинансирование», инфляция, налоговая база, фискальный импульс.

JEL-классификация: E31, E62, H63.

1. Введение

Исторически объем государственного долга в Казахстане сохраняется на относительно низком уровне. Так, к концу 2025 года отношение государственного долга (включая гарантированный государством долг и долг по поручительствам Правительства) к ВВП составило 24,3%. Такой низкий показатель обеспечивался, помимо прочего, за счет использования нефтяной ренты в виде трансфертов из Национального фонда Республики Казахстан (НФРК) в республиканский бюджет, что сдерживало размер бюджетного дефицита. При этом, как будет показано в разделе 2, для Казахстана была характерна процикличная фискальная политика, преобладавшая в периоды положительного разрыва выпуска.

Фискальная реформа с 2026 года формирует новые условия для государственных финансов и сохранения макроэкономической стабильности в среднесрочном периоде. Реформа, с одной стороны, ужесточила правила выделения трансфертов из НФРК (см. раздел 2), а с другой, она не гарантирует автоматического перехода к контрциклическому режиму, оставляя актуальной проблему процикличности бюджетных расходов. Подобные условия создают предпосылки для формирования устойчивых бюджетных дисбалансов, что в перспективе способно отразиться на росте государственного долга.

В сложившихся условиях актуальность приобретает вопрос источников финансирования растущего государственного долга. Поскольку новый Бюджетный кодекс ограничивает использование нефтяной ренты, а вступивший в силу Налоговый кодекс уже реализовал повышение налоговой нагрузки, остаются лишь два механизма покрытия долга при отсутствии секвестирования: увеличение налоговых поступлений за счет расширения экономики и ускорение инфляции. Поскольку оба канала функционируют за счет эндогенной макроэкономической динамики и не требуют прямой дискреционной корректировки со стороны фискальных властей, в рамках данной работы они определяются как механизмы «самофинансирования» государственного долга.

Для количественной оценки доли «самофинансирования» долга в данной работе предлагается построение DSGE-модели. В качестве методологической основы выступает работа Angeletos, Lian and Wolf (2024), а калибровка параметров была проведена с учетом специфики экономики Казахстана. Одним из наиболее значимых и трудноидентифицируемых параметров, влияющих на оценку доли «самофинансирования» за счет инфляции, является к-наклон кривой Филлипса. Строгая эконометрическая оценка параметра к выведена за рамки данного исследования и требует отдельного изучения.

Результаты показывают, что при более крутой кривой Филлипса основным источником «самофинансирования» выступает расширение налоговой базы. Тем не менее инфляционный канал также вносит значимый положительный вклад, который возрастает по мере увеличения лага фискальной корректировки. Так, если фискальная корректировка откладывается на 4 квартала после шока государственных расходов, общая доля «самофинансирования» составляет 29,0%, из которых 7,1 процентного пункта (п. п.) обеспечивается за счет инфляции. Через 12 кварталов соответствующие значения увеличиваются до 45,2% и 13,2 п. п., а через 16 кварталов – до 54,8% и 16,8 п. п. При дальнейшем откладывании фискальной корректировки совокупная доля «самофинансирования» асимптотически стремится к 100%, а доля инфляции – к 33,75%.

Построение модели с более пологой кривой Филлипса приводит к снижению инфляционного вклада, оставляя неизменным вклад расширения налоговой базы. При лаге корректировки в 16 кварталов инфляционное финансирование покрывает лишь 4,7% шока. Асимптотически общая доля «самофинансирования» также приближается к 100%, а доля инфляции снижается до 11,74%.

Полученные результаты указывают на возможную траекторию развития бюджетной устойчивости в Казахстане. Действующее бюджетное правило вместе с сохранением проциклической фискальной политики формируют условия для роста государственного долга. Возросший государственный долг, с одной стороны, может привести к стимулированию экономики и последующему «самофинансированию» за счет расширения налоговой базы (масштаб этого эффекта зависит от мультипликатора государственных расходов). С другой стороны, фискальный импульс транслируется в неожиданный рост цен, и, таким образом, инфляция выступает инструментом «софинансирования» долга.

Хотя текущий низкий уровень государственного долга не создает одномоментных рисков для бюджетной устойчивости Казахстана, в среднесрочной перспективе приоритетной задачей становится дальнейшее движение к контрциклическости бюджетного правила. В противном случае динамика государственного долга приобретает ускоренный характер, частично опирающийся на проинфляционный способ «самофинансирования».

Раздел 2 содержит ретроспективный анализ фискальной политики Казахстана с 2011 года, обзор литературы представлен в разделе 3. В разделе 4 описываются DSGE-модель и ее калибровка, в разделе 5 приводятся результаты оценки вкладов каналов «самофинансирования» долга, в разделе 6 – заключение.

2. Институциональная среда и фискальная политика Казахстана

В ресурсной экономике бюджетные правила выступают важным элементом обеспечения макроэкономической стабильности. С одной стороны, они формируют порядок управления ресурсной рентой, определяя пропорции ее распределения между текущим потреблением и аккумулярованием для будущих поколений. С другой стороны, бюджетные правила задают циклический характер фискальной политики и, при надлежащем институциональном дизайне, служат барьером для чрезмерного расширения государственных расходов в периоды благоприятной экономической конъюнктуры.

В Казахстане бюджетные правила традиционно утверждались указами Президента в рамках различных концепций. Лишь в 2025 году эти нормы были формализованы через

закрепление в Бюджетном кодексе, что существенно усилило обязательность их соблюдения.

При этом бюджетные правила в Казахстане были подвержены частому изменению. С 2001 года было принято пять различных правил, принципиально отличавшихся друг от друга (рисунок 1).

Рисунок 1



Источник: схема авторов

Бюджетное правило № 1. Первое бюджетное правило в Казахстане было принято Указом Президента Республики Казахстан от 29 января 2001 года «О внесении изменений и дополнений в некоторые законодательные акты по вопросам функционирования Национального фонда Республики Казахстан». Оно основывалось на механизме цены отсечения, исходя из которой утверждались планируемые объемы налоговых поступлений в бюджет от организаций нефтяного сектора. При превышении фактических поступлений над утвержденными значениями разница направлялась в НФРК, а при недоисполнении – средства выделялись из НФРК в республиканский бюджет.

Главной особенностью было то, что все доходы первоначально аккумулировались в республиканском бюджете, а трансферт в НФРК осуществлялся по остаточному принципу после выполнения плановых показателей.

Бюджетное правило № 2. В 2005 году Указом Президента Республики Казахстан была принята Концепция формирования и использования средств НФРК на среднесрочную перспективу. В рамках данного бюджетного правила был изменен порядок зачисления средств: нефтяные доходы стали поступать напрямую в НФРК, а бюджет получал гарантированный трансферт, который мог быть использован исключительно для финансирования бюджетных программ развития.

Гарантированный трансферт определялся как постоянная сумма плюс часть активов Национального фонда за предыдущий период. Объем данного трансферта зависел от постоянной величины, обеспечивавшей гарантированный минимальный уровень трансферта в республиканский бюджет и определявшийся исходя из среднего объема затрат на бюджетные программы развития за определенный период, а также от коэффициента b , соответствующего среднему уровню инвестиционного дохода за определенный период. При этом величина гарантированного трансферта не должна была превышать одной трети активов НФРК. Также был введен лимит на государственные заимствования в размере 1% от среднего значения ВВП за пять лет.

Бюджетное правило № 3. Очередное бюджетное правило было принято Указом Президента Республики Казахстан от 2 апреля 2010 года. На этот раз сумма гарантированного трансферта была жестко фиксирована на уровне 8 млрд долл. США, что сделало бюджет чувствительным к волатильности обменного курса. Одновременно были введены запреты на использование активов НФРК для кредитования, выделение целевых

трансфертов, приобретение казахстанских ценных бумаг и в качестве обеспечения исполнения обязательств, а неснижаемый остаток средств фонда был зафиксирован на уровне 30% к ВВП.

Бюджетное правило № 4. 8 декабря 2016 года Указом Президента была принята Концепция формирования и использования средств Национального фонда Республики Казахстан. Произошел переход к определению величины трансферта законом о республиканском бюджете с возможностью корректировки. Таким образом, объем трансферта стал задаваться дискреционно. Расширились направления использования средств: по поручению Президента стало возможным выделение целевых трансфертов на антикризисные и социально значимые проекты национального масштаба, чаще всего некупаемые. Однако при этом сохранены запреты на приобретение казахстанских ценных бумаг, кредитование, фондирование банков второго уровня и использование активов в качестве обеспечения исполнения обязательств.

Бюджетное правило № 5. Действующее бюджетное правило сначала было сформулировано в Концепции управления государственными финансами Республики Казахстан до 2030 года от 10 сентября 2022 года, а впоследствии было закреплено в Бюджетном кодексе Республики Казахстан от 15 марта 2025 года. Правило вернулось к механизму цены отсечения, установив, что объем гарантированного трансферта не может превышать прогнозные поступления в НФРК от нефтяного сектора, рассчитанные при цене отсечения.

При этом был учтен опыт применения бюджетного правила 2001–2005 гг., который не принимал во внимание объем добычи нефти. В новом правиле данное упущение было устранено и предусмотрено пропорциональное снижение цены отсечения при превышении порога добычи нефти в 90,5 млн тонн в год.

Кроме того, правило ограничило темп роста расходов республиканского бюджета на уровне долгосрочного экономического роста (среднего роста реального ВВП за предыдущие 10 лет), увеличенного на цель по инфляции. Правило содержит условия, при которых возможны отклонения от бюджетного правила: 1) в кризисных ситуациях, повлекших отсутствие экономического роста и снижение доходов бюджета, рост обязательств государства и расходов бюджета, не покрываемых доходами бюджета; 2) в условиях чрезвычайного или военного положения в Республике Казахстан.

НФРК ограничен в кредитовании физических и юридических лиц, в приобретении внутренних финансовых инструментов казахстанских эмитентов и в финансировании текущих расходов республиканского бюджета в виде целевых трансфертов. Однако сделано исключение для долговых бумаг Фонда национального благосостояния и национального управляющего холдинга, эмитируемых для реализации проектов общегосударственного значения. Такие проекты подлежат рассмотрению Советом по управлению НФРК.

Таким образом, действующее бюджетное правило Казахстана за счет своего закрепления в Бюджетном кодексе претерпело институциональное развитие, укрепившись в юридической силе. В то же время заложенный в фундамент правила механизм цены отсечения знаменует возврат к логике бюджетного правила № 1, которое в свое время было замещено дискреционным порядком распределения нефтяной ренты между потреблением и сбережением. Тот факт, что дизайн правила, совершив полный цикл, вернулся к первоначальной версии, порождает риски повторения траектории развития: в условиях жестких ограничений может возникнуть соблазн отказа от автоматических механизмов в пользу более дискреционных инструментов определения трансфертов.

Действующее бюджетное правило как элемент институциональной среды ресурсной экономики несет в себе двойственное изменение. С одной стороны, оно вводит существенно более жесткое ограничение на гарантированный трансферт из НФРК. Это ограничение отчетливо прослеживается количественно: если в 2024 и 2025 годах суммы трансфертов

составляли 5,60 и 5,25 трлн тенге соответственно, то в 2026 году их объем сократился до 2,77 трлн тенге.

С другой стороны, новое бюджетное правило не гарантирует контрцикличности фискальной политики, поскольку лимит расходов привязан к историческим средним темпам роста, а не к текущей фазе экономического цикла. При этом ретроспективный анализ демонстрирует, что в Казахстане традиционно преобладала процикличная фискальная политика. Склонность к процикличности политики вместе с исторически сложившейся практикой частого изменения бюджетного правила с точки зрения институциональной инерции лишь усиливает риски сохранения процикличности фискальной политики.

В итоге сочетание жестких ограничений на использование нефтяной ренты с процикличным характером фискальной политики создает предпосылки для формирования устойчивых бюджетных дисбалансов. Если ранее эти дисбалансы покрывались за счет трансфертов из НФРК, то при нынешних ограничениях на использование нефтяной ренты дисбалансы будут транслироваться в рост государственного долга.

Очевидно, что для соблюдения межвременного бюджетного ограничения растущий долг может быть профинансирован за счет повышения налоговой нагрузки, секвестирования расходов, большего распределения нефтяной ренты в пользу текущего потребления, роста налоговой базы за счет ускоренного экономического роста и неожиданного повышения инфляции, снижающего реальную стоимость обязательств. Первые два способа финансирования в условиях Казахстана представляются маловероятными ввиду начавшейся с 2025 года фискальной консолидации. Действующее бюджетное правило, как было показано ранее, ограничивает использование нефтяной ренты, что исключает третий способ. Следовательно, остаются лишь два последних способа обслуживания возросшего долга. Поскольку оба канала функционируют за счет эндогенной макроэкономической динамики и не требуют прямой дискреционной корректировки со стороны фискальных властей, в рамках данной работы они определяются как механизмы «самофинансирования» государственного долга.

Данные обстоятельства предопределяют актуальность количественной оценки доли «самофинансирования» в условиях отсутствия дискреционной фискальной корректировки. Однако прежде чем переходить к анализу этих процессов, авторы представляют ретроспективный анализ того, как фискальная политика Казахстана соотносилась с фазами экономического цикла. Это позволит эмпирически подкрепить изложенный выше тезис о преобладании процикличной фискальной политики.

Ретроспективный анализ фискальной политики Казахстана. Для ответа на вопрос, является ли фискальная политика в Казахстане контрцикличной или процикличной, необходимо сопоставить динамику фискального импульса с фазами экономического цикла. Такой подход позволяет определить, реализует ли правительство стимулирующую или сдерживающую политику в периоды ускоренного или замедленного экономического роста. В представленном ниже анализе оценивается период 2011–2025 годов.

Фазы экономического цикла определяются через разрыв выпуска: отклонение фактического ВВП от его потенциального значения. Положительный разрыв выпуска указывает на перегрев экономики, в то время как отрицательный свидетельствует о неполной загрузке мощностей.

Потенциальный ВВП оценивался с помощью двустороннего фильтра Ходрика-Прескотта (НР-фильтр), представляющего собой одномерный метод сглаживания временных рядов. Расчеты по Казахстану выполнены на основе годовых данных ВВП, выраженных в постоянных ценах 2005 года. Поскольку фильтр применяется к годовым данным, значение параметра сглаживания λ принято равным 100. Для минимизации классической проблемы нестабильности оценок НР-фильтра на концах выборки в расчет

включены прогнозные значения ВВП на 2026–2029 годы. Источником прогнозов послужил консенсус-прогноз Focus Economics (апрель 2026 г.), согласно которому рост экономики Казахстана составит 4,7% в 2026 году, 4,2% в 2027 году, 4,0% в 2028 году и 3,7% в 2029 году. Разрыв выпуска (OG_t) определяется по следующей формуле:

$$OG_t = \frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t^p}, \quad (1)$$

где:

Y_t^p – потенциальный ВВП в год t ;

Y_t – фактический ВВП в год t .

Фискальный импульс служит индикатором характера проводимой бюджетной политики. Положительный импульс (рост дефицита или снижение профицита) свидетельствует о стимулирующей политике. Отрицательный импульс (сокращение дефицита или рост профицита) указывает на сдерживающую политику.

Для корректной оценки фискального импульса важно изолировать дискреционные решения правительства от влияния экономической конъюнктуры, автоматических стабилизаторов и колебаний мировых цен на энергоносители. С этой целью расчет фискального импульса в Казахстане производился на основе динамики структурного циклически скорректированного первичного баланса государственного бюджета. Данный показатель учитывает три ключевые корректировки

Циклическая корректировка доходов и затрат. Отдельные статьи бюджета автоматически реагируют на экономическую конъюнктуру, поэтому проводилась их циклическая корректировка по следующей формуле:

$$X_t^{CA} = X_t \left(\frac{Y_t^p}{Y_t} \right)^{\varepsilon_{G,Y}}, \quad (2)$$

где:

X_t^{CA} – циклически-скорректированная статья доходов/затрат государственного бюджета в год t ,

X_t – статья доходов/затрат государственного бюджета в год t ,

$\varepsilon_{X,Y}$ – эластичность доходов/затрат к разрыву ВВП.

Со стороны доходов была проведена циклическая корректировка налоговых поступлений за исключением вывозных таможенных пошлин на сырую нефть и поступлений за использование природных и других ресурсов. Со стороны затрат – расходов на социальную помощь и социальное обеспечение. Эластичность налоговых поступлений к разрыву выпуска принята равной 1, а эластичность затрат на социальную помощь и социальное обеспечение принята равной (-)0,1.

Выделение первичного баланса. При расчете бюджетного баланса учитывались лишь первичные затраты, которые определяются как затраты без учета расходов на обслуживание государственного долга. Это позволяет оценить текущие фискальные усилия властей, не обремененные решениями по заимствованиям, принятыми в прошлые периоды.

Корректировка нефтяных доходов. В рамках данной работы нефтяные доходы определяются как сумма вывозных таможенных пошлин на сырую нефть и трансфертов из НФРК в республиканский бюджет, на долю которых в 2025 году, по предварительным данным, приходилось 23% всех доходов государственного бюджета.

Динамика вывозных таможенных пошлин на сырую нефть зависит от конъюнктуры на мировых сырьевых рынках. Так, при росте цен на нефть увеличиваются и доходы бюджета от этих пошлин. Следовательно, данный фактор необходимо изолировать при расчете фискального импульса, чтобы исключить влияние внешней ценовой волатильности на оценку дискреционных мер правительства.

В отличие от пошлин, объем трансфертов определялся дискреционными решениями правительства. Однако эта дискреционность имеет обратную логику, нарушающую традиционную взаимосвязь между бюджетным балансом и направленностью фискальной политики. Например, если при прочих равных условиях правительство увеличит государственные расходы и объем трансфертов на одинаковую величину, бюджетный баланс формально не изменится. Тем не менее фактически произойдет рост совокупного спроса со стороны государства при неизменной налоговой нагрузке, что соответствует стимулирующей политике.

В случае, когда увеличиваются только трансферты, что должно интерпретироваться как стимулирующая мера, фактически наблюдается не рост дефицита, а его сокращение. Подобная инверсия делает стандартный бюджетный баланс нерепрезентативным индикатором фискального импульса. Для корректной оценки последнего вместо нефтяных доходов использовался показатель структурных нефтяных доходов, определяемый по следующей формуле:

$$SOR_q = s_q * Exp_q^{est}; \quad (3)$$

$$Exp_q^{est} = barr_q * p^{cutoff} * USD/KZT_q; \quad (4)$$

$$s_q = \frac{OR_q}{barr_q * p_{q-1} * USD/KZT_q}, \quad (5)$$

где:

q – квартал;

SOR_q – структурные нефтяные доходы (млн тенге);

Exp_q^{est} – доходы экспортеров сырой нефти при цене отсечения (млн тенге);

s_q – доля Казахстана в нефтяных доходах от экспорта;

$barr_q$ – объем экспорта сырой нефти и нефтепродуктов сырых, полученных из битуминозных пород (млн баррелей);

p^{cutoff} – цена отсечения (долл. США/баррель);

USD/KZT_q – среднеквартальный обменный курс USD/KZT;

OR_q – сумма прямых налогов от организаций нефтяного сектора и вывозных таможенных пошлин на сырую нефть (млн тенге);

p_{q-1} – среднеквартальная цена на нефть марки Brent (долл. США/баррель).

Данная система уравнений описывает структурные нефтяные доходы как долю бюджета в доходах от экспорта нефти, которая сформировалась бы при реализации сырья по цене отсечения. Указанная доля рассчитывается как отношение фактических нефтяных доходов к расчетной выручке экспортеров нефти. При определении доходов экспортеров учитывалась цена на нефть предыдущего квартала, так как статистические данные экспорта нефти отражаются в отчетности с лагом до 90 дней.

Цена отсечения устанавливалась в соответствии с правилом, утвержденным приказом Заместителя Премьер-Министра – Министра национальной экономики Республики Казахстан от 12 мая 2025 года. Таким образом, до 2024 года включительно цена отсечения была принята равной 45,94, а в 2025 году – 41,82 долл. США за баррель, поскольку объем добычи нефти и газового конденсата достиг 99,4 млн тонн.

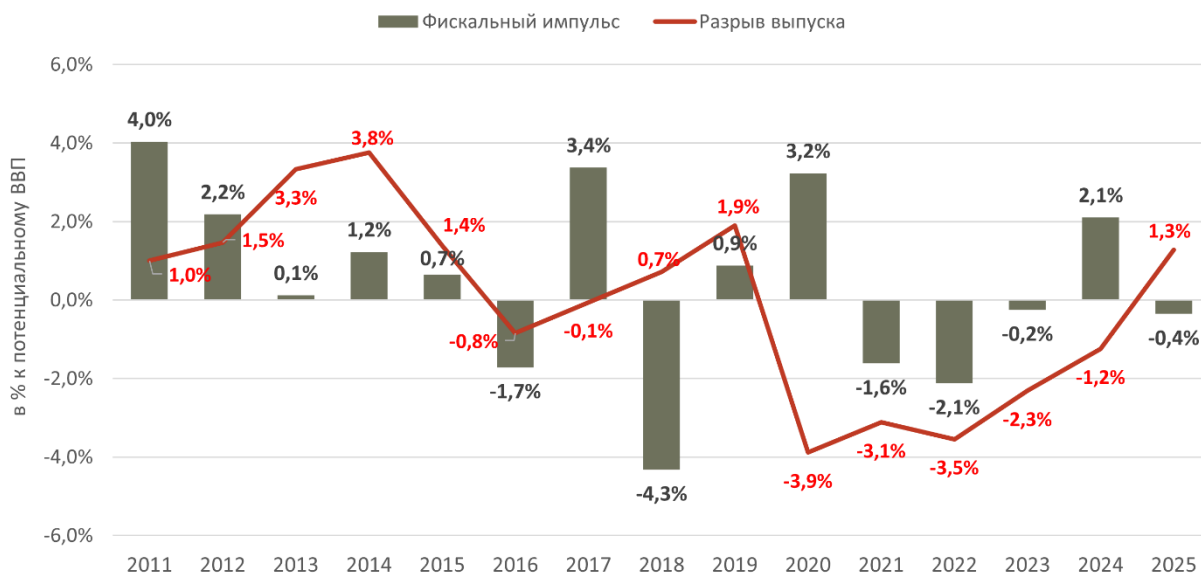
Итоговый показатель фискального импульса (FI_t) определялся как изменение структурного первичного баланса (Sb_t) по отношению к потенциальному ВВП, взятое с обратным знаком: $FI_t = -Sb_t + Sb_{t-1}$.

Результаты и интерпретация. Сравнение фискального импульса и разрыва выпуска позволяет оценить характер фискальной политики: противоположные знаки показателей свидетельствуют о контрциклическости, совпадающие – о проциклическости. Результаты расчетов представлены на рисунке 2. Анализ показал, что в Казахстане

преобладала проциклическая фискальная политика: за период с 2011 года она наблюдалась в 10 из 15 рассматриваемых лет. Кроме того, представленные расчеты указывают на то, что проциклическость наиболее характерна для периодов перегрева, когда фактический ВВП превышает потенциальный. В частности, из 8 лет с положительным разрывом выпуска в 6 случаях проводилась стимулирующая политика. Таким образом, фискальные власти усиливали циклические колебания тогда, когда экономика и так росла выше своего потенциального уровня. Следует отметить, что в последние два года наблюдений фискальная политика Казахстана начала демонстрировать контрциклическость. Ожидается, что этот тренд сохранится и в 2026 году: прогнозируется сочетание положительного разрыва выпуска с отрицательным фискальным импульсом. Несмотря на позитивную динамику, существуют два критических аспекта, ставящих под сомнение устойчивость данного тренда. Во-первых, приведенные выше расчеты производились исключительно на данных государственного бюджета (совокупность республиканского и местного бюджетов). Вне рамок анализа остаются квазифискальные операции, данные о которых крайне ограничены. Это создает серьезное методологическое ограничение, поскольку снижение дефицита государственного бюджета может быть нивелировано ростом квазифискальных расходов. Так, в 2026 году планируемый объем расходов Национального инвестиционного холдинга «Байтерек» составляет 8 трлн тенге, что может существенно скорректировать итоговый фискальный стимул в сторону проциклическости. Во-вторых, лимит расходов не зависит от текущей фазы экономического цикла, а исторический опыт Казахстана свидетельствует о частом изменении бюджетных правил, что с точки зрения институциональной инерции создает риски их очередного пересмотра.

Рисунок 2

Сравнение фискального импульса с разрывом выпуска в Казахстане



Источник: расчеты авторов

Таким образом, институциональная среда Казахстана характеризуется сочетанием жестких формальных ограничений на использование нефтяных ресурсов и фактической склонности к проциклическому расширению государственных расходов. В условиях, когда новые бюджетные правила ограничивают возможность покрытия возникающих дисбалансов за счет НФРК, возможным следствием становится накопление долга. В этой связи ключевое значение приобретает вопрос о том, в какой степени этот растущий долг способен финансироваться не за счет дискреционной фискальной корректировки, а через

эндогенные механизмы экономики. Переход к анализу этих процессов предполагает оценку доли «самофинансирования» государственного долга, которой посвящены последующие разделы статьи.

3. Обзор литературы

В общем виде механизмы финансирования государственного долга могут быть описаны через межвременное бюджетное ограничение государства, представленное следующим уравнением:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{\beta^i}, \quad (6)$$

где:

B_{t-1} – номинальный уровень государственного долга на конец периода $t-1$;

P_t – уровень цен;

$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{\beta^i}$ – ожидаемая сумма дисконтированного профицита бюджета.

Данное уравнение описывает условие бюджетной устойчивости, при котором текущая реальная стоимость государственного долга должна быть эквивалентна ожидаемой чистой приведенной стоимости профицитов бюджета. В случае возникновения шока государственных расходов без немедленной фискальной корректировки (т. е. без сопоставимого роста налоговой нагрузки) правая часть тождества сокращается. Для сохранения равенства должен наблюдаться либо рост ожидаемых доходов бюджета, либо сопоставимое снижение левой части уравнения, либо их сочетание.

Механизмы «самофинансирования» фискального импульса в полной мере соответствуют логике данного тождества. Ускорение экономического роста в результате фискального импульса и, как следствие, расширение налоговой базы увеличивают правую часть уравнения, в то время как повышение инфляции снижает реальную стоимость государственного долга, уменьшая левую часть.

Исследование влияния фискального импульса на экономическую активность и инфляцию является одной из центральных тем макроэкономической литературы. Кейнсианский подход рассматривает государственные расходы как инструмент стимулирования совокупного спроса, который в условиях неполной загрузки факторов производства, жесткости цен и отсутствия эффекта вытеснения приводит к росту выпуска и занятости.

Новое кейнсианство дополняет этот анализ микроэкономическими основаниями, инструментарием межвременного потребления домохозяйств и рациональными ожиданиями агентов, подтверждая наличие положительного влияния государственных расходов на совокупный выпуск. Работа Galí et al. (2007) показала, что при наличии ограниченных в ликвидности домохозяйств, не имеющих доступа к финансовым рынкам, государственные расходы могут повышать частное потребление, усиливая мультипликативный эффект. Исследования Christiano et al. (2011) и Woodford (2011) демонстрируют, что величина фискального мультипликатора может существенно превышать единицу в условиях пребывания экономики в режиме нулевых процентных ставок. Чем большая доля расходов осуществляется в период, когда процентные ставки не реагируют на инфляцию, тем выше значение мультипликатора. Эмпирическое подтверждение стимулирующего эффекта расходов через идентификацию экзогенных фискальных шоков было представлено в работе Blanchard and Perotti (2002), где авторы предложили стандартные методы оценки фискальных мультипликаторов.

Влияние фискального импульса на инфляцию в новой кейнсианской модели трактуется через канал совокупного спроса. Рост государственных расходов увеличивает

разрыв выпуска, что при номинальной жесткости цен приводит к росту предельных издержек фирм и ускорению инфляции в соответствии с кривой Филлипса.

Неоклассическая литература и модели реального делового цикла указывают на эффекты вытеснения. Увеличение государственных расходов из-за ожиданий будущего роста налоговой нагрузки снижает текущее потребление домохозяйств, но в то же время увеличивает предложение труда. В результате выпуск растет со стороны предложения, а инфляционное давление в этих моделях ограничено. Важным дополнением служат работы о нелинейности фискальных эффектов. В частности, Auerbach and Gorodnichenko (2012) показали, что в рецессии фискальный мультипликатор значительно выше, чем в периоды перегрева экономики.

Несмотря на обширность литературы, большинство работ рассматривает влияние государственных финансов на инфляцию преимущественно через канал совокупного спроса. Однако такой подход в меньшей степени учитывает влияние бюджетной политики на динамику государственного долга и устойчивость межвременного бюджетного ограничения.

Особый интерес представляет фискальная теория уровня цен (Fiscal Theory of Price Level), согласно которой фискальная политика определяет динамику инфляции не через спрос, а через условие равенства реальной стоимости долга и приведенной стоимости будущих профицитов. В рамках этой теории бюджетная политика выступает самостоятельным фактором цен, особенно в условиях режима фискального доминирования. Фундамент фискальной теории цен был заложен в статье Sargent and Wallles (1981), которая сформулировала идею о том, что монетарные власти лишаются контроля над динамикой инфляции в долгосрочной перспективе при доминирующей фискальной политике. Дополнительная предпосылка о наличии рациональных ожиданий экономических агентов приводит к более строгим выводам о потере контроля над инфляцией уже в краткосрочном периоде. Дальнейшее развитие фискальная теория уровня цен получила в работах Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1995, 2001) и Cochrane (1998, 2001, 2023). Основную идею этой теории также можно описать уравнением межвременного бюджетного ограничения. Причем ожидания агентов относительно будущей траектории финансов критичны: ухудшение ожиданий в отношении профицитов требует компенсационного роста цен для сохранения бюджетного тождества.

В рамках фискальной теории уровня цен принято выделять два канала трансмиссии. Первый, предложенный в работе Sargent and Wallles (1981), подразумевает, что при несбалансированной фискальной политике центральный банк вынужден монетизировать государственный долг для предотвращения дефолта, что приводит к росту денежной массы и инфляции. В основе данного подхода заложена монетаристская идея о связи между денежной массой и уровнем цен. При рациональных ожиданиях прогнозируемая в будущем монетизация долга трансформируется в рост цен уже в краткосрочном периоде.

Второй канал, предложенный Woodford (1995), объясняет рост цен через эффект богатства, возникающий у домохозяйств в результате увеличения государственного долга. При росте бюджетного дефицита, не сопровождаемого ростом бюджетных поступлений, экономические агенты с рациональными ожиданиями интерпретируют подобные изменения как увеличение своего текущего благосостояния, воспринимая облигации как чистое богатство. Это связано с тем, что при неизменном уровне ожидаемого располагаемого дохода они потребляют больший объем частных и общественных благ. В результате рост воспринимаемого благосостояния стимулирует текущее потребление, что при неизменном предложении оказывает проинфляционное давление. Рост цен продолжается до тех пор, пока он не восстановит равновесие за счет снижения реальной стоимости активов домохозяйств.

Таким образом, при снижении бюджетной устойчивости рост цен становится механизмом восстановления равновесия. Невыполнение межвременного бюджетного ограничения в предельном случае эквивалентно дефолту, и для его предотвращения существует несколько вариантов восстановления бюджетной устойчивости: ускоренный экономический рост, бюджетная консолидация или инфляция. Последний механизм описывается фискальной теорией цен. Релевантность данного теоретического аппарата подтверждается анализом инфляционных процессов периода пандемии COVID-19 в работах Bianchi and Melosi (2022) и Bianchi et al. (2023), где всплеск инфляции интерпретируется как результат адаптации уровня цен к накопленным фискальным дисбалансам. В институциональном плане фискальная теория цен обосновывает роль транспарентности и соблюдения бюджетных правил. Подобно якорению инфляционных ожиданий в режиме таргетирования, устойчивые правила позволяют стабилизировать ожидания агентов относительно устойчивости государственных финансов. В противном случае негативные ожидания могут спровоцировать самосбывающуюся инфляцию даже при формально устойчивом бюджете.

Резюмируя вышеизложенное, можно констатировать, что современная экономическая мысль выделяет два недискреционных канала, обеспечивающих бюджетную устойчивость при экзогенных шоках расходов. Первый – это канал реального выпуска, реализуемый через фискальный мультипликатор и расширение налоговой базы. Второй – инфляционный канал, обесценивающий в реальном выражении стоимость обязательств. При этом для ресурсной экономики Казахстана количественное измерение роли этих каналов остается открытым исследовательским вопросом. В следующем разделе статьи предлагается DSGE-модель, позволяющая провести симуляцию фискального шока и рассчитать долю «самофинансирования» государственного долга при заданных макроэкономических параметрах.

4. Структура DSGE-модели, параметризация и общее равновесие

В данном разделе представлена новокейнсианская DSGE-модель, используемая для количественной оценки доли «самофинансирования» государственного долга. Методологической основой выступает исследование Angeletos, Lian and Wolf (2024).

Ключевыми предпосылками модели являются номинальная жесткость цен и нарушение рикардианской эквивалентности. Последнее реализуется через сценарий, в котором экзогенный шок государственных расходов не сопровождается немедленным эквивалентным увеличением налоговой нагрузки. Это сочетание позволяет фискальному импульсу оказывать стимулирующее влияние на реальную экономическую активность. Кроме того, важной предпосылкой модели выступает условие превышения реальной процентной ставки над темпами реального роста экономики на долгосрочном горизонте ($r > g$). Обратная ситуация была подробно изучена в работе Blanchard (2019), где автор показал возможность выпуска долга без последующего повышения налогов (*debt rollover*). В условиях, когда процентная ставка ниже темпов экономического роста, государственные заимствования фактически могут не нести фискальных издержек. Настоящее же исследование дает возможность разобрать случай при $r > g$.

Предлагаемая модель исследует динамическую реакцию макроэкономических показателей на разовый экзогенный шок государственных расходов в периоде $t = 0$. Условия равновесия позволяют определить динамику государственного долга, инфляции и реального выпуска в ответ на шок, на основе которых вычисляются доли «самофинансирования» шока.

Angeletos, Lian and Wolf (2024) приводили результаты, моделируя правило фискальной корректировки через коэффициент скорости фискальной корректировки, варьируемый от 0 до 1, и без учета государственных расходов. В данной работе

используется спецификация с лагом фискальной корректировки, измеряемым в кварталах, и интеграцией расходов бюджета.

Домашние хозяйства. Поведение домашних хозяйств формализовано через модель пересекающихся поколений (overlapping-generations, OLG) с постоянной вероятностью выживания $\omega \in (0,1]$, согласно Blanchard (1985). При этом в модели задается условие $\omega < 1$, что обеспечивает более интенсивное дисконтирование будущих доходов и, как следствие, более высокую предельную склонность к потреблению.

Предполагается, что при смерти индивида его место занимает новый экономический агент. При этом отсутствует альтруизм по отношению к будущим поколениям, т. е. экономический агент не учитывает полезность индивида, замещающего его.

В соответствии с методологией Angeletos, Lian and Wolf (2024), принимается допущение о равенстве дивидендных доходов индивидов. Предполагается также, что профсоюзы устанавливают единую продолжительность рабочего времени и выравнивают располагаемую заработную плату, что приводит к одинаковым доходам и налоговым платежам среди агентов.

Экономические агенты максимизируют следующую функцию полезности:

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \omega)^k (u(C_{i,t+k}) - v(L_{i,t+k})) \right], \quad (7)$$

где:

β – коэффициент дисконтирования.

Полезность потребления (C) и труда (L) задаются стандартными функциями:

$$u(C) = \frac{C^{1-1/\sigma}}{1-1/\sigma}$$

$$v(L) = \frac{L^{1+1/\varphi}}{1+1/\varphi}$$

где:

σ – эластичность межвременного замещения;

φ – эластичность предложения труда.

Бюджетное ограничение индивидов задается следующим уравнением:

$$A_{i,t+1} = \frac{I_t}{\omega} (A_{i,t} + P_t(W_t L_{i,t} + Q_{i,t} - C_{i,t} - T_{i,t} + S_{i,t})), \quad (8)$$

где:

$A_{i,t}$ – номинальные сбережения индивида i в начале периода t ;

I_t – номинальная процентная ставка;

P_t – уровень цен;

$W_{i,t}$ – заработная плата индивида i в период t ;

$Q_{i,t}$ – дивиденды индивида i в период t ;

$T_{i,t}$ – налоги на доходы индивида i в период t ;

$S_{i,t}$ – трансферт/взнос в социальный фонд индивида i в период t .

Социальный фонд предназначен для того, чтобы все индивиды независимо от их возраста располагали одинаковым богатством и, следовательно, потреблением в состоянии устойчивого равновесия. Индивиды, живущие более 1 периода, осуществляют взнос в социальный фонд в размере S^{old} . Аккумулированные средства полностью распределяются между новыми агентами, которые получают трансферт в размере S^{new} . Условие сбалансированности бюджета социального фонда: $S^{new}(1 - \omega) = S^{old}\omega$.

В экономике действует пропорциональное налогообложение, следовательно, $T_{i,t}$ определяется ставкой τ_y , а уравненная заработная плата описывается следующим уравнением:

$$(1 - \tau_y)W_t = \frac{l_t^{1/\varphi}}{\int_0^1 C_{i,t}^{-\frac{1}{\sigma}} di}$$

Фирмы. Производственный сектор состоит из континуума монополистически конкурентных фирм, производящих дифференцированные товары. Функция производства имеет вид:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha}, \quad (9)$$

где:

A_t – экзогенная производительность труда;

$N_t(i)$ – количество используемого труда;

$1 - \alpha$ – эластичность выпуска по труду.

Механизм ценообразования базируется на модели Кальво, согласно которой в каждом периоде фирма может пересмотреть цену с фиксированной вероятностью $1 - \theta$. Оптимальное ценообразование, максимизирующее приведенную стоимость ожидаемой прибыли, сводит систему к новокейнсианской кривой Филлипса вида:

$$\pi_t = \kappa u_t + \beta E_t[\pi_{t+1}] - \kappa \frac{\frac{1}{\sigma}}{\frac{1}{\varphi} + \frac{1}{\sigma}} g_t, \quad (10)$$

где:

π_t – отклонение инфляции от устойчивого равновесия, $\log(\frac{\Pi_t}{\Pi_{ss}})$;

κ – коэффициент наклона кривой Филлипса;

$E_t[\pi_{t+1}]$ – ожидаемая в периоде t инфляция периода $t+1$;

u_t – отклонение реального выпуска от устойчивого равновесия, $\log(\frac{Y_t}{Y_{ss}})$;

g_t – отклонение государственных расходов от устойчивого равновесия.

Государство. Государство в модели представлено фискальными и монетарными органами.

Фискальные власти собирают налоги, формируют часть совокупного спроса через государственные расходы и осуществляют эмиссию безрисковых долговых бумаг со сроком обращения $T = 1$.

Бюджетное ограничение фискальных властей в уровнях записывается как:

$$D_{t+1} = R_t(D_t - T_t + G_t) \left(\frac{E_t[\Pi_{t+1}]}{\Pi_{t+1}} \right), \quad (11)$$

где:

D_t – реальная стоимость государственного долга на начало периода t ;

R_t – реальная процентная ставка;

T_t – реальная стоимость налоговых поступлений бюджета за период t ;

G_t – реальная стоимость государственных расходов за период t ;

$E_t[\Pi_{t+1}]$ – ожидаемая в периоде t инфляция в периоде $t+1$;

Π_{t+1} – фактическая инфляция в периоде $t+1$.

Данное уравнение демонстрирует, как неожиданная инфляция обесценивает облигации государства, выступая источником «самофинансирования». После логлинеаризации относительно устойчивого равновесия бюджетное ограничение принимает вид:

$$d_{t+1} = \frac{1}{\beta} [d_t - t_t + g_0] + \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} r_t - \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} (\pi_{t+1} - E_t[\pi_{t+1}]), \quad (12)$$

где:

d_t – отклонение реального госдолга от устойчивого равновесия, $\frac{D_t - D^{ss}}{Y^{ss}}$;

t_t – отклонение налоговых поступлений от устойчивого равновесия, $\frac{T_t - T^{ss}}{Y^{ss}}$;

g_0 – шок государственных расходов;

D^{ss} – уровень реального государственного долга в устойчивом равновесии;

Y^{ss} – уровень реального выпуска в устойчивом равновесии;

r_t – отклонение реальной процентной ставки от устойчивого равновесия, $\log\left(\frac{R_t}{R^{ss}}\right)$.

После шока государственных расходов фискальные власти могут инициировать ответные меры в форме дискреционного повышения налоговой нагрузки. Эта реакция называется фискальной корректировкой и проводится для компенсации возросших расходов. Корректировка может осуществляться сразу либо с определенным временным лагом. С учетом описанной структуры правило фискальной корректировки задается следующим образом:

$$t_t = \begin{cases} \tau_y y_{i,t}, & t \in \{0, \dots, H-1\} \\ d_t, & t \geq H \end{cases}, \quad (13)$$

где:

H – лаг корректировки.

Согласно данному правилу, до периода H налоговые поступления определяются динамикой выпуска при неизменной налоговой ставке: $t_t = \tau_y y_{i,t}$. В период H проводится фискальная корректировка в форме $t_t = d_t$ таким образом, что государственный долг возвращается на уровень устойчивого равновесия.

Монетарные власти устанавливают номинальную процентную ставку согласно следующему правилу:

$$\frac{I_t}{\Pi^{ss}} = R^{ss} E_t\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi^{ss}}\right) \left(\frac{Y_t}{Y^{ss}}\right)^\phi, \quad (14)$$

где:

I_t – номинальная процентная ставка;

ϕ – коэффициент циклической реакции монетарного правила.

После лог-линеаризации уравнение записывается в виде $r_t = \phi y_t$.

В рамках данного исследования монетарная политика предполагается нейтральной ($\phi = 0$), что означает неизменность реальной процентной ставки независимо от разрыва выпуска.

На основе вышеизложенной системы уравнений далее представлены решения для динамики реального выпуска, государственного долга и инфляции.

Решение задачи максимизации полезности домохозяйств (7) при заданном бюджетном ограничении (8) с учетом правила фискальной корректировки (13) и нейтральности монетарной политики ($\phi = 0$) позволяет вывести функцию совокупного спроса:

$$y_t = \chi_{H-t} d_t + g_t, \quad (15)$$

где:

$$\chi_{H-t} = \frac{\frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\beta\omega}}{1 + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\beta\omega}\tau_y} + \frac{\frac{1}{\beta}(1-\tau_y\chi_{H-t})}{1 + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\beta\omega}\tau_y} \chi_{H-t-1}.$$

Из бюджетного ограничения фискальных властей (12), условия нейтральности монетарной политики и правила фискальной корректировки (13) выводится уравнение динамики реального государственного долга:

$$d_{t+1} = \frac{1}{\beta} (d_t - \tau_y y_t + g_t) - \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} (\pi_{t+1} - E(\pi_{t+1})), \quad (16)$$

при $t \in \{0, \dots, H-1\}$.

Начиная с периода H государственный долг возвращается к устойчивому равновесию.

Таким образом, уравнения (10), (15) и (16) позволяют анализировать, как лаг фискальной корректировки отражается на динамике выпуска, инфляции и государственного долга. На их основе выводятся уравнения долей источников «самофинансирования».

Доля «самофинансирования» за счет роста налогооблагаемой базы:

$$v_y = \frac{\tau_y (\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_0(y_k))}{g_0} \quad (17)$$

Доля «самофинансирования» за счет ускорения инфляции:

$$v_p = \frac{1}{g_0} \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} \pi_0 \quad (18)$$

Таблица 1

Калибровка параметров модели

Параметр	Значение
β	0,985
κ	0,4
ω	0,9
τ_y	0,2
$\frac{D^{ss}}{Y^{ss}}$	0,3
ϕ	0,0
σ	1,0

Калибровка выполнена для малой открытой экономики, близкой по параметрам к Казахстану. В частности, $\beta = 0,985$, что соответствует реальной годовой процентной ставке на уровне 6,1%. Реальная ставка предполагается постоянной, т. е. $\phi = 0$. Равновесное отношение госдолга к ВВП равно 0,3, ставка налога на доход – 0,2, а параметр $\omega = 0,9$.

Одним из наиболее значимых и трудноидентифицируемых параметров, влияющих на оценку доли «самофинансирования» за счет инфляции, является κ – наклон кривой Филлипса. В работе сравниваются две конфигурации модели: при $\kappa = 0,1$ и $\kappa = 0,4$. Значения подобраны таким образом, чтобы задать диапазон возможных оценок. Результаты показывают, что при более крутой кривой Филлипса ($\kappa = 0,4$) возрастает доля дефицита, покрываемая инфляцией.

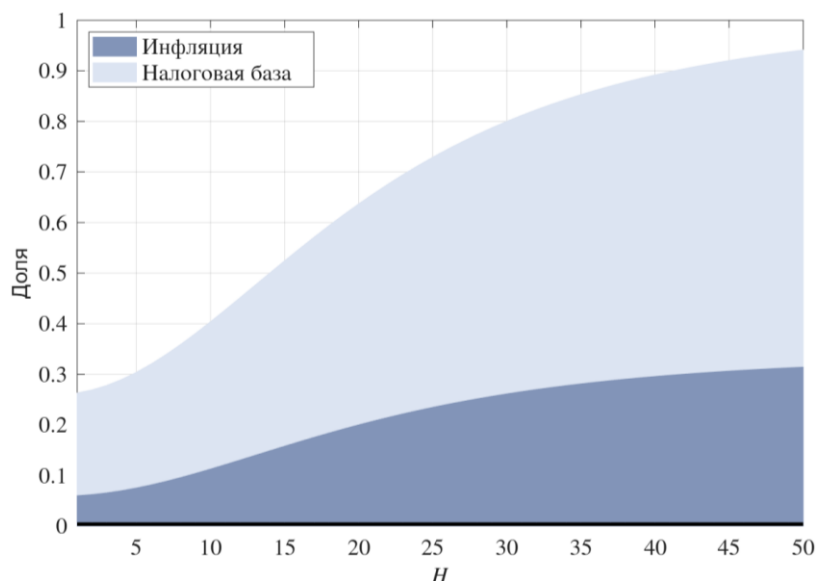
Ряд исследований (например, Baba et al., 2023) показывает, что для развивающихся стран характерен более крутой наклон кривой Филлипса, отражающий высокую чувствительность инфляции к изменениям разрыва выпуска. Кроме того, литература указывает, что наклон кривой Филлипса зависит от фазы делового цикла (Boehn and Pandalai-Nayar, 2022; Forbes et al., 2021). В частности, оценки свидетельствуют о снижении наклона в периоды спада и его росте во время экспансии. Это обстоятельство указывает на то, что эмпирическая оценка наклона кривой Филлипса для Казахстана выходит за рамки настоящей статьи и требует отдельного изучения.

5. Результаты

Представленная в предыдущем разделе DSGE-модель в сочетании с параметрами калибровки позволяет количественно оценить долю «самофинансирования» экзогенного шока государственных расходов, осуществленного в периоде $t = 0$. Ниже представлены результаты расчетов в зависимости от длительности лага фискальной корректировки, начиная с базовой спецификации модели, в которой наклон кривой Филлипса κ принят равным 0,4.

Рисунок 3

Доля «самофинансирования» шока государственных расходов при $\kappa = 0,4$



Источник: расчеты авторов

Согласно результатам оценки, представленным на рисунке 3, при заданной калибровке параметров модели доминирующую роль в «самофинансировании» приобретает канал расширения налогооблагаемой базы. При этом вклад обоих каналов возрастает по мере увеличения лага фискальной корректировки. Так, при отсутствии корректировки в течение 4 кварталов после шока общая доля «самофинансирования» составляет 29,0%, из которых 21,9 п. п. обеспечивается за счет роста налоговой базы и 7,1 п. п. – за счет инфляционного канала. При увеличении лага до 12 кварталов соответствующие значения возрастают до 45,2%, 32,0 п. п. и 13,2 п. п., а через 16 кварталов достигают 54,8%, 38,0 п. п. и 16,8 п. п. При дальнейшем откладывании фискальной корректировки совокупная доля «самофинансирования» асимптотически приближается к 100%, а доля инфляции стремится к 33,75%.

«Самофинансирование» через канал расширения налоговой базы возникает вследствие стимулирующего воздействия фискального импульса. При этом важную роль приобретает вероятность выживания индивида ω . Интуитивно влияние этого параметра объясняется следующим образом: при снижении вероятности выживания предельная склонность к потреблению возрастает. В ответ на рост государственных расходов индивид увеличивает текущее потребление, поскольку ожидаемая в будущем фискальная корректировка с большей вероятностью его не коснется. Следовательно, экономические агенты в такой модели в меньшей степени склонны увеличивать сбережения в текущем периоде для уплаты будущих налогов. Таким образом, чем меньше значение показателя ω , тем выше доля «самофинансирования» за счет роста налоговой базы.

Другим определяющим фактором становится ставка подоходного налога τ_y . Она определяет, какая часть положительного разрыва выпуска будет возвращена в бюджет в виде налоговых поступлений.

Формулы (10) и (18) дают представление о потенциале инфляционного «самофинансирования». Этот потенциал определяется структурными характеристиками экономики, включая отношение госдолга к ВВП в состоянии устойчивого равновесия и наклон кривой Филлипса. Так, чем выше уровень долга относительно ВВП в равновесном состоянии, тем больший объем облигаций обесценивается при одном и том же неожиданном скачке цен. В экономике с низким уровнем долга даже высокая инфляция не способна оказать существенную поддержку в финансировании долга, тогда как при

высоком отношении долга к ВВП инфляционный канал обладает высокой отдачей. В свою очередь, наклон кривой Филлипса определяет, какая часть положительного разрыва выпуска трансформируется в инфляцию.

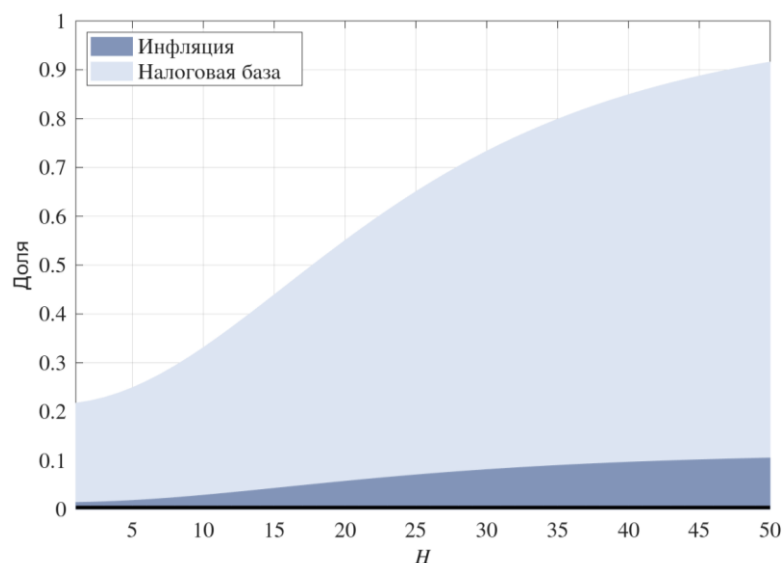
Важно подчеркнуть, что при инфляционном «самофинансировании» значимым становится только скачок инфляции в нулевой период, непосредственно в момент фискального шока. В условиях равновесия инфляция является ожидаемой, и рациональные агенты, покупая государственные облигации, закладывают в номинальную процентную ставку премию, компенсирующую ожидаемое обесценение денег. Таким образом, ожидаемая инфляция не обеспечивает правительству «самофинансирования». Однако при реализации шока государственных расходов начальный скачок инфляции является неожиданным, позволяя разово обесценить накопленные обязательства по ранее зафиксированным ставкам. После реализации шока агенты корректируют свои ожидания, а последующая динамика инфляции становится предсказуемой. Уравнение (18) подтверждает данный тезис, указывая на то, что реальный долг сокращается исключительно на величину неожиданной инфляции.

Роль фискальной корректировки в этой системе проявляется через эффект богатства. Чем продолжительнее лаг корректировки, тем меньший вес для текущих потребителей имеют будущие налоги из-за дисконтирования. В результате увеличение расходов при отложенных налогах воспринимается агентами как больший прирост чистого богатства. Это вызывает более масштабный рост совокупного спроса и, согласно уравнению кривой Филлипса (10), более сильный начальный скачок цен. Таким образом, затягивание фискальной консолидации увеличивает вклад обоих каналов «самофинансирования».

Рассмотрение альтернативной спецификации с более пологой кривой Филлипса ($\kappa = 0,1$) принципиально не меняет полученных выводов (рисунок 4). При увеличении лага общая доля «самофинансирования» увеличивается, а доминирование канала налоговой базы сохраняется. Основное различие заключается в существенном снижении эффективности инфляционного механизма: при лаге корректировки в 16 кварталов инфляционное финансирование покрывает лишь 4,7% шока. В данной спецификации совокупная доля «самофинансирования» также асимптотически стремится к 100%, однако вклад инфляции снижается до 11,74%.

Рисунок 4

Доля «самофинансирования» шока государственных расходов при $\kappa = 0,1$



Источник: расчеты авторов

6. Заключение

В представленном исследовании было продемонстрировано, что фискальный фреймворк Казахстана, несмотря на эволюцию и закрепление бюджетных правил в Бюджетном кодексе, не исключает проциклической бюджетной политики. Ретроспективный анализ за 2011–2025 годы эмпирически подтвердил, что в 10 из 15 лет фискальная политика усиливала циклические колебания, что было наиболее выражено в периоды положительного разрыва выпуска. В условиях, вступивших в силу в 2026 году ограничений на использование нефтяной ренты, сохранение проциклической фискальной политики формирует предпосылки для ускоренного роста государственного долга. Это обстоятельство повышает актуальность изучения макроэкономических последствий и механизмов обслуживания долга. Поскольку текущее бюджетное правило существенно ограничивает объем трансфертов из НФРК, а очередное повышение налоговой нагрузки и секвестирование расходов представляются в среднесрочной перспективе маловероятными, в данной работе был проведен анализ недискреционных способов финансирования долга.

Рассмотренная в статье новокейнсианская DSGE-модель позволила количественно идентифицировать два канала «самофинансирования» фискального шока: расширение налогооблагаемой базы за счет стимулирующего эффекта государственных расходов и обесценение обязательств через неожиданную инфляцию. Результаты показали, что при базовой калибровке ($\kappa = 0,4$) доминирующим инструментом выступает налоговый канал. При лаге фискальной корректировки в 16 кварталов совокупная доля «самофинансирования» достигает 54,8%, из которых 38,0 п. п. обеспечиваются за счет роста выпуска и 16,8 п. п. – за счет инфляционного налога. При этом было выявлено, что эффективность инфляционного канала прямо пропорциональна наклону кривой Филлипса и равносному отношению государственного долга к ВВП. При откладывании фискальной корректировки доля «самофинансирования» асимптотически стремится к 100%, при этом доля инфляционного канала достигает 33,75%.

Полученные результаты позволяют сформулировать важные выводы для макроэкономической политики. Шок государственных расходов может быть полностью «самофинансирован» за счет положительного воздействия фискального импульса на динамику экономического роста (66,25% вклада) и обесценения облигаций в результате неожиданной инфляции (33,75% вклада). Формально это не требует от фискальных властей повышения налоговых ставок или других дискреционных способов консолидации.

Однако следует сделать две важные оговорки. Во-первых, моделирование показывает, что полное «самофинансирование» достигается на долгосрочном горизонте – более 50 кварталов после шока государственных расходов. Во-вторых, результаты получены для разового шока. В случае периодического повторения шоков многократный рост расходов приведет к существенному отклонению государственного долга от его устойчивого равновесия (заданного в модели на уровне 30% к ВВП). В результате «самофинансирование» окажется неспособным удержать рост государственного долга.

Несмотря на то, что текущий уровень государственного долга Казахстана (24,3% к ВВП) не представляет одномоментной угрозы бюджетной устойчивости, действующее бюджетное правило, устанавливающее ограничение на трансферты НФРК и не исключющее проциклической, создает предпосылки для ускоренного роста государственного долга.

Важно отметить, что указанные выводы не следует интерпретировать как аргумент в пользу смягчения ограничений на использование нефтяных трансфертов. Напротив, приоритетным направлением должно стать совершенствование контрциклического дизайна бюджетных правил. Это подразумевает применение цены отсечения не для определения годовых трансфертов из НФРК, а для формирования его стабилизационной функции, определения фискальных ориентиров и якорей, расширения охвата правил на

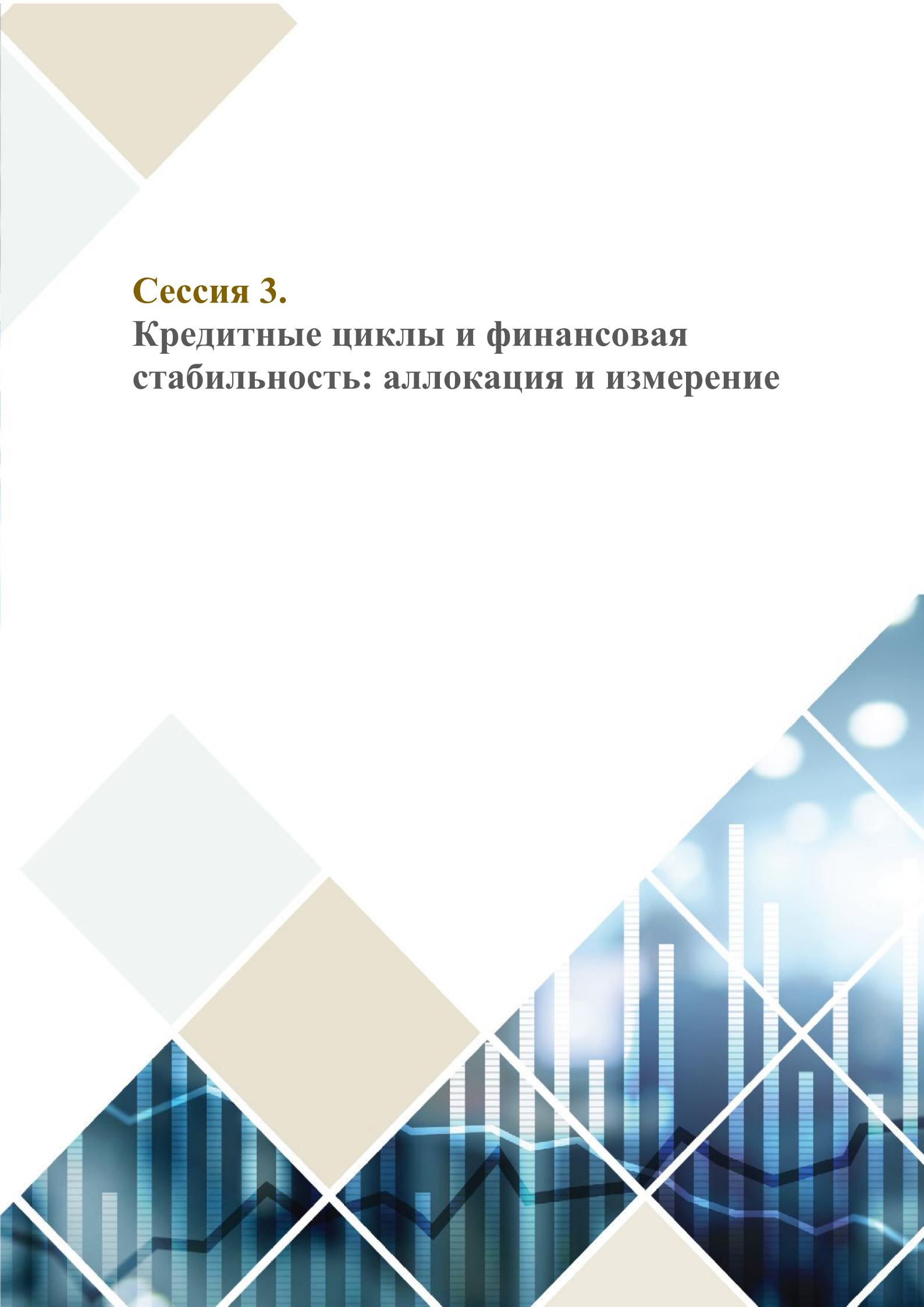
квазигосударственный сектор, повышения транспарентности и фискальной дисциплины, вовлечения частного сектора в формирование среднесрочной фискальной политики и институционализации налогового прогнозирования согласно международной практике (tax policy units). В качестве дополнительного ограничения необходимо изучить возможность внедрения лимита на структурный дефицит бюджета. Как показывает исследование Всемирного банка (World Bank, 2026), основанное на данных 116 стран, правила, ограничивающие дефицит, являются наиболее эффективными с точки зрения улучшения циклически скорректированного первичного баланса. Такие правила сохраняют положительный эффект даже при наличии слабых институтов и часто применяются в сочетании с ограничениями на уровень долга и темпы роста расходов.

Дальнейшее изучение данной темы может быть сфокусировано на более точной эмпирической оценке наклона кривой Филлипса для различных фаз делового цикла Казахстана, что позволит более точно определить границы «самофинансирования» фискальных импульсов.

Литература

1. Angeletos, G.-M., Lian, C., & Wolf, C. K. (2024). Can deficits finance themselves? *Econometrica*, 92(5), 1351-1390.
2. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
3. Baba, C., Duval, R., Lan, T., & Topalova, P. (2023). The inflation surge in Europe (IMF Working Paper No. WP/23/30). International Monetary Fund.
4. Bianchi, F., Faccini, R., & Melosi, L. (2023). A fiscal theory of persistent inflation. *The Quarterly Journal of Economics*, 138(4), 2127-2179.
5. Bianchi, F., & Ilut, C. (2017). Monetary/fiscal policy mix and agent's beliefs. *Review of Economic Dynamics*, 26, 113-139.
6. Bianchi, F., & Melosi, L. (2022). Inflation as a fiscal limit (Working Paper No. 2022-37). Federal Reserve Bank of Chicago.
7. Blanchard, O. J. (1985). Debt, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2), 223-247.
8. Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
9. Blanchard, O. J. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review*, 109(4), 1197-1229.
10. Boehm, C. E., & Pandalai-Nayar, N. (2022). Convex supply curves. *American Economic Review*, 112(12), 3941-3969.
11. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
12. Cochrane, J. H. (1998). A frictionless view of U.S. inflation. *NBER Macroeconomics Annual*, 13, 323-384.
13. Cochrane, J. H. (2001). Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, 69(1), 69-116.
14. Cochrane, J. H. (2023). *The fiscal theory of the price level*. Princeton University Press.
15. Forbes, K., Gagnon, J., & Collins, C. G. (2021). Low inflation bends the Phillips curve around the world (NBER Working Paper No. 29323). National Bureau of Economic Research.
16. Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.

17. Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
18. Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17.
19. Sims, C. A. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, 4(3), 381-399.
20. Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43(1), 1-46.
21. Woodford, M. (2001). Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3), 669-728.
22. Woodford, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1-35.
23. World Bank. (2026). *Global economic prospects, January 2026*. World Bank.
24. Бекишев, Р. А., Пак, Е. А., & Айгазин, Ж. Ж. (2023). Оценка фискального мультипликатора для казахстанской экономики. *Economy: Strategy and Practice*, 18(3), 251-267.
25. Жакупова, М. М., & Ханетова, А. Б. (2023). Параметры фискальной политики Казахстана.
26. Приказ Заместителя Премьер-Министра – Министра национальной экономики Республики Казахстан от 12 мая 2025 года № 26. (2025). <https://adilet.zan.kz/rus/docs/G25NT000026/info>.



Сессия 3.

Кредитные циклы и финансовая стабильность: аллокация и измерение

Распределение кредитных ресурсов по секторам экономики и финансовая стабильность

*Даниярова К., Департамент финансовой стабильности и исследований
Национального Банка Республики Казахстан, Kamila.Daniyarova@nationalbank.kz*

*Касымбекова А., Департамент финансовой стабильности и исследований
Национального Банка Республики Казахстан, Aigerim.Kassymbekova@nationalbank.kz*

*Орумбаева С., Департамент финансовой стабильности и исследований
Национального Банка Республики Казахстан, Sara.Orumbayeva@nationalbank.kz*

*Ыбраев Ж., Департамент финансовой стабильности и исследований
Национального Банка Республики Казахстан, Zhandos.Ybrayev@nationalbank.kz*

Кредит традиционно рассматривается как один из ключевых инструментов, стимулирующих экономическую активность. Однако его влияние не является однозначным: с одной стороны, расширение доступа к заемным ресурсам способствует инвестициям, росту потребления и развитию производства, с другой – чрезмерная концентрация кредитов в отдельных сегментах способна усилить дисбалансы и подорвать финансовую устойчивость.

За последние годы в экономике Казахстана наблюдается заметный сдвиг в структуре кредитования: розничный сегмент демонстрирует более высокий темп роста по сравнению с корпоративным. Если ранее основную долю ссудного портфеля занимали кредиты бизнесу, то сегодня на первый план выходит кредитование населения. Так, по состоянию на 1 марта 2026 года доля кредитов населению достигла 62,1% от совокупного портфеля, тогда как кредиты бизнесу составляют 37,9%. Анализ секторального распределения кредитования позволит выявить потенциальные риски для стабильности системы и устойчивого экономического роста.

Ключевые слова: кредитование экономики, структура кредитования, финансовая стабильность.

JEL-классификация: E51, G32.

1. Литературный обзор

В нашей работе мы опираемся на выводы Müller и Verner (2024), чтобы глубже проанализировать роль секторальной структуры кредитования в вопросах финансовой стабильности и формировании системных рисков.

Müller и Verner (2024) на основе детализированной базы данных по 116 странам с 1940 по 2014 год показали, что кредитование домохозяйств и предприятий в неторгуемом секторе (например, строительство, недвижимость, бытовые услуги) связано с более высокой вероятностью финансовых кризисов, спадом в производительности и снижением темпов роста экономики. Напротив, рост кредитования торгуемого сектора (промышленность, сельское хозяйство, добыча полезных ископаемых) способствует устойчивому экономическому росту без увеличения системных рисков. Авторы объясняют это тремя факторами: во-первых, чрезмерный рост спроса, финансируемый кредитным рынком, приводит к перегреву экономики; во-вторых, домохозяйства и неторгуемые отрасли оказываются более уязвимыми к изменению условий финансирования; в-третьих, перераспределение ресурсов от более продуктивных торгуемых отраслей к менее эффективным секторам снижает общий уровень производительности.

Другие исследования также подчеркивают важность различия секторов кредитования в формировании финансовых дисбалансов. Так, Büyükkarabacak и Valev (2010) утверждают, что расширение кредитования домашних хозяйств является

статистически и экономически значимым предиктором банковских кризисов, влияние корпоративного кредитования также связано с кризисами, но выражено слабее и менее устойчиво. Jordà et al. (2022) приходят к выводу, что в отличие от долгов домашних хозяйств, корпоративная задолженность не ведет к финансовой нестабильности и затяжному восстановлению, однако слабые механизмы урегулирования корпоративных долгов способствуют снижению инвестиций, сохранению «зомби-фирм» и более медленному восстановлению экономики. Mamonov и Pestova (2022) показывают, что реакция экономики в виде бума, за которым следует спад (так называемая динамика «boom-bust»), характерна исключительно для расширения кредитования домашних хозяйств, особенно если оно вызвано шоками совокупного спроса в развитых странах. В то же время рост корпоративного кредитования не вызывает эффекта бума и спада, а сразу повышает риск рецессии за счет экзогенного смягчения условий кредитования со стороны банков. Müller (2022) отмечает, что рост долговой нагрузки в секторе недвижимости – как домашних хозяйств, так и компаний – часто предшествует эпизодам финансовой нестабильности. Mian et al. (2017) показывают, что рост глобального долга домашних хозяйств по отношению к ВВП предсказывает замедление темпов мирового экономического роста в среднесрочной перспективе. Причем зависимость, выявленная на данных до 2000 года, точно отражает фактическое снижение глобального роста после 2007 года, что связано с резким увеличением задолженности домохозяйств в начале и середине 2000-х годов.

2. Данные

Индекс финансовой стабильности. Как прокси финансовой стабильности мы используем Индекс финансовой стабильности (ИФС), рассчитанный ежеквартально с 2007 по 2024 год. Данный показатель представляет собой композитный индекс, состоящий из макроэкономических и финансовых индикаторов для количественной оценки финансового стресса, который позволяет определить общий уровень риска в системе и выделить ключевые факторы, влияющие на финансовую стабильность. ИФС формируется на основе индикаторов из пяти секторов: монетарный, финансовый, внешний, домохозяйства и корпоративный сектор. Методика расчета ИФС впервые была опубликована в Отчете о финансовой стабильности Казахстана за 2022 год, после чего данные регулярно публикуются в последующих отчетах.

Хотелось бы отметить, что начиная с 2023 года также публикуется информация об Индексе финансовой уязвимости (ИФУ), который был разработан в целях оценки и выявления потенциальных рисков на средне- и долгосрочном горизонте путем измерения уязвимости финансовой системы к внутренним и внешним шокам. При расчете индекса учитывается широкий спектр факторов, среди которых размер долга на кредитных рынках также выступает одним из ранних признаков возникновения дисбалансов. Поскольку ИФУ представляет собой индикатор раннего предупреждения, отражающий, в том числе, динамику кредитования, в рамках данного исследования принято решение использовать ИФС в качестве показателя фактического состояния финансовой стабильности системы.

Кредиты. В качестве ключевых объясняющих переменных рассматриваются кредиты банков второго уровня Казахстана по секторам экономики. В структуре агрегированных показателей секторального кредитования выделяются кредиты населению и бизнесу, включая индивидуальных предпринимателей. В частности, мы выделяем кредитование в промышленность, сельское хозяйство, строительство, транспорт, связь, а также оптовую и розничную торговлю. Далее мы объединяем промышленность и сельское хозяйство в категорию «торгуемый сектор», а оставшиеся группы отраслей относим к «неторгуемому сектору», как это сделали Müller и Verner (2024) в своей работе, а также другие исследователи в работах по вопросам международной макроэкономики. Для более

детального анализа мы также делим кредиты, выданные населению, по целям их выдачи: ипотечное кредитование, потребительское кредитование, прочие виды займов.

Макроэкономические данные. В исследовании используются официальные данные по валовому внутреннему продукту (ВВП), рассчитанные по методу производства, публикуемые Бюро национальной статистики. Анализ проводится на основе квартальных значений ВВП в текущих ценах, агрегированных в годовом выражении. В эмпирическом анализе мы рассматриваем отношение объема кредитов к ВВП (credit-to-GDP ratio) в разрезе следующих сегментов: кредиты населению, кредиты бизнесу в торгуемом секторе и кредиты бизнесу в неторгуемом секторе.

3. Методология

В настоящем исследовании используется подход локальных проекций (local projections, LP), предложенный Jorda (2005) и примененный Müller и Verner (2024), для оценки динамического воздействия изменений в секторальной аллокации кредитов на финансовую стабильность. Выбор данного метода обусловлен его преимуществами при работе с небольшими выборками и анализе причинно-следственных связей. Подход LP устойчив к ошибкам спецификации модели: он оценивает коэффициенты импульсного отклика напрямую для каждого горизонта, избегая накопления ошибок, что характерно для рекурсивных прогнозов VAR, где любая ошибка спецификации приводит к неверным оценкам с ростом горизонта. Несмотря на то, что оценки LP обладают более высокой дисперсией, они обеспечивают «low bias» и, следовательно, более надежные выводы, особенно в части оценки неопределенности. Это делает LP предпочтительным инструментом в тех случаях, когда важна точность оценки динамического причинно-следственного эффекта. В контексте нашего исследования, направленного на идентификацию воздействия шоков в аллокации кредитов на финансовую стабильность, меньшая смещенность и большая гибкость LP делают этот метод более надежным и подходящим по сравнению с VAR. Для оценки уравнений локальных проекций мы применяем ковариационно-матричную оценку Ньюи – Уэста (Newey-West HAC Covariance Matrix Estimation), обеспечивающую устойчивость стандартных ошибок к гетероскедастичности и автокорреляции остатков.

Для идентификации эффектов аллокации кредитов на финансовую стабильность мы строим импульсные отклики (impulse responses) на основе локальных проекций, варьируя спецификацию аллокации кредитов:

$$\Delta \text{ИФС}_{t+h} = \sum_{j=0}^J \beta_{h,j}^k \Delta d_{t-j}^k + \sum_{j=0}^J \gamma_{h,j} \Delta \text{ИФС}_{t-j} + \epsilon_{t+h},$$

где:

$\Delta \text{ИФС}_{t+h}$ – изменение композитного индекса финансовой стабильности с времени t до времени $t+h$;

Δd_{t-j}^k – изменение кредитов в секторе k к ВВП с времени $t - J$ до времени t ;

$h = 1, \dots, H$ – горизонты проекции.

Стоит отметить, что в рамках данного исследования мы не ставим задачу дифференциации и анализа факторов, определяющих динамику кредитования. Основное внимание уделяется оценке динамической реакции показателя финансовой стабильности на увеличение кредитной активности в разрезе секторов экономики вне зависимости от факторов, повлиявших на ее рост, будь то изменения со стороны спроса или предложения.

В базовой модели дополнительные контрольные переменные не включаются по ряду причин. Во-первых, спецификация уже учитывает лаги самого индекса финансовой стабильности, что позволяет контролировать его собственную динамику и снижает риск автокорреляции ошибок. Во-вторых, в условиях ограниченной выборки добавление

контролей приводит к росту размерности системы, мультиколлинеарности и снижению точности оценок, что затрудняет идентификацию именно кредитных шоков. В-третьих, сам композитный индекс финансовой стабильности агрегирует широкий набор макро- и финансовых индикаторов из пяти ключевых секторов экономики. Таким образом, его динамика уже отражает базовые макрофинансовые условия, и реакцию модели можно интерпретировать как основанную на этих условиях, что снижает необходимость включения дополнительных макроэкономических переменных в качестве контролей.

Отдельно отметим различие в частоте данных и горизонтах прогноза. В исследовании Müller и Verner (2024) используются годовые ряды; они оценивают отклики на горизонте до 10 лет ($H = 10$) и берут порядка пяти лагов ($J = 5$) исходя из того, что кредитные экспансии обычно длятся 3–4 года, после чего рост замедляется и объем производства сокращается. В нашем исследовании используются квартальные данные. Горизонт локальных проекций установлен на уровне $H = 16$ кварталов (4 года), что позволяет захватить кратко- и среднесрочную фазу передачи шока и одновременно избежать дальних горизонтов, на которых существенно возрастает неопределенность оценок. Порядок лагов выбран $J = 4$ (один год), что обеспечивает учет инерционности и возможной сезонности без избыточной параметризации.

4. Результаты

Оценки локальных проекций показывают, что структура кредитного роста имеет значение для финансовой стабильности. Так, импульсные отклики, полученные в рамках локальных проекций, демонстрируют, что расширение кредитования домохозяйств и неторгуемого сектора сопровождается некоторым ухудшением ИФС, тогда как кредиты торгуемому сектору оказывают более стабилизирующий эффект и указывают на снижение рисков финансовой стабильности (если ИФС растет, это указывает на увеличение рисков финансовой стабильности, а если снижается – на их уменьшение). При этом доверительные интервалы для части горизонтов включают нулевое значение, что ограничивает статистическую значимость результатов. Это во многом связано с ограниченным объемом выборки: период с 4 квартала 2008 года по 1 квартал 2025 года включает лишь 66 кварталов, а с учетом использования лагов и горизонта прогноза эффективное число наблюдений сокращается примерно до 40–45, что приводит к широкой вариации оценок и снижению значимости статистических тестов. Тем не менее выявленные закономерности сохраняются в различных спецификациях и согласуются как с экономической логикой, так и с результатами других исследований. Поэтому, несмотря на ограниченность выборки и частичное пересечение доверительных интервалов с нулем, полученные эффекты можно интерпретировать как экономически значимые.

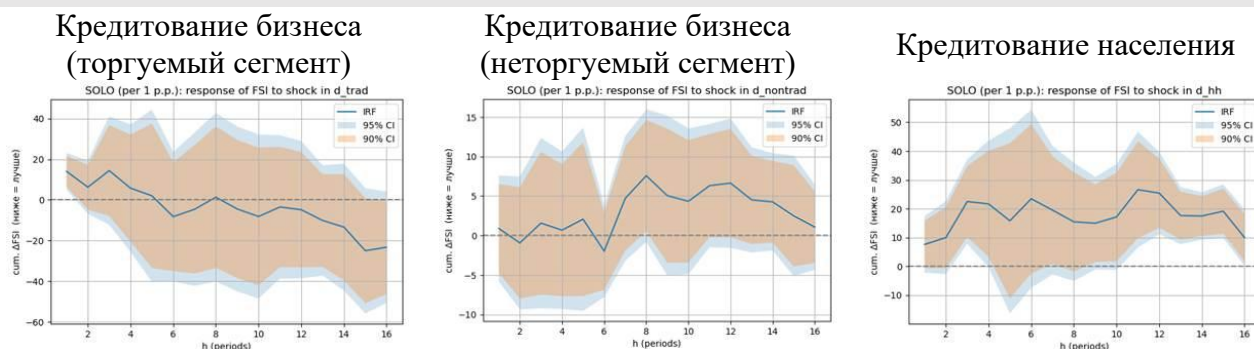
Анализируя реакцию ИФС на отдельные сегменты кредитования, мы наблюдаем различия в динамике откликов. Для торгуемого сектора после кратковременного повышения уровня ИФС на горизонте $h = 1–3$ эффект становится отрицательным и сохраняется до конца периода, что указывает на снижение общего уровня рисков. Так, на горизонте $h = 16$ кварталов увеличение доли кредитов торгуемого сектора в ВВП на 1 п. п. демонстрирует стабилизирующий эффект и сопровождается снижением ИФС примерно на 20 пунктов (при шоке в 1 стандартное отклонение – снижение на более чем 5 пунктов). В неторгуемом секторе, напротив, краткосрочное снижение уровня рисков сменяется их нарастанием на средних горизонтах. На отрезке $h = 7–13$ кварталов увеличение доли кредитов неторгуемого сектора в ВВП на 1 п. п. связано с ростом ИФС на 5 и более пунктов (при шоке в 1 стандартное отклонение наблюдается аналогичная динамика). Несмотря на отсутствие статистически значимых результатов для торгуемого и неторгуемого сегментов, результаты позволяют оценить динамическую связь, демонстрируя разнонаправленность эффектов. В случае роста доли кредитования населения в ВВП положительный

кумулятивный отклик фиксируется уже на ранних горизонтах (статистически значимое увеличение наблюдается на горизонте 3-го квартала) и достигает максимума при $h = 11$ (увеличение уровня ИФС более чем на 25 пунктов при шоке в 1 п. п. и свыше 11 пунктов при шоке в 1 стандартное отклонение).

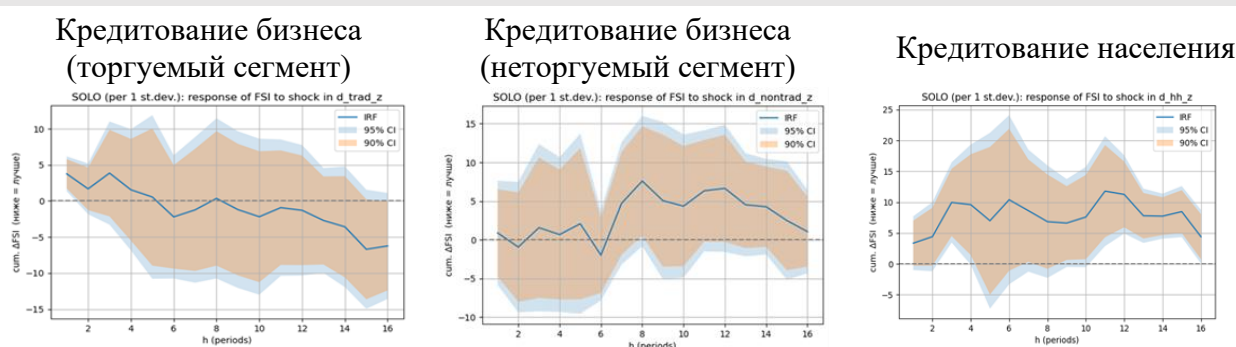
Рисунок 1

Импульсные отклики ИФС на шоки в сегментах кредитования

Шок сегмента кредитования к ВВП в 1 п. п.:



Шок сегмента кредитования к ВВП в 1 станд. откл.:



Источник: построено авторами на основе данных НБРК

Важно отметить различия в интерпретации импульсных откликов по секторам. В неторгуемом сегменте краткосрочное снижение рисков (до $h = 4$) может быть связано с более высокой оборачиваемостью кредитов в секторах торговли, строительства, услугах и транспорте, что позволяет быстрее генерировать доходы и обслуживать обязательства. Однако в средне- и долгосрочном горизонте риски возрастают вследствие перегрева внутреннего рынка и отсутствия валютной выручки. В торгуемом секторе, напротив, краткосрочный рост ИФС (до $h = 3$) отражает высокую капиталоемкость и долговую нагрузку на начальном этапе инвестиций, тогда как в долгосрочной перспективе кредиты способствуют расширению производства, росту экспортного потенциала и валютных поступлений, что укрепляет финансовую устойчивость.

Полученные результаты также согласуются с выводами международной литературы в части влияния секторальной аллокации кредитования на системные риски банковского сектора. В частности, снижение уязвимостей в торгуемом секторе соответствует аргументам о стабилизирующей роли экспортных поступлений и качественного залогового обеспечения в данном сегменте, тогда как рост рисков в неторгуемом секторе и домохозяйствах согласуется с исследованиями о процикличности внутреннего спроса, перегреве рынка недвижимости и услуг и высокой чувствительности долговой нагрузки указанных сегментов к процентным ставкам.

5. Выводы

Полученные результаты показывают, что секторальная структура кредитования может играть значимую роль в вопросе обеспечения финансовой стабильности. Быстрое расширение кредитов в неторгуемом секторе и домохозяйствах способно нести проциклические риски и повышает чувствительность экономики к колебаниям внутреннего спроса. В то же время кредиты в торгуемый сектор в долгосрочной перспективе оказывают стабилизирующее воздействие за счет расширения экспортного потенциала и укрепления внешних источников доходов. Эти выводы не означают, что кредитование должно концентрироваться исключительно в отдельных сегментах, важен баланс и постоянный мониторинг возможных перегревов, возникающих при избыточной концентрации ресурсов. При этом важно учитывать структурные изменения экономики: экспортный потенциал может проявляться не только в промышленности и сельском хозяйстве, но и в новых отраслях. В целом результаты подчеркивают необходимость мониторинга не только агрегированных показателей кредитования, но и его распределения по сегментам, поскольку именно скорость и качество кредитного роста оказывают ключевое влияние на динамику рисков.

Одним из ограничений исследования является сравнительно короткий исторический ряд данных; по мере его удлинения оценки могут стать более надежными и позволят глубже выявить структурные взаимосвязи. Кроме того, целесообразно изучить данный вопрос с учетом роли институтов развития и специализированных финансовых организаций, которые напрямую предоставляют кредитные ресурсы корпоративному сектору и могут влиять на распределение рисков. Представляется перспективным исследовать секторальное распределение совокупного объема кредитного рынка с учетом этих факторов и его взаимосвязь в вопросах финансовой стабильности.

Литература

1. Karsten Müller and Emil Verner. (2024). *Credit Allocation and Macroeconomic Fluctuations*. The Review of Economic Studies, 91 (6), 3645-3676. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad112>
2. Berrak Büyükkarabacak, Neven T. Valev. (2010). *The role of household and business credit in banking crises*. Journal of Banking & Finance, 34 (6), 1247-1256. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.11.022>.
3. Òscar Jordà, Martin Kornejew, Moritz Schularick, Alan M Taylor. (2022). *Zombies at Large? Corporate Debt Overhang and the Macroeconomy*. Review of Financial Studies, 35(10), 4561–4586. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhac018>
4. Mamonov, Mikhail and Pestova, Anna. (2022). *Bank Credit and the Risk of Recession: The Role of Business Cycle Shocks*. SSRN Working Paper No. 4118596. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4118596>
5. Müller, Karsten. (2023). *Sectoral Credit Booms and Financial Stability*. B Leveraged: The New Economics of Debt and Financial Fragility. University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226816944.003.0012>
6. Atif Mian, Amir Sufi, Emil Verner. (2017). *Household Debt and Business Cycles Worldwide*. The Quarterly Journal of Economics, 132 (4), 1755-1817. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx017>

Оценка кредитного разрыва: подход на основе фильтра Ходрика–Прескотта с ограничениями

Цукарев Т., Департамент по аналитической работе Евразийского фонда стабилизации и развития, ttsukarev@efsd.org

Погосян К., Департамент по аналитической работе Евразийского фонда стабилизации и развития, kpoghosyan@efsd.org

Лемба К., Департамент по аналитической работе Евразийского фонда стабилизации и развития, KLemba@efsd.org

Гришин Д., Департамент по аналитической работе Евразийского фонда стабилизации и развития, dgrishin@efsd.org

Янушкевич А., Департамент системного экономического мониторинга и стабилизационного финансирования Евразийского фонда стабилизации и развития, ayanushkevich@efsd.org

Анализ динамики кредитной активности в различных странах поднимает ключевые вопросы о том, можно ли квалифицировать текущую фазу кредитного роста как экспансионистскую и в какой стадии кредитного цикла находятся соответствующие экономики. Ответы на эти вопросы имеют критическое значение для органов денежно-кредитного и макропруденциального регулирования: своевременная идентификация фазы чрезмерного кредитования позволяет применять проактивные корректирующие меры, направленные на нивелирование накопленных системных рисков и предотвращение кредитных бумов, способных подорвать макрофинансовую стабильность.

Эмпирические исследования демонстрируют устойчивую связь между периодами резкого роста кредитования и последующими финансовыми кризисами. Так, работы Kaminsky et al. (1998), Kaminsky and Reinhart (1999), Borio and Lowe (2002a), Borio and Lowe (2002b), Alessi and Detken (2011), Jorda et al. (2011), Gourinchas and Obstfeld (2012), Mendoza and Terrones (2012), Schularick and Taylor (2012) убедительно показывают, что индикаторы избыточного роста кредитования позволяют выявлять ранние сигналы нарастания уязвимостей в финансовой системе.

Одним из наиболее признанных и широко используемых индикаторов раннего предупреждения является кредитный разрыв – мера, определяемая как отклонение фактического соотношения кредита к ВВП от его оцененного долгосрочного тренда. Предложенный Borio and Lowe (2002a) и позднее институционализированный в рамках соглашения Базель III кредитный разрыв позволяет не только выявлять фазы аномального расширения кредитования, но и количественно оценивать степень отклонения финансовой системы от ее устойчивого равновесия.

Несмотря на свою широкую популярность и признание со стороны регуляторов, рекомендуемый Банком международных расчетов (БМР) метод расчета кредитного разрыва, основанный на одностороннем фильтре Ходрика–Прескотта (НР-фильтр) с параметром сглаживания $\lambda=400\ 000$ (Hodrick and Prescott, 1997; BCBS, 2010), подвергается серьезной критике со стороны как академического сообщества, так и экономистов-практиков. Критика направлена на несколько ключевых аспектов: статистические свойства самого фильтра, зависимость от предположений о продолжительности цикла и выбора параметра сглаживания, а также практические проблемы, связанные с его применением в реальном времени (Edge and Meisenzahl, 2011; Drehmann and Tsatsaronis, 2014; Безбородова и Новопольцев, 2017; Дерюгина и Пономаренко, 2017; Hamilton, 2018).

В качестве базовой методологии в работе используется подход, рекомендованный БМР. Учитывая известные ограничения этого подхода, в работе дополнительно

рассчитывается кредитный разрыв на базе двустороннего НР-фильтра. Сопоставление результатов позволяет выявить различия в динамике трендовых компонент и оценить влияние выбора фильтра на оценку кредитного разрыва. Двусторонний НР-фильтр, используя всю доступную информацию, включая будущие наблюдения, обеспечивает более точную ретроспективную оценку трендовой компоненты. Однако при поступлении новых данных он пересчитывает тренд для всего временного ряда. В отличие от двустороннего, односторонний НР-фильтр гарантирует, что рассчитанная на момент времени t трендовая компонента не будет пересмотрена в будущем. Это обеспечивает непротиворечивость и воспроизводимость регуляторных решений в реальном времени.

Основной вклад работы заключается в предложении модифицированного подхода к расчету кредитного разрыва, сочетающего преимущества одно- и двустороннего НР-фильтров. В частности, мы предлагаем использовать односторонний НР-фильтр с линейными ограничениями на трендовую компоненту, формируемыми экспертно на основе динамики двустороннего НР-фильтра. Для принятия решения о необходимости таких ограничений разработан критерий, основанный на бутстреп-повторениях: если разница между оценками одно- и двустороннего НР-фильтров статистически значима, то в периоды отклонения в одностороннюю модель вводятся ограничения.

Особое внимание в работе уделяется поиску оптимального значения параметра сглаживания λ на основе анализа продолжительности кредитного цикла в экономике. Рекомендация БМР использовать параметр сглаживания $\lambda=400\,000$ для квартальных данных предполагает, что средняя продолжительность кредитного цикла составляет около 30 лет (BCBS, 2010; Galán, 2019). Однако эмпирические исследования показывают, что это предположение не всегда верно, и все сходятся в том, что цикл значительно короче. Один из подходов к оптимизации λ основан на анализе спектральной плотности временного ряда. Применяя данный подход для каждой из анализируемых стран – участниц ЕФСР, были определены оптимальные значения параметра λ (от 173 для Казахстана до 523 для России, что соответствует длительности кредитного цикла от 4 до 7 лет соответственно). Это подтверждает тезис об отсутствии универсального параметра и необходимости его калибровки под специфику кредитного цикла каждой конкретной экономики.

Кроме того, в работе предложено решение проблемы «конечной точки» путем прогнозирования динамики показателя соотношения кредита к ВВП как минимум на два квартала вперед. Для генерации такого прогноза в работе предлагается использовать модель $ARIMA(p,d,q)$, дополненную процедурой бутстрепирования остатков. В качестве точечного прогноза для целей фильтрации принимается медианное значение из распределения бутстреп-реализаций.

Для усиления практической значимости работы мы предложили алгоритм оценки кредитного разрыва, включающий шесть последовательных этапов: от подготовки данных и определения оптимального параметра λ до применения одно- и двустороннего НР-фильтров с экспертными ограничениями. На основе фактических данных было продемонстрировано, что наш подход позволил получить сбалансированные и более устойчивые оценки кредитного разрыва для стран – участниц ЕФСР.

Таким образом, предложенный в работе подход направлен на повышение стабильности, интерпретируемости и операционной применимости кредитного разрыва в условиях реального времени, что особенно актуально для стран с относительно короткими и волатильными временными рядами (характерно для многих развивающихся экономик).

Ключевые слова: кредитный разрыв, кредитный цикл, Базель III, тренд, фильтр Ходрика–Прескотта, экспертные ограничения, бутстреп-моделирование.

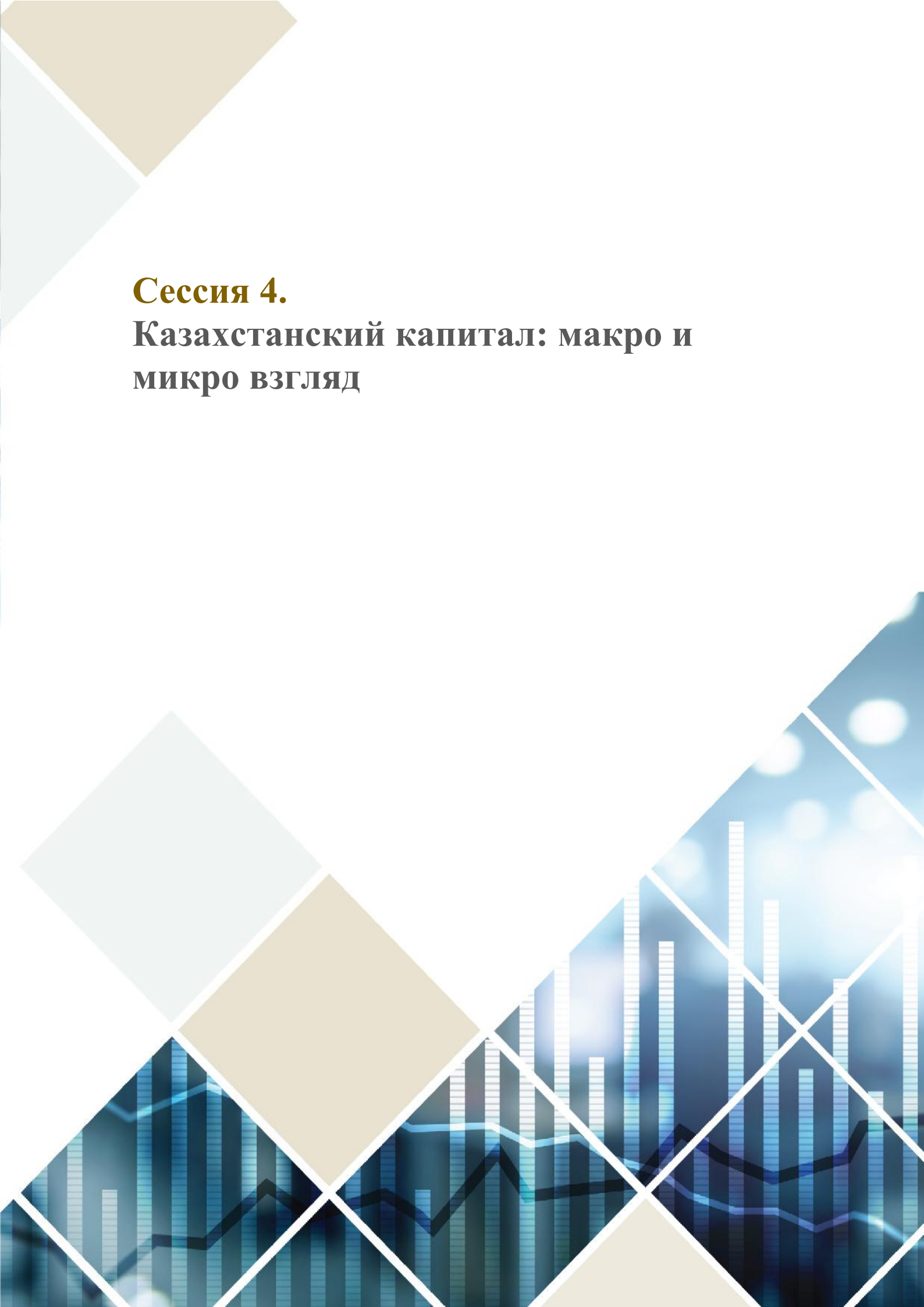
JEL-классификация: C18, C22, E32, E44, E58, G01, G28.

<https://efsd.org/research/working-papers/rabochiy-dokument-otsenka-kreditnogo-razryva-podkhod-na-osnove-filtra-khodrika-preskotta-s-ograniche/>

<https://efsd.org/en/research/working-papers/working-paper-measuring-credit-gaps-a-restricted-hodrick-prescott-filter-approach/>

https://efsd.org/upload/iblock/87a/3s79ry2lktym0rytf4gsxlqvjcpzaw3u/EFSD_WD_MSG_26_1_2026_03_04.pdf

https://efsd.org/upload/iblock/a46/y1ij33eeflbhlyhlezx2gsdmoxc53cj15/EFSD_WD_MSG_EN_26_1_2026_03_04.pdf



Сессия 4.

Казахстанский капитал: макро и микро взгляд

Внешние и внутренние шоки как драйверы суверенного кредитного риска Казахстана: эмпирический SVAR анализ CDS

Бриншинов А., Департамент монетарных операций Национального Банка Республики Казахстан, Almaz.Brinshinov@nationalbank.kz

В исследовании проводится структурный анализ факторов, влияющих на динамику суверенных кредитных дефолтных свопов (SCDS) Казахстана на основе SVAR-модели. На основе ежемесячных данных за 2018–2025 гг. оценивается влияние внешних шоков (цены на нефть, глобальная волатильность VIX) и внутренних макроэкономических условий (индекс деловой активности, инфляция, обменный курс и ставка денежного рынка). Результаты показывают, что нефтяные и валютные шоки, а также глобальная неопределенность являются ключевыми драйверами SCDS, тогда как влияние внутренних инфляционных и монетарных шоков ограничено краткосрочным горизонтом. Работа представляет первую структурную оценку детерминант суверенного риска Казахстана и подчеркивает значение управления сырьевыми и валютными рисками для повышения финансовой устойчивости страны.

Автор выражает признательность Департаменту монетарных операций Национального Банка Казахстана за предоставление данных и методологическую поддержку при подготовке данного исследования. Особая благодарность коллегам Вахидову Б. А., Аюбаеву Д. А. и Арнабековой Э. Е. за ценные комментарии, обсуждения и экспертные замечания, которые способствовали совершенствованию аналитической части работы. Ответственность за интерпретацию результатов и возможные неточности полностью лежит на авторе.

Ключевые слова: суверенные кредитные дефолтные свопы (CDS); нефтяные шоки; глобальная волатильность (VIX); обменный курс; структурная VAR-модель (SVAR).

JEL-классификация: C58, G15.

1. Введение

В условиях усиливающейся глобальной и региональной финансовой взаимосвязанности и повышенной волатильности мировых рынков проблема оценки суверенного кредитного риска становится одним из ключевых направлений макроэкономического и финансового анализа. Для открытых сырьевых экономик, таких как Казахстан, эта проблема приобретает особое значение: изменения цен на нефть, динамики глобальной неопределенности, внутренней макроэкономической стабильности и проводимой денежно-кредитной политики формируют комплекс взаимосвязанных факторов, влияющих на настроение инвесторов и вероятность дефолта, отражаемые в динамике суверенных кредитных дефолтных свопов (SCDS).

SCDS – это финансовые контракты, в которых государство выступает референтным эмитентом, а инвесторы получают защиту от риска дефолта. SCDS отражают установленную рынком цену страхования от суверенного дефолта: чем шире спред, тем выше воспринимаемый кредитный риск государства, чем уже – тем ниже риск. Дефолт может возникнуть либо из-за недостатка экономических ресурсов, либо из-за политического решения отказаться от выплаты обязательств (Yu, 2016). Таким образом, величина CDS-спредов служит рыночным индикатором кредитного риска суверенного эмитента и позволяет участникам финансовых рынков хеджировать риск дефолта, что повышает устойчивость международной финансовой системы (Aytekin & Abdioglu, 2021).

CDS-контракты, впервые разработанные JP Morgan Chase в 1995 году, за короткий срок стали одним из наиболее ликвидных и информативных инструментов глобального финансового рынка. Согласно данным ISDA, к июню 2022 года совокупный номинал активных CDS-договоров достиг 9,3 трлн долл. США, что подчеркивает масштаб и важность этого класса инструментов. В развивающихся экономиках, где макроэкономическая и политическая нестабильность традиционно выше, CDS-спреды играют особенно важную роль в оценке стоимости заимствований и восприятия суверенного риска (Yuan & Pongsiri, 2015). Рост CDS-спредов сигнализирует инвесторам и кредиторам о повышенном риске дефолта, что ведет к удорожанию заимствований для государства, ухудшению условий финансирования и потенциальному снижению суверенного кредитного рейтинга (Aizenman et al., 2013).

Важно, что CDS-спреды реагируют значительно быстрее, чем рейтинговые оценки агентств Moody's, Fitch Ratings или Standard & Poor's, поскольку отражают текущие ожидания рынков, а не дискретные решения аналитиков. Исследования Flannery et al. (2010) и Damodaran (2023) показывают, что CDS-рынок во время кризисов, в т. ч. 2008 года, реагировал на ухудшение глобальной конъюнктуры существенно быстрее, чем изменения в кредитных рейтингах, что делает CDS более оперативным индикатором риска.

Практическая значимость анализа суверенных CDS Казахстана усиливается в условиях активного размещения ценных бумаг страны на международных рынках капитала. В 2024 году Республика Казахстан осуществила размещение 10-летних еврооблигаций, а в 2025 году были проведены новые выпуски со сроками обращения 5, 7 и 12 лет. Совокупный объем размещений за два года составил около 5,5 млрд долл. США. Поскольку стоимость суверенных заимствований напрямую зависит от воспринимаемого инвесторами кредитного риска, понимание факторов, определяющих динамику CDS-спредов, приобретает не только академическое, но и прикладное значение. В теории премия по суверенным облигациям относительно безрисковой ставки (US Treasuries) тесно связана с CDS-спредом, который отражает рыночную оценку вероятности дефолта и требуемую инвесторами компенсацию за кредитный риск. Следовательно, исследование детерминант CDS позволяет лучше понять механизмы формирования стоимости внешних заимствований Казахстана и факторов, влияющих на доступ страны к международным рынкам капитала.

Дополнительную мотивацию для исследования CDS Казахстана дают результаты Guo et al. (2020). Авторы выявили, что Казахстан, несмотря на сравнительно небольшой размер своей экономики, занимает центральную позицию в региональной сети CDS-рынков: лаговые изменения казахстанских CDS статистически значимо предсказывают динамику CDS Китая, Индии, Малайзии, Южной Кореи, Таиланда и других стран. Казахстан демонстрирует наиболее сильный опережающий эффект среди всех азиатских эмитентов, что объясняется высокой чувствительностью экономики к нефтяным шокам, особенностями структуры рынка квазисуверенного долга и интегрированностью в международные финансовые потоки. Этот вывод подчеркивает системную роль Казахстана в передаче кредитного риска в регионе и усиливает необходимость глубокого анализа детерминант его CDS-спредов.

Несмотря на обширную международную литературу, практически отсутствуют исследования, посвященные суверенным CDS Казахстана. Казахстан – типичная открытая сырьевая экономика, где ключевые внешние шоки (цены на нефть, глобальная волатильность), внутренние макрофинансовые условия (инфляция, валютный курс, денежно-кредитная политика) и структурные особенности (экспортная зависимость, нефтяные доходы) определяют динамику восприятия кредитного риска.

Цель данной работы – впервые структурно описать и количественно оценить воздействие внешних и внутренних макроэкономических шоков на SCDS Казахстана в 2018–2025 гг. Для этого применяется модель структурной векторной авторегрессии (SVAR)

с блоковой экзогенностью, позволяющая разделить влияние глобальных и внутренних факторов. Анализ импульсных откликов (IRF) позволяет идентифицировать ключевые источники вариации CDS и ранжировать шоки по силе и скорости их воздействия.

Настоящее исследование вносит вклад в литературу о суверенном риске, формируя первую структурную оценку детерминант CDS Казахстана и предлагая основу для дальнейших исследований в макрофинансовой политике, долговой устойчивости и управлении рисками развивающихся экономик.

2. Обзор литературы

Суверенные кредитные дефолтные свопы (CDS) являются одним из наиболее информативных и рыночно-ориентированных индикаторов кредитного риска государства. Они привлекают значительное внимание исследователей ввиду своей чувствительности к макроэкономическим, финансовым и политическим условиям (Bomfim, 2022). В литературе сформировалось несколько ключевых направлений анализа факторов CDS-спредов.

Одним из наиболее изученных факторов является макроэкономическая активность. Исследования Matsumura & Vicente (2010), Baldacci et al. (2011), Tang & Yan (2010) и Brandorf & Holmberg (2010) подтверждают, что ускорение экономического роста способствует снижению CDS-спредов, поскольку улучшает восприятие фискальной устойчивости, снижает вероятность дефолта и усиливает доверие инвесторов. Высоочастотные индикаторы, такие как PMI или аналогичные индексы, также показывают сильную связь с динамикой CDS (Bekaert et al., 2019; Garcia & Rigobon, 2018).

Другим важным фактором выступает динамика обменного курса. Работы Carr & Wu (2007), Liu & Morley (2012), Bordo et al. (2009) и Wang et al. (2013) отмечают, что изменение курса национальной валюты повышает стоимость обслуживания долга в иностранной валюте, увеличивает внешнюю уязвимость и приводит к расширению CDS-спредов.

Фундаментальное значение имеет инфляция, которая через канал макроэкономической нестабильности и снижения доверия инвесторов влияет на расширение CDS-премий (Beirne & Fratzscher, 2013; Aytakin & Abdioglu, 2021). Высокая инфляция повышает неопределенность относительно будущей денежно-кредитной политики, увеличивает риск резких корректировок курса и ухудшает качество номинального якоря экономики.

Существенную роль играют и процентные ставки, которые одновременно отражают условия внутреннего денежного рынка и реакцию монетарных властей на инфляционные и валютные риски. Работы Augustin et al. (2018), Gupta et al. (2020) и Naifar (2020) показывают, что повышение краткосрочных ставок в развивающихся экономиках часто трактуется рынком как сигнал стрессовых условий ликвидности, что приводит к росту CDS.

Для стран – экспортеров сырья ключевым фактором является цена на нефть. Исследования Broda (2004), Mohaddes & Pesaran (2016), Hussain et al. (2019), Ertugrul et al. (2017) и Barros (2020) показывают, что рост цен на нефть улучшает внешний и фискальный баланс стран-экспортеров, снижая суверенные риски и приводя к сужению CDS-спредов.

Ряд работ анализирует влияние глобальной финансовой неопределенности на суверенные CDS-спреды, используя индекс волатильности VIX (CBOE Volatility Index) как прокси глобального аппетита к риску. Исследования Augustin et al. (2018), Brown & Choudhury (2020) и Ceylan (2023) показывают, что повышение VIX приводит к широкому росту CDS-спредов в странах с формирующимися рынками вследствие оттока капитала и увеличения премии за риск.

Важным направлением литературы являются исследования распространения суверенного риска между странами. Работы Ang & Longstaff (2013) и Caceres et al. (2010) показывают, что глобальные факторы объясняют значительную часть синхронности CDS. В контексте Азии ключевым является исследование Guo et al. (2020), которое демонстрирует,

что Казахстан занимает центральное место в региональной сети суверенного кредитного риска: лаговые изменения его CDS систематически предсказывают CDS других азиатских стран. Казахстан показывает наибольшую прогностическую силу среди всех исследованных эмитентов, что объясняется высокой чувствительностью к нефтяным циклам и особенностями структуры рынка квазисуверенного долга. Авторы отмечают, что сравнительно низкая ликвидность рынка CDS Казахстана и высокая чувствительность цен к новой информации приводят к более резким и ранним изменениям CDS, что усиливает его опережающую роль в распространении суверенных рисков в регионе.

В последние годы при написании научных работ значительное внимание уделяется глобальной пандемии COVID-19. Работы Pan et al. (2021), Kartal (2020), Daehler et al. (2021) и Seylan (2023) демонстрируют, что пандемия стала одним из драйверов резкого расширения CDS-спредов в большинстве развивающихся экономик, хотя отдельные эпидемиологические показатели (число случаев заболеваний, смертей) не всегда оказывают прямое статистически значимое влияние.

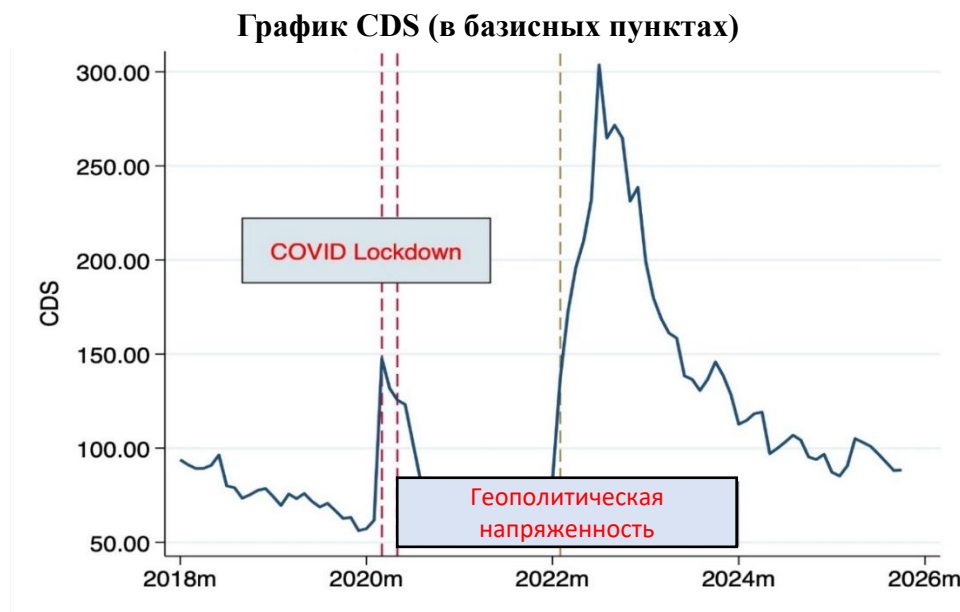
Несмотря на обширность литературы о SCDS развивающихся стран, в научной базе практически отсутствуют исследования, посвященные CDS Казахстана.

Настоящее исследование заполняет указанный разрыв, предлагая первое структурное исследование детерминант казахстанских CDS-спредов, применение SVAR-модели с блоковой экзогенностью, детальную оценку реакций CDS на внешние и внутренние шоки, использование высокочастотного индекса деловой активности BAI как прокси ВВП, анализ периода 2018–2025 гг., включая пандемию COVID-19 и нефтяные шоки.

3. Данные

Для проведения эмпирического анализа были использованы ежемесячные данные за январь 2018 – октябрь 2025 гг. Основные макроэкономические и финансовые показатели: спреды 5-летних долларовых кредитных дефолтных свопов Казахстана (CDS), цена нефти Brent, курс доллара США к тенге (USD/KZT), индекс VIX, инфляция CPI и ставка денежного рынка TONIA, – были получены из системы Bloomberg. Индекс деловой активности (Business Activity Index, BAI) взят с официального сайта Национального Банка Республики Казахстан.

Рисунок 1



Эндогенные переменные, используемые в исследовании, определяются следующим образом:

$$Y_t = [Oil_t, VIX_t, BAI_t, CPI_t, ER_t, INT_t, CDS_t]$$

где:

Oil_t — цена на нефть на конец периода;

VIX_t — индекс волатильности S&P500 на конец периода;

BAI_t — индекс деловой активности на конец периода;

CPI_t — годовая инфляция в Казахстане на конец периода;

ER_t — обменный курс доллара США к тенге на конец периода;

INT_t — ставка денежного рынка TONIA на конец периода;

CDS_t — спреды по 5-летним CDS на конец периода.

Таблица 1

Статистика

	Mean	Max.	Min.	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
<i>Oil</i>	72.80	122.84	22.74	17.71	−0.13	4.00
<i>VIX</i>	19.92	53.54	12.12	7.08	1.82	7.65
<i>BAI</i>	49.73	53.09	36.42	2.37	−3.06	15.25
<i>CPI</i>	9.41	21.30	4.80	4.09	1.22	3.74
<i>ER</i>	433.90	548.97	318.31	53.51	−0.10	2.61
<i>INT</i>	12.05	17.63	7.89	3.43	0.22	1.43
<i>CDS</i>	109.98	303.63	56.20	55.05	1.63	5.18

Все показатели были предварительно преобразованы для обеспечения их сопоставимости и стационарности, что является обязательным условием оценки VAR/SVAR-моделей. Логарифмирование применено к CDS, цене нефти, курсу доллара США к тенге, индексу VIX и BAI; в модель входят их первые разности, интерпретируемые как приблизительные темпы роста. Инфляция и TONIA включаются в виде изменений относительно предыдущего месяца.

Кроме основных переменных в модель включена экзогенная фиктивная переменная COVID-19. Результаты редуцированной VAR-модели показывают, что коэффициент при COVID-dummy в уравнении CDS является статистически значимым на 5%-ном уровне. Вместе с тем основное влияние пандемии на суверенный риск в модели отражается через динамику нефтяных цен, глобальной финансовой волатильности и обменного курса. В этой связи COVID-dummy используется прежде всего как контрольная переменная, позволяющая учесть специфические эффекты периода пандемии, не полностью объясняемые включенными макроэкономическими факторами.

В качестве прокси для показателя валового внутреннего продукта (ВВП) используется индекс деловой активности (BAI). Несмотря на то, что ВВП традиционно рассматривается как основной показатель экономической активности, его квартальная периодичность и задержка публикации ограничивают возможности применения в исследованиях финансовых рынков. Современная макроэкономическая литература все чаще использует высокочастотные индикаторы, такие как PMI (Purchasing Managers' Index), поскольку они позволяют оперативно отслеживать изменения экономической конъюнктуры и отражают информацию, доступную участникам рынка в режиме реального времени (Stock & Watson, 2002; Giannone et al., 2008; Banbura & Modugno, 2014). BAI выполняет аналогичную функцию для экономики Казахстана, предоставляя ежемесячную оценку деловой активности. В этой связи использование BAI представляется более

предпочтительным по сравнению с ВВП для анализа краткосрочной динамики суверенных CDS-спредов.

Полученный набор данных является согласованным, стационарным (после преобразований) и пригодным для дальнейшего применения в структурной VAR-модели.

4. Методология

Макроэкономические детерминанты суверенных CDS-спредов Казахстана анализируются с использованием структурной векторной авторегрессионной модели (SVAR). Этот подход позволяет идентифицировать структурные шоки и исследовать их влияние на CDS, что особенно важно для открытых сырьевых экономик. Методология строится на классических работах Sims (1980), Bernanke (1986), Cushman & Zha (1997) и повторяет логику построения краткосрочных структурных ограничений, примененную в Gürel (2021).

Структурная форма SVAR-модели задается уравнением:

$$AY_t = A_0 + A_1(L)Y_{t-1} + \dots + A_p(L)Y_{t-1} + B\varepsilon_t, \quad (4.1)$$

где A – матрица мгновенных (contemporaneous) взаимосвязей;

B – матрица структурных шоков;

$A_i(L)$ – полиномиальные лаговые операторы;

ε_t – ортогональные структурные инновации.

Уравнение (4.1) преобразуется в редуцированную форму:

$$Y_t = C(L)Y_{t-1} + u_t, \quad u_t = A^{-1}B\varepsilon_t, \quad (4.2)$$

С ковариационной матрицей ошибок редуцированной формы:

$$\Sigma_u = A^{-1}BB'(A^{-1})'.$$

Перед оцениванием модели все переменные были проверены на стационарность с помощью тестов Augmented Dickey-Fuller (ADF) и Phillips-Perron (PP) (приложение). Дополнительно были проанализированы графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функций (ACF и PACF), представленные в приложении. Оптимальное число лагов VAR-модели определялось на основе информационных критериев AIC, HQIC и SBIC и FPE, а также результатов *Lagrange multiplier (LM)* теста на остаточную автокорреляцию. Критерии AIC и FPE указывают на оптимальную спецификацию с двумя лагами, HQIC – с одним лагом, тогда как более консервативный критерий *SBIC* предлагает модель без лагов. Несмотря на это, спецификация без лагов не позволяет учитывать динамические взаимосвязи между переменными, являющимися основным объектом анализа VAR/SVAR-моделей. Учитывая ежемесячную частоту данных и то, что влияние макроэкономических и финансовых шоков обычно реализуется с временным лагом, в качестве базовой спецификации была выбрана модель VAR(2), обеспечивающая баланс между качеством подгонки, динамической полнотой модели и экономической интерпретируемостью результатов. Полученная спецификация удовлетворяет условию устойчивости, поскольку все собственные значения характеристического полинома расположены внутри единичного круга. Результаты всех диагностических тестов приведены в приложении.

Дополнительно были проанализированы распределительные свойства остатков VAR-модели с использованием теста нормальности *Jarque – Bera*. Результаты показывают, что гипотеза о совместной нормальности остатков отвергается. Основной вклад в отклонение от нормальности вносят уравнения нефтяных цен, инфляции и обменного курса, для которых наблюдаются статистически значимые асимметрия и повышенный эксцесс. Подобный результат является типичным для макроэкономических и

финансовых временных рядов, содержащих периоды кризисов, резких скачков обменного курса и сырьевых шоков. В то же время для уравнения CDS гипотеза нормальности не отвергается ($p = 0.747$), что является положительным результатом с точки зрения интерпретации ключевой зависимой переменной исследования. Учитывая устойчивость VAR-процесса, отсутствие остаточной автокорреляции и корректность структурной идентификации, выявленная ненормальность отдельных уравнений не препятствует дальнейшему проведению SVAR-анализа.

В соответствии с концепцией блоковой экзогенности (Cushman & Zha, 1997; Gürel, 2021), внешние переменные – Oil и VIX – считаются экзогенными для Казахстана, что отражает статус страны как ценополучателя на сырьевых рынках и ограниченное влияние на глобальные финансовые индикаторы. Внутренний блок включает BAI, CPI, ER, INT и CDS.

Структурная форма системы записывается следующим образом:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & NA & 1 & NA & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 & 0 & 1 & NA & 0 \\ 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 1 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & 1 \end{bmatrix}}_A \underbrace{\begin{bmatrix} u_{Oil_t} \\ u_{VIX_t} \\ u_{BAI_t} \\ u_{CPI_t} \\ u_{ER_t} \\ u_{INT_t} \\ u_{CDS_t} \end{bmatrix}}_{u_t} = B \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{oil,t} \\ \varepsilon_{vix,t} \\ \varepsilon_{bai,t} \\ \varepsilon_{cpi,t} \\ \varepsilon_{er,t} \\ \varepsilon_{int,t} \\ \varepsilon_{cds,t} \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t}$$

В матрице A: 1 – нормировка; 0 – ограничение; NA – свободный параметр, подлежащий оцениванию.

Матрица B является диагональной, отражая ортогональность структурных шоков:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{77} \end{bmatrix}$$

После идентификации структурная форма представляется как:

$$Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \quad (4.3)$$

что позволяет рассчитывать импульсные отклики (Impulse Response Functions, IRF) и проводить декомпозицию дисперсии прогнозной ошибки (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD), результаты которых представлены в разделе Результаты.

Цена нефти (Oil) рассматривается как полностью экзогенная переменная. Казахстан не обладает достаточным масштабом для влияния на мировой рынок нефти, поэтому внутренние макроэкономические показатели страны не способны оказывать мгновенное воздействие на мировые нефтяные котировки.

VIX также относится к внешнему блоку модели. При этом допускается его contemporaneous-реакция на нефтяные шоки, поскольку существенные изменения на мировом сырьевом рынке могут сопровождаться изменением глобального аппетита к риску. В то же время внутренние переменные Казахстана не оказывают мгновенного влияния на VIX, что соответствует предпосылке блоковой экзогенности.

BAI допускает мгновенную реакцию на нефтяные цены. Такое ограничение отражает высокую зависимость экономики Казахстана от нефтяного сектора через экспортные

поступления, бюджетные доходы, инвестиционную активность и ожидания бизнеса. Влияние глобальной финансовой волатильности на деловую активность ограничивается лаговой структурой, поскольку изменения глобальных финансовых условий, как правило, передаются в реальный сектор не мгновенно, а через инвестиционные решения, финансовые условия и внешнеторговые каналы.

В уравнении *CPI* допускается мгновенная реакция на *BAI* и обменный курс (*ER*). Связь с *BAI* отражает канал внутреннего спроса: ускорение экономической активности может сопровождаться усилением ценового давления. Включение обменного курса в contemporaneous-структуру инфляции обусловлено высокой открытостью экономики Казахстана, значительной долей импортных товаров в структуре потребления и наличием эффекта переноса обменного курса в цены (*exchange rate pass-through*). Исследование Сейдазова (2024) показывает, что ослабление тенге на 10% может приводить к увеличению инфляции на 1–1,4 п. п. в течение года, а результаты Arnabekova & Brinshinov (2025) свидетельствуют, что изменение обменного курса на 1% сопровождается ростом инфляции примерно на 0,12 п. п. Несмотря на то, что значительная часть данного эффекта реализуется с лагом, устойчивость и статистическая значимость валютного канала обосновывают включение обменного курса в краткосрочную структуру модели.

В то же время прямое мгновенное влияние мировых цен на нефть на инфляцию ограничивается нулем. Данное предположение основано на институциональных особенностях Казахстана: на протяжении значительной части рассматриваемого периода цены на горюче-смазочные материалы регулировались государством посредством предельных цен и иных механизмов сдерживания. В результате влияние нефтяных шоков на инфляцию реализовывалось преимущественно косвенно – через обменный курс, бюджетные каналы и инфляционные ожидания. Поэтому обменный курс рассматривается как основной канал передачи внешних шоков в потребительские цены в рамках рассматриваемой спецификации SVAR-модели.

Обменный курс (*ER*) рассматривается как быстро реагирующая финансовая переменная и допускает моментальную реакцию на нефтяные цены, глобальную волатильность и условия денежного рынка. Такая спецификация отражает три ключевых канала воздействия: сырьевой канал через экспортные доходы, глобальный финансовый канал через изменение аппетита к риску и процентный канал через изменение относительной привлекательности активов в национальной валюте. При этом влияние деловой активности, инфляции и *CDS* предполагается преимущественно лаговым.

Ставка денежного рынка (*INT*), представленная *TONIA*, допускает мгновенную реакцию на деловую активность. Данное ограничение отражает связь между экономической активностью, спросом на ликвидность и условиями денежного рынка. Кроме того, *TONIA* является операционной ставкой денежного рынка и в большей степени определяется текущими условиями ликвидности банковской системы и операциями Национального Банка, чем краткосрочными колебаниями обменного курса. В этой связи влияние обменного курса на *TONIA* в моменте ограничивается нулем. Несмотря на тесную взаимосвязь валютного рынка и денежно-кредитной политики, воздействие валютных шоков на денежный рынок, как правило, реализуется косвенно через инфляционные ожидания, прогноз инфляции и последующую реакцию Национального Банка. В условиях режима инфляционного таргетирования решения по денежно-кредитной политике принимаются исходя из их влияния на инфляцию и макроэкономическую стабильность, а не в ответ на краткосрочные колебания обменного курса. Поэтому предполагается, что влияние валютных шоков на *TONIA* носит преимущественно лаговый характер и отражается через динамические взаимосвязи переменных внутри модели.

Наконец, *CDS* располагается последней переменной системы и допускает моментальную реакцию на все структурные шоки. Такое предположение отражает природу

CDS как рыночного индикатора суверенного кредитного риска, который способен оперативно учитывать изменения глобальной конъюнктуры, состояния реального сектора, инфляционных процессов, валютного рынка и условий денежного рынка. Поэтому CDS рассматривается как наиболее эндогенная переменная модели.

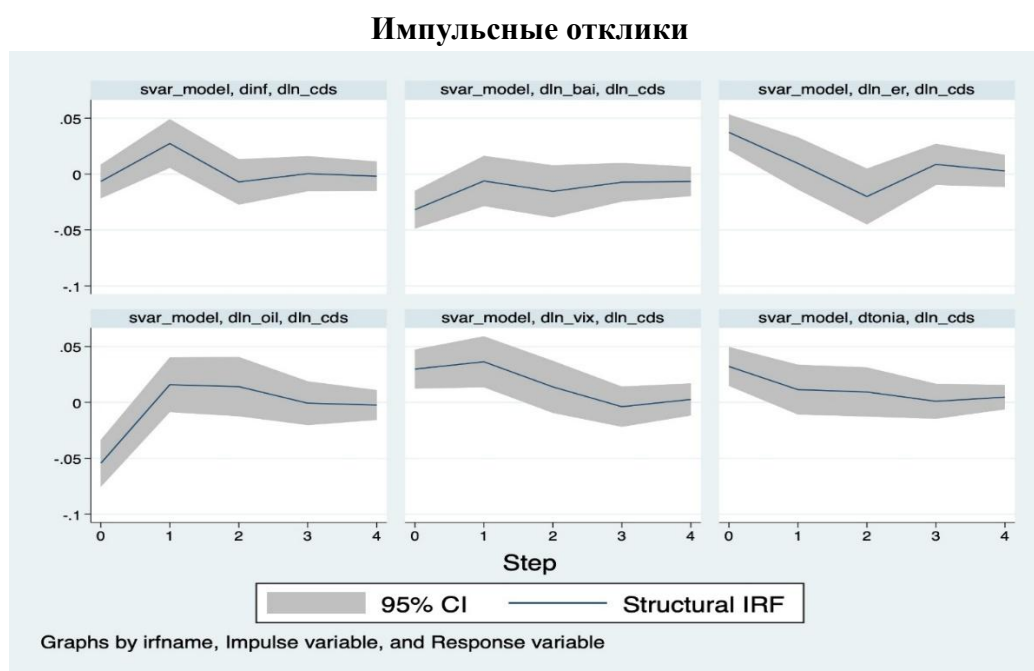
В целом выбранная система ограничений позволяет совместить предпосылку блоковой экзогенности внешних факторов с экономически обоснованными каналами передачи шоков внутри малой открытой сырьевой экономики. Такая схема идентификации обеспечивает экономически интерпретируемую декомпозицию структурных шоков и позволяет анализировать реакцию суверенных CDS Казахстана на внешние и внутренние макроэкономические импульсы.

5. Результаты

Перед анализом импульсных откликов были проверены свойства оцененной VAR-модели, лежащей в основе SVAR. Критерии информации указывают на оптимальную длину лага 2, при этом модель демонстрирует удовлетворительные статистические характеристики. Тест Лагранжа на остаточную автокорреляцию не отвергает нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции, а проверка устойчивости показывает, что все собственные значения располагаются внутри единичного круга, что свидетельствует о стабильности VAR-процесса. LR-тест на сверхидентификационные ограничения ($\chi^2(7)=6.06$, $p=0.533$) не отвергает наложенные ограничения, подтверждая корректность выбранной схемы структурной идентификации.

Импульсные отклики структурной SVAR-модели представлены на рисунке 2. Поскольку переменные нефти, VIX, деловой активности, обменного курса и CDS используются в логарифмических разностях, значения IRF интерпретируются как приблизительное процентное изменение CDS в ответ на стандартный структурный шок соответствующей переменной. Для инфляции и TONIA отклики отражают реакцию CDS на стандартный шок данных показателей.

Рисунок 2



Наиболее сильный отклик наблюдается в ответ на нефтяной шок. Положительный структурный шок мировых цен на нефть приводит к статистически значимому снижению

CDS-спредов Казахстана на 5,4% в моменте (95% ДИ: $[-7,5\%; -3,3\%]$). На горизонте одного-двух месяцев отклик становится положительным, однако статистически не отличается от нуля, а затем полностью затухает. Результат подтверждает важность нефтяного фактора для восприятия кредитного риска Казахстана как экспортера сырья.

Шок глобальной финансовой волатильности оказывает противоположное воздействие. Рост глобальной неопределенности сопровождается немедленным увеличением CDS примерно на 3,0% (95% ДИ: $[1,2\%; 4,7\%]$). На следующем месяце эффект несколько усиливается до 3,6%, после чего быстро теряет статистическую значимость. Это свидетельствует о высокой чувствительности казахстанского суверенного риска к изменениям глобального аппетита к риску.

Для индекса деловой активности (BAI) наблюдается статистически значимое снижение CDS в момент возникновения шока. Положительный шок экономической активности сопровождается сокращением CDS примерно на 3,2% (95% ДИ: $[-4,9\%; -1,5\%]$). На последующих горизонтах эффект сохраняет отрицательный знак, однако становится статистически незначимым. Данный результат указывает на то, что улучшение текущей экономической конъюнктуры воспринимается финансовыми рынками как фактор снижения суверенного риска, однако соответствующая информация достаточно быстро отражается в рыночных ценах.

Реакция CDS на инфляционный шок имеет отсроченный характер. В момент возникновения шока влияние инфляции статистически незначимо. Однако уже через один месяц наблюдается положительный и статистически значимый отклик: CDS увеличивается примерно на 2,7% (95% ДИ: $[0,6\%; 4,9\%]$). После этого эффект быстро затухает и перестает быть значимым. Такой результат может свидетельствовать о том, что инвесторам требуется определенное время для переоценки последствий инфляционного шока для макроэкономической стабильности и будущей траектории денежно-кредитной политики.

Среди внутренних факторов особое значение имеет обменный курс. Положительный шок курса доллара США к тенге сопровождается немедленным ростом CDS приблизительно на 3,7% (95% ДИ: $[2,1\%; 5,3\%]$), что является одним из наиболее сильных откликов среди всех рассматриваемых переменных. На последующих горизонтах эффект быстро снижается и теряет статистическую значимость. Полученный результат свидетельствует о том, что валютные шоки занимают важное место в формировании восприятия суверенного риска Казахстана и отражают высокую чувствительность инвесторов к колебаниям обменного курса.

Для ставки денежного рынка TONIA также наблюдается статистически значимый положительный отклик. В момент возникновения шока CDS увеличивается примерно на 3,2% (95% ДИ: $[1,5\%; 5,0\%]$). Через месяц эффект остается положительным, однако уже не является статистически значимым, а в дальнейшем постепенно затухает. Это указывает на то, что неожиданные изменения условий денежного рынка могут временно повышать воспринимаемый кредитный риск, однако не оказывают устойчивого влияния на долгосрочную динамику CDS.

В целом результаты импульсных откликов показывают, что суверенные CDS Казахстана наиболее чувствительны к нефтяным, валютным и глобальным финансовым шокам. Внутренние факторы – деловая активность, инфляция и условия денежного рынка – также оказывают статистически значимое влияние, однако их вклад преимущественно проявляется в краткосрочном периоде и быстро затухает. Полученные результаты согласуются с характеристиками Казахстана как малой открытой сырьевой экономики, в которой восприятие суверенного риска во многом определяется внешней конъюнктурой и состоянием валютного рынка.

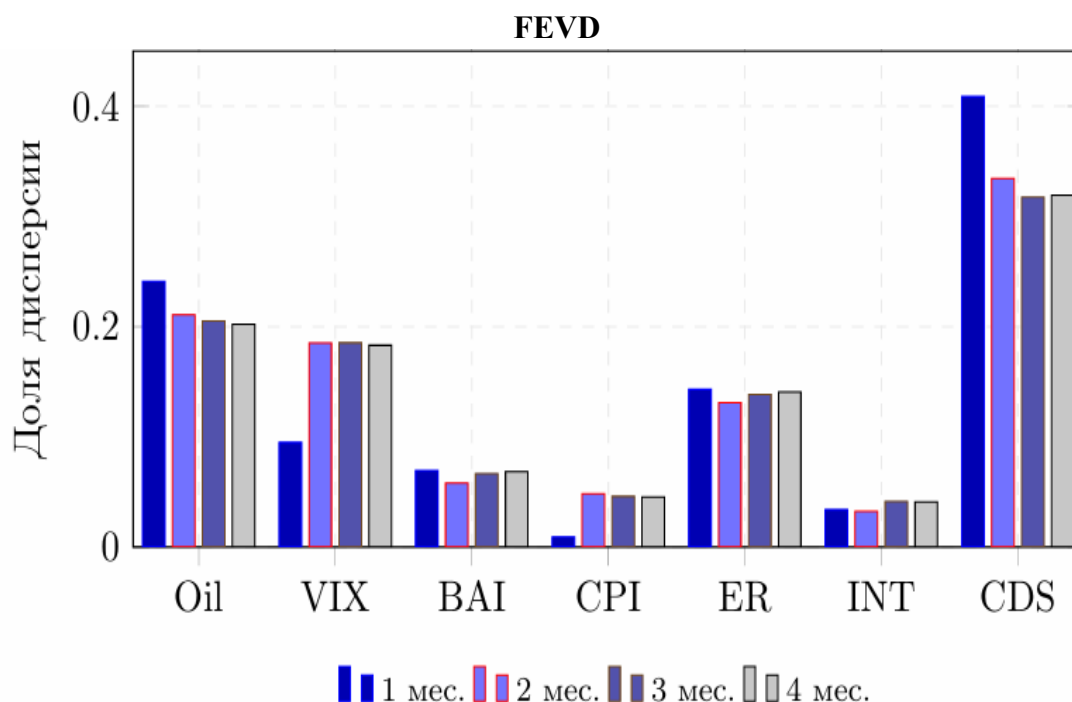
Количественную роль каждого типа шока в формировании динамики CDS позволяет оценить декомпозиция дисперсии ошибки прогноза (Forecast Error Variance Decomposition,

FEVD). В таблице 2 и на рисунке 3 представлены доли вклада структурных шоков в дисперсию прогноза CDS на горизонте от одного до четырех месяцев. Уже через один месяц около 24,1% вариации CDS объясняется нефтяными шоками, 14,3% – шоками обменного курса, 9,5% – глобальной финансовой волатильностью (VIX), а 6,9% – изменениями деловой активности. Вклад инфляционных и процентных шоков составляет менее 5%, тогда как крупнейшая доля дисперсии (40,9%) приходится на собственные шоки CDS. По мере увеличения горизонта прогнозирования относительная роль отдельных факторов постепенно стабилизируется. На горизонте четырех месяцев собственные шоки CDS по-прежнему остаются крупнейшим источником вариации показателя и объясняют около 31,9% дисперсии. Среди наблюдаемых макроэкономических факторов наибольший вклад сохраняют нефтяные шоки (20,2%) и глобальная финансовая волатильность (18,3%). Существенную роль также играет обменный курс (14,1%), тогда как вклад деловой активности составляет около 6,8%, инфляции – 4,5%, а ставки TONIA – 4,1%.

Таблица 2

Значения FEVD							
	Oil	VIX	BAI	CPI	ER	INT	CDS
Period							
1	0.24	0.10	0.07	0.01	0.14	0.03	0.41
2	0.21	0.19	0.06	0.05	0.13	0.03	0.33
3	0.21	0.19	0.06	0.05	0.14	0.04	0.31
4	0.20	0.18	0.07	0.05	0.14	0.04	0.32

Рисунок 3



Полученные результаты свидетельствуют о том, что динамика суверенных CDS Казахстана в значительной степени определяется внешними факторами. Совокупный вклад нефтяных шоков и глобальной финансовой волатильности достигает почти 39% дисперсии

прогноза на горизонте четырех месяцев, а с учетом валютного канала превышает 50%. Это подтверждает высокую зависимость восприятия суверенного риска Казахстана от внешней конъюнктуры, глобального аппетита к риску и динамики обменного курса. Вместе с тем, значительная доля собственных шоков CDS указывает на наличие факторов, не полностью отражаемых включенными макроэкономическими переменными, таких как ликвидность рынка CDS, особенности структуры внешнего долга, политические и геополитические риски, а также изменения настроений международных инвесторов.

6. Дискуссия и рекомендации

Полученные результаты подтверждают, что динамика суверенных CDS Казахстана в значительной степени определяется внешними факторами. Наиболее сильную реакцию CDS демонстрируют на шоки нефтяных цен, глобальной финансовой волатильности и обменного курса. Кроме того, результаты FEVD показывают, что совокупный вклад нефтяных шоков, VIX и валютного канала превышает 50% вариации CDS на горизонте четырех месяцев. Это свидетельствует о том, что восприятие суверенного риска Казахстана во многом формируется под воздействием внешней конъюнктуры и глобальных финансовых условий.

Отрицательная реакция CDS на нефтяные шоки согласуется с высокой зависимостью экономики Казахстана от сырьевого сектора. Рост нефтяных цен улучшает фискальные и внешнеторговые показатели страны, что немедленно отражается в снижении премии за суверенный риск. Одновременно значимая реакция на VIX подтверждает чувствительность Казахстана к изменениям глобального аппетита к риску и движению международного капитала.

Среди внутренних факторов наиболее существенную роль играет обменный курс. Валютные шоки вызывают одну из наиболее сильных реакций CDS, сопоставимую по масштабу с влиянием глобальной волатильности. Данный результат указывает на важность валютного канала в формировании рыночной оценки суверенного риска и подтверждает особую роль курсовой стабильности для открытых развивающихся экономик.

Результаты также показывают, что деловая активность, инфляция и условия денежного рынка оказывают статистически значимое влияние на CDS, однако их вклад в общую вариацию показателя существенно ниже по сравнению с внешними факторами. Это свидетельствует о том, что инвесторы учитывают состояние внутренней макроэкономической среды, однако определяющее значение для суверенного риска Казахстана сохраняют внешние шоки.

Особого внимания заслуживает высокая доля собственной вариации CDS, которая составляет около 32% на горизонте четырех месяцев. Данный результат указывает на наличие факторов риска, не полностью отражаемых используемыми макроэкономическими переменными. К ним могут относиться ликвидность рынка CDS, особенности структуры государственного и квазигосударственного долга, геополитические факторы, а также изменения глобальных инвестиционных настроений.

Полученные результаты позволяют сформулировать несколько практических выводов для экономической политики. Во-первых, высокая чувствительность CDS к нефтяным шокам подчеркивает важность дальнейшего укрепления бюджетных стабилизаторов и снижения зависимости государственных финансов от сырьевого цикла. Во-вторых, значимая роль валютного канала свидетельствует о необходимости развития внутреннего валютного рынка, расширения инструментов управления валютным риском и дальнейшего снижения долларизации экономики. В-третьих, наличие статистически значимой реакции CDS на инфляционные и процентные шоки подтверждает важность сохранения предсказуемой и последовательной денежно-кредитной политики. Наконец, существенный вклад собственной динамики CDS указывает на необходимость дальнейшего

развития финансового рынка, повышения прозрачности долговой политики и расширения базы инвесторов, что может способствовать снижению премии за суверенный риск.

7. Вывод

Настоящее исследование посвящено анализу макроэкономических детерминант суверенных кредитных дефолтных свопов Казахстана на основе структурной векторной авторегрессионной модели (SVAR) с блоковой экзогенностью. Используя ежемесячные данные за 2018–2025 гг., работа оценивает влияние внешних и внутренних макроэкономических шоков на динамику 5-летних CDS-спредов Казахстана.

Полученные результаты показывают, что ключевую роль в формировании суверенного кредитного риска играют внешние факторы. Положительные нефтяные шоки сопровождаются статистически значимым снижением CDS-спредов, тогда как рост глобальной финансовой волатильности приводит к их расширению. Среди внутренних факторов наиболее существенное влияние оказывают шоки обменного курса, что указывает на важность валютного канала в формировании рыночной оценки суверенного риска. Шоки деловой активности, инфляции и ставки денежного рынка также оказывают статистически значимое воздействие, однако их влияние носит более ограниченный характер.

Результаты декомпозиции дисперсии прогнозной ошибки подтверждают доминирующую роль внешних факторов. Совокупный вклад нефтяных шоков, глобальной волатильности и обменного курса превышает половину вариации CDS на горизонте четырех месяцев. В то же время около трети колебаний CDS объясняется собственной динамикой показателя, что указывает на наличие дополнительных факторов риска, не полностью отражаемых стандартными макроэкономическими переменными.

Научная новизна исследования заключается в том, что работа является одним из первых исследований, посвященных структурному анализу детерминант суверенных CDS Казахстана с использованием SVAR-подхода. Полученные результаты расширяют понимание механизмов формирования суверенного риска в малой открытой сырьевой экономике и могут быть использованы для совершенствования макрофинансового мониторинга, анализа долговой устойчивости и оценки условий внешних заимствований Республики Казахстан.

Литература

1. Aizenman, J., Hutchison, M., & Jinjara, Y. (2013). What is the risk of sovereign debt default? *Journal of International Money and Finance*, 34, 37–59.
2. Ammer, J., & Cai, F. (2011). Sovereign CDS and bond pricing dynamics in emerging markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 298–314.
3. Andrew Ang and Francis A. Longstaff, "Systemic Sovereign Credit Risk: Lessons from the U.S. and Europe," NBER Working Paper 16982 (2011), <https://doi.org/10.3386/w16982>.
4. Arnabekova E. & Brinshinov A., 2025. "[The Impact of Oil Shocks on Macroeconomic Indicators of Kazakhstan](#)," *Economic Review(National Bank of Kazakhstan)*, National Bank of Kazakhstan, issue 1, pages 23-30.
5. Augustin, P., Subrahmanyam, M. G., Tang, D. Y., & Wang, S. Q. (2018). Credit default swaps: A survey. *Foundations and Trends in Finance*, 13(1), 1–168.
6. Aytekin, S. and Abdioglu, N. (2021) 'Do CDS spreads and inflation move together? The experience of the fragile five countries and the BRICS-T', *Scientific Annals of Economics and Business*, 68 (2), pp. 163-175.
7. Baldacci, E., Gupta, S., & Mati, A. (2011). Political and fiscal determinants of sovereign credit risk. *IMF Working Paper*, WP/11/152.

8. Banbura, M., & Modugno, M. (2014). Maximum likelihood estimation of factor models on datasets with arbitrary pattern of missing data. *Journal of Applied Econometrics*, 29(1), 133–160.
9. Barros, C. P. (2020). Oil price shocks and sovereign risk in oil-exporting economies. *Energy Policy*, 147, 111885.
10. Bekaert, G., Engstrom, E., & Ermolov, A. (2019). Bad environments, good environments: A non-Gaussian asymmetric volatility model. *Journal of Econometrics*, 212(1), 26–45.
11. Beirne, J., & Fratzscher, M. (2013). The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 60–82.
12. Bomfim, A. (2022). *Understanding credit default swaps*. Oxford University Press.
13. Brandorf, C. and Holmberg, J. (2010) 'Determinants of sovereign credit default swap spreads for piigs-a macroeconomic approach',
14. Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International Economics*, 63(1), 31–58.
15. Carr, P., & Wu, L. (2007). Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit risk and exchange rates. *Journal of Banking & Finance*, 31(8), 2383–2403.
16. Ceylan, Ö. (2023) 'Analysis of Dynamic Connectedness among Sovereign CDS Premia', *World Journal of Applied Economics*, 9 (1), pp. 33-47.
17. Сейдазов Б.А. (2024). Влияние эффекта переноса динамики номинального обменного курса на инфляцию в Казахстане. Экономическое исследование №2024–12. Национальный Банк Республики Казахстан.
18. Ceylan, R. (2023). COVID-19 and sovereign CDS spreads in emerging markets. *Emerging Markets Finance & Trade*, 59(1), 112–132.
19. Cushman, D. O., & Zha, T. (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 39(3), 433–448.
20. Daehler, T., et al. (2021). COVID-19 and sovereign risk. *IMF Working Paper*.
21. Damodaran, Aswath, Country Risk: Determinants, Measures and Implications – The 2023 Edition (July 14, 2023). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4509578> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4509578>
22. Ertuğrul, H. M., Soytaş, U., & Ertuğrul, Y. (2017). The asymmetric impact of oil prices on Turkey's sovereign credit risk. *Energy Economics*, 61, 287–294.
23. Flannery, M.J., Houston, J.F. and Partnoy, F. (2010) 'Credit default swap spreads as viable substitutes for credit ratings', *University of Pennsylvania Law Review*, pp. 2085-2123.
24. Garcia, D., & Rigobon, R. (2018). What's news? A new perspective on measuring news influence. *Journal of Financial Economics*, 128(3), 384–412.
25. Giannone, D., Reichlin, L., & Small, D. (2008). Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 665–676.
26. Guo, Biao & Han, Qian & Liang, Jufang & Ryu, Doojin & Yu, Jinyoung. (2020). Sovereign Credit Spread Spillovers in Asia. *Sustainability*. 12. 1472. 10.3390/su12041472.
27. Gupta, R., Lau, C. K. M., & Wohar, M. E. (2020). The role of economic policy uncertainty in predicting sovereign credit risk for emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 102, 102104.
28. Gürel, S. P. (2021). How the macroeconomic conditions and global risk factors affect sovereign CDS spreads? New evidence from Turkey. *Business and Management Studies: An International Journal*, 9(2), 547–560.
29. Ho, S. Y. (2016). Current accounts and CDS spreads. *International Review of Economics & Finance*, 45, 140–155.

30. Kartal, M.T. (2022) 'The Role of Macroeconomic and Market Indicators in Explaining Sovereign Credit Default Swaps (CDS) Spread Changes: Evidence from Türkiye', *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 25 (2), pp. 145.
31. Liu, X., & Morley, B. (2012). Sovereign CDS and exchange rates. *Applied Financial Economics*, 22(14), 1171–1180.
32. Matsumura, M.S. and Vicente, J.V.M. (2010) 'The role of macroeconomic variables in sovereign risk', *Emerging Markets Review*, 11 (3), pp. 229-249.
33. Miguel A. Segoviano & Carlos Caceres & Vincenzo Guzzo, 2010. "[Sovereign Spreads: Global Risk Aversion, Contagion or Fundamentals?](#)", *IMF Working Papers* 2010/120, International Monetary Fund.
34. Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy. *Energy Economics*, 59, 382–399.
35. Naifar, N. (2020) 'What explains the sovereign credit default swap spreads changes in the GCC region?', *Journal of Risk and Financial Management*, 13 (10), pp. 245
36. Pan, J., & Singleton, K. (2008). Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads. *Journal of Finance*, 63(5), 2345–2384.
37. Pan, W.-F., Wang, X., Wu, G. and Xu, W. (2021) 'The COVID-19 pandemic and sovereign credit risk', *China Finance Review International*, 11 (3), pp. 287-301.
38. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 147–162.
39. Tang, D. Y., & Yan, H. (2010). Market conditions, default risk and credit spreads. *Journal of Banking & Finance*, 34(4), 743–753.
40. Yildirim, Z., & Yildirim, D. Ç. (2017). Macroeconomic dynamics of sovereign credit risk. *Economic Modelling*, 64, 221–230.
41. Yu, F. (2016). Sovereign default risk and CDS pricing. *Review of Financial Studies*, 29(5), 1470–1504.
42. Yuan, C. and Pongsiri, T.J. (2015) 'Fiscal austerity, growth prospects, and sovereign CDS spreads: The Eurozone and beyond', *International Economics*, 141, pp. 50-79.
43. Wang, A.T., Yang, S.-Y. and Yang, N.-T. (2013) 'Information transmission between sovereign debt CDS and other financial factors. The case of Latin America', *The North American Journal of Economics and Finance*, 26, pp. 586-601.

Тесты на стационарность

Переменные	<i>ADF</i>	<i>Phillips – Perron</i>
<i>Oil</i>	−1.65	−1.99
ΔOil	−5.06***	−8.02***
<i>VIX</i>	−2.65*	−4.51***
ΔVIX	−6.03***	−13.62***
<i>BAI</i>	−2.81*	−3.03**
ΔBAI	−4.51***	−9.07***
<i>CPI</i>	−2.42	−1.22
ΔCPI	−3.04**	−5.82***
<i>ER</i>	−3.34*	−1.29
ΔER	−8.60***	−11.57***
<i>INT</i>	−2.04	−0.86
ΔINT	−4.48***	−13.67***
<i>CDS</i>	−2.35	−1.84
ΔCDS	−3.71***	−7.95***

Примечание: *,** и *** обозначают статистическую значимость на уровнях 10%, 5% и 1% соответственно

Рисунок 1

Графики ACF и PACF

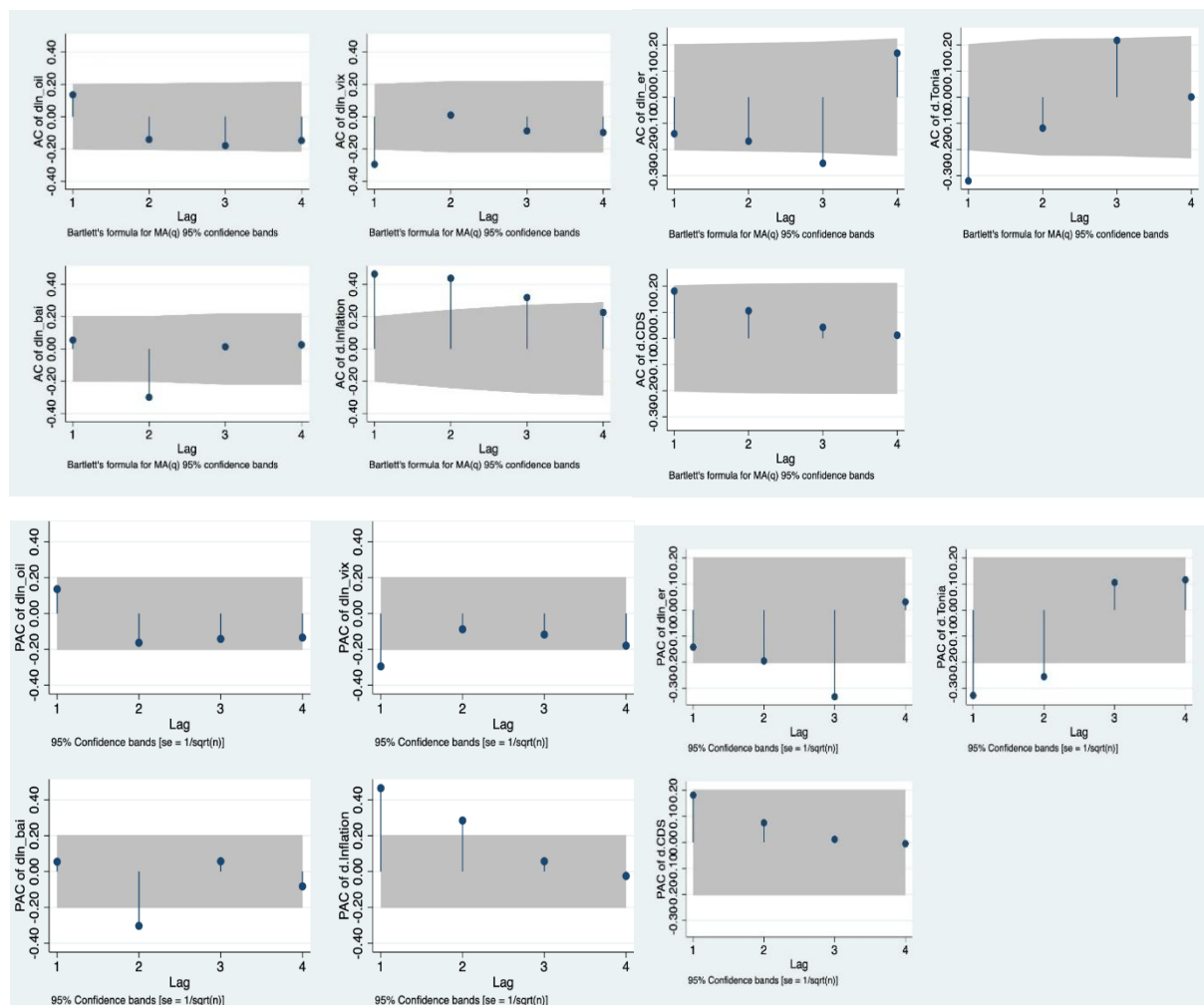


Таблица 2

Критерии для выбора оптимального количества лагов

Lag-order selection criteria

Sample: 2018m6 thru 2025m10

Number of obs = 89

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	305.586				3.4e-12	-6.55249	-6.3947	-6.16102*
1	396.469	181.77	49	0.000	1.3e-12	-7.49368	-6.78362*	-5.73206
2	463.708	134.48	49	0.000	9.0e-13*	-7.90355*	-6.64122	-4.77178
3	505.005	82.594	49	0.002	1.1e-12	-7.73045	-5.91585	-3.22853
4	541.63	73.251*	49	0.014	1.7e-12	-7.45236	-5.0855	-1.5803

* optimal lag

Endogenous: dln_oil dln_vix dln_bai dln_er dln_cds

Exogenous: covid _cons

Таблица 3

Регрессия VAR

. var dln_oil dln_vix dln_bai dln_er dln_er dtonia dln_cds, lags(1/2) exog(covid)

Vector autoregression

Sample: 2018m4 thru 2025m10 Number of obs = 91
Log likelihood = 477.5548 AIC = -8.034172
FPE = 7.85e-13 HQIC = -6.787433
Det(Sigma_ml) = 6.52e-14 SBIC = -4.943884

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dln_oil	16	.116025	0.2737	34.29916	0.0031
dln_vix	16	.23494	0.2777	34.98662	0.0025
dln_bai	16	.025843	0.4725	81.51253	0.0000
dln_er	16	.507459	0.5776	124.4396	0.0000
dln_er	16	.032055	0.2281	26.88803	0.0297
dtonia	16	.910588	0.4229	66.6879	0.0000
dln_cds	16	.126432	0.3157	41.98376	0.0002

dln_cds						
dln_oil						
L1.	.3887119	.1404363	2.77	0.006	.1134617	.663962
L2.	.1716803	.1499433	1.14	0.252	-.1222031	.4655637
dln_vix						
L1.	.1903129	.0606722	3.14	0.002	.0713976	.3092282
L2.	.1368534	.061762	2.22	0.027	.0158021	.2579047
dln_bai						
L1.	.1522619	.5717935	0.27	0.790	-.9684327	1.272957
L2.	-.9591566	.5676326	-1.69	0.091	-2.071696	.1533829
dln_er						
L1.	.0610368	.0242177	2.52	0.012	.013571	.1085025
L2.	-.0601952	.0242324	-2.48	0.013	-.1076899	-.0127005
dln_er						
L1.	.4815352	.4998048	0.96	0.335	-.4980642	1.461135
L2.	-1.287777	.522893	-2.46	0.014	-2.312629	-.2629259
dtonia						
L1.	.0114263	.0149609	0.76	0.445	-.0178965	.0407491
L2.	.0249794	.0147214	1.70	0.090	-.003874	.0538328
dln_cds						
L1.	-.004023	.1352295	-0.03	0.976	-.2690679	.2610219
L2.	.094585	.1366701	0.69	0.489	-.1732834	.3624534
covid						
_cons	.1725536	.0806905	2.14	0.032	.0144031	.330704
	-.0064497	.0136909	-0.47	0.638	-.0332834	.0203839

Рисунок 2

Тест на стабильность

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
$-.04077923 + .7587172i$	.759812
$-.04077923 - .7587172i$	.759812
$.6190819 + .1206263i$	.630724
$.6190819 - .1206263i$	.630724
$.3087368 + .5262232i$	.610106
$.3087368 - .5262232i$	.610106
$-.4419418 + .2988239i$	.533487
$-.4419418 - .2988239i$	.533487
$-.2573335 + .4269292i$	.498487
$-.2573335 - .4269292i$	.498487
$-.4318744$	.431874
$-.2245593 + .3058657i$	.379448
$-.2245593 - .3058657i$	.379448
$.07552125$	.075521

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

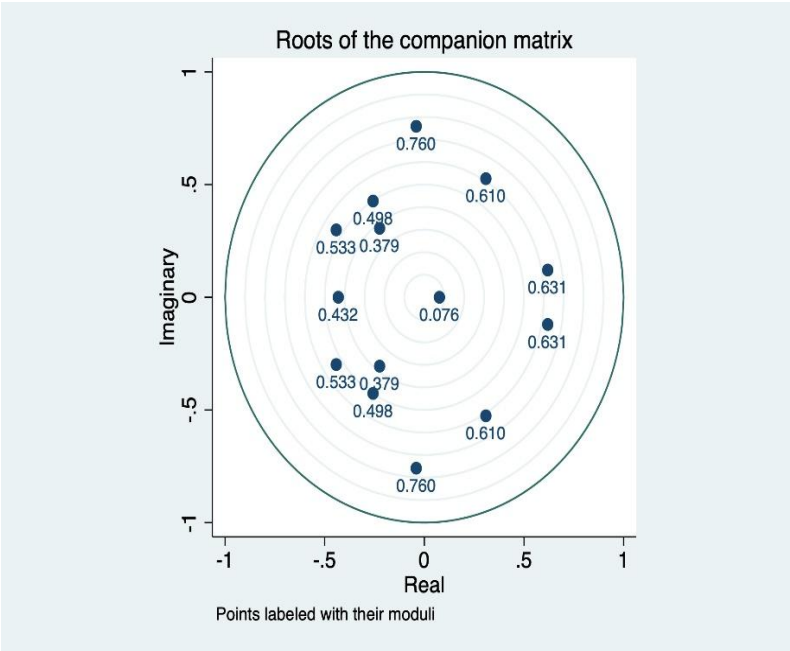


Таблица 4

LM тест на автокорреляцию

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	54.3696	49	0.27740
2	41.3652	49	0.77248
3	48.4892	49	0.49374
4	55.8975	49	0.23173

H0: no autocorrelation at lag order

Таблица 5

Проверка нормальности остатков VAR-модели

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dln_oil	91.317	2	0.00000
dln_vix	4.438	2	0.10873
dln_bai	0.404	2	0.81716
dinf	132.786	2	0.00000
dln_er	95.201	2	0.00000
dtonia	4.757	2	0.09268
dln_cds	0.584	2	0.74676
ALL	329.487	14	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
dln_oil	7.4759	75.960	1	0.00000
dln_vix	3.6366	1.537	1	0.21510
dln_bai	3.0884	0.030	1	0.86328
dinf	8.255	104.706	1	0.00000
dln_er	7.1986	66.842	1	0.00000
dtonia	3.2916	0.322	1	0.57015
dln_cds	2.901	0.037	1	0.84719
ALL		249.434	7	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
dln_oil	-1.0062	15.357	1	0.00009
dln_vix	.43734	2.901	1	0.08853
dln_bai	-.15707	0.374	1	0.54072
dinf	-1.3607	28.080	1	0.00000
dln_er	1.3674	28.359	1	0.00000
dtonia	.54075	4.435	1	0.03521
dln_cds	.18989	0.547	1	0.45959
ALL		80.053	7	0.00000

Таблица 6

Результаты SVAR-модели

Sample: 2018m4 thru 2025m10
Overidentified model

Number of obs = 91
Log likelihood = 474.525

	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
/A						
1_1	1 (constrained)					
2_1	.8921358	.190555	4.68	0.000	.5186548	1.265617
3_1	-.1195428	.019701	-6.07	0.000	-.158156	-.0809297
4_1	0 (constrained)					
5_1	.0890412	.0290893	3.06	0.002	.0320273	.1460552
6_1	0 (constrained)					
7_1	.0578288	.0973425	0.59	0.552	-.132959	.2486166
1_2	0 (constrained)					
2_2	1 (constrained)					
3_2	0 (constrained)					
4_2	0 (constrained)					
5_2	.0002163	.0141769	0.02	0.988	-.0275699	.0280024
6_2	0 (constrained)					
7_2	-.1558816	.0401753	-3.88	0.000	-.2346239	-.0771394
1_3	0 (constrained)					
2_3	0 (constrained)					
3_3	1 (constrained)					
4_3	4.867211	2.067132	2.35	0.019	.8157063	8.918715
5_3	0 (constrained)					
6_3	11.78407	3.48103	3.39	0.001	4.961373	18.60676
7_3	1.19582	.4142023	2.89	0.004	.3839986	2.007642
1_4	0 (constrained)					
2_4	0 (constrained)					
3_4	0 (constrained)					
4_4	1 (constrained)					
5_4	0 (constrained)					

6_4	0	(constrained)				
7_4	.0147626	.0172178	0.86	0.391	-.0189836	.0485088
1_5	0	(constrained)				
2_5	0	(constrained)				
3_5	0	(constrained)				
4_5	1.760851	1.674424	1.05	0.293	-1.52096	5.042662
5_5	1	(constrained)				
6_5	0	(constrained)				
7_5	-1.412525	.2986125	-4.73	0.000	-1.997795	-.8272554
1_6	0	(constrained)				
2_6	0	(constrained)				
3_6	0	(constrained)				
4_6	0	(constrained)				
5_6	-.0090285	.0033378	-2.70	0.007	-.0155705	-.0024865
6_6	1	(constrained)				
7_6	-.0282318	.0102316	-2.76	0.006	-.0482855	-.0081782
1_7	0	(constrained)				
2_7	0	(constrained)				
3_7	0	(constrained)				
4_7	0	(constrained)				
5_7	0	(constrained)				
6_7	0	(constrained)				
7_7	1	(constrained)				
/B						
1_1	.1053325	.0078078	13.49	0.000	.0900295	.1206354
2_1	0	(constrained)				
3_1	0	(constrained)				
4_1	0	(constrained)				
5_1	0	(constrained)				
6_1	0	(constrained)				
7_1	0	(constrained)				
1_2	0	(constrained)				
2_2	.1914711	.0141928	13.49	0.000	.1636538	.2192885
3_2	0	(constrained)				
4_2	0	(constrained)				
5_2	0	(constrained)				
6_2	0	(constrained)				
7_2	0	(constrained)				
1_3	0	(constrained)				
2_3	0	(constrained)				
3_3	.0197957	.0014674	13.49	0.000	.0169197	.0226716
4_3	0	(constrained)				
5_3	0	(constrained)				
6_3	0	(constrained)				
7_3	0	(constrained)				
1_4	0	(constrained)				
2_4	0	(constrained)				
3_4	0	(constrained)				
4_4	.4467718	.0331169	13.49	0.000	.3818639	.5116798
5_4	0	(constrained)				
6_4	0	(constrained)				
7_4	0	(constrained)				
1_5	0	(constrained)				
2_5	0	(constrained)				
3_5	0	(constrained)				
4_5	0	(constrained)				
5_5	.0258943	.0019194	13.49	0.000	.0221323	.0296563
6_5	0	(constrained)				
7_5	0	(constrained)				
1_6	0	(constrained)				
2_6	0	(constrained)				
3_6	0	(constrained)				
4_6	0	(constrained)				
5_6	0	(constrained)				
6_6	.7790691	.0577484	13.49	0.000	.6658842	.892254
7_6	0	(constrained)				
1_7	0	(constrained)				
2_7	0	(constrained)				
3_7	0	(constrained)				
4_7	0	(constrained)				
5_7	0	(constrained)				
6_7	0	(constrained)				
7_7	.0733809	.0054394	13.49	0.000	.06272	.0840418
LR test of identifying restrictions: chi2(7) = 6.06 Prob > chi2 = 0.533						

Карта финансовых состояний компаний Казахстана на основе административных микроданных

Хакимжанов С., Департамент аппарата Председателя Национального Банка Республики Казахстан, S.Khaksimzhanov@nationalbank.kz

Темиргалиев К., Департамент – Центр исследований и аналитики Национального Банка Республики Казахстан, Kuanyshe.Temirgaliev@nationalbank.kz

На основании административных микроданных статья выявляет устойчивые состояния компаний Казахстана в пространстве структуры капитала (отношение собственного капитала к активам, ER) и операционной эффективности (прибыль на активы, ROA). Совместное распределение ROA и ER показывает стабильную статистическую зависимость, которая неизменна во времени и прослеживается в большинстве отраслей. Компании с низкой долей собственного капитала имеют преимущественно низкую доходность, а хорошо капитализированные компании – высокую. Для компаний с государственным участием взаимосвязь ослабевает и приобретает иной характер, ассоциирующий собственный капитал с преимущественно низкой доходностью. Для частных компаний зависимость обусловлена исключительно вариацией между компаниями, которая может быть связана с ненаблюдаемыми факторами. Взаимосвязь показателей во времени на уровне отдельной компании не обнаружена, хотя слабо проявляется на макроэкономическом уровне. Устойчивое присутствие большой доли компаний с негативным капиталом, которые продолжают операционную деятельность, может указывать на слабость институтов разрешения корпоративной несостоятельности или гибридный характер долговых инструментов. Анализ демонстрирует, что причины операционной слабости связаны не столько с недостатком внешнего финансирования, сколько с ненаблюдаемыми различиями между компаниями, которые влияют на изначальный выбор структуры капитала, определяют ее доходность и воспроизводятся в последующие периоды.

Ключевые слова: структура капитала, операционная эффективность, рентабельность активов, собственный капитал, корпоративный сектор, государственные предприятия, административные микроданные, Казахстан.

JEL-классификация: D22, D24.

1. Введение

Вопрос о влиянии структуры капитала на эффективность компаний занимает центральное место в корпоративных финансах и экономике фирмы. Для развивающихся экономик данная тема приобретает особое значение в силу относительно высокой стоимости финансирования, ограниченной глубины финансовых рынков, значительной роли банковского кредитования и повышенной макроэкономической волатильности.

В Казахстане обсуждение проблем корпоративного сектора нередко строится вокруг тезиса о недостаточной доступности и высокой стоимости долгового финансирования. Однако такая интерпретация основана на допущении о том, что внешнее финансирование само по себе способно привести к устойчивому росту операционной эффективности. Между тем структура капитала отражает значительно более широкий набор устойчивых характеристик фирмы, таких как устойчивость бизнес-модели, качество управления, приверженность основателя, структура корпоративной мотивации и механизмы долгосрочного отбора компаний.

С этой точки зрения высокая капитализация может отражать как первоначальные ожидания собственников относительно качества проекта, так и последующие решения о

сохранении прибыли внутри фирмы. Следовательно, слабая капитализация может отражать меньшую уверенность акционеров в перспективах предприятия.

Подобные вопросы приобретают особое значение в экономиках с существенным государственным участием. Для предприятий с государственным участием взаимосвязь между прибыльностью, капитализацией и финансовым выживанием может существенно отличаться от частного сектора вследствие мягких бюджетных ограничений, искаженной структуры стимулов, выполнения социальных функций и ожидаемой поддержки бюджета. В подобных условиях наблюдаемая структура капитала компаний может отражать не только финансовые решения фирмы, но и более широкие институциональные различия между различными сегментами корпоративного сектора.

Настоящее исследование рассматривает структуру капитала не столько как изолированное финансовое решение, сколько как часть устойчивой конфигурации финансового состояния компании. Основное внимание уделяется тому, как распределяются компании в пространстве прибыльности и капитализации, насколько устойчивы подобные распределения и различаются ли они между частными и государственными предприятиями.

Основной вопрос исследования – как структура капитала связана с операционной эффективностью компаний реального сектора Казахстана? В отличие от значительной части существующей литературы, наша работа связана не столько с оценкой линейного эффекта долга или собственного капитала на прибыльность, сколько с анализом устойчивой структуры совместного распределения финансовых состояний компаний.

В частности, исследование концентрируется на следующих вопросах. Как распределяются компании по сочетанию прибыльности и капитализации? Существует ли связь между уровнем собственного капитала и операционной результативностью? Насколько эта связь устойчива во времени и зависит от других факторов? Насколько неоднороден корпоративный сектор по размеру компаний? Насколько стандартные линейные модели способны описать наблюдаемую структуру данных?

Фокусируясь на этих вопросах, мы одновременно отказываемся от оценки маржинального эффекта финансовых решений и вместо этого пытаемся охарактеризовать распределение и устойчивость финансовых состояний, в которых оказываются компании.

Подобная постановка вопроса особенно важна для Казахстана, где значительная часть компаний не является публичными, механизмы рыночной дисциплины функционируют слабо и неоднородно, а государственные компании играют заметную роль в распределении ресурсов.

Настоящее исследование вносит новизну в анализ корпоративного сектора по ряду оснований. Работа использует широкий массив административных микроданных за 2009–2023 годы, охватывающий практически всю генеральную совокупность крупных и средних предприятий реального сектора, а также значительную выборку малых компаний. В отличие от исследований, основанных исключительно на публичных компаниях, используемый массив позволяет анализировать значительно более широкий круг предприятий, хотя и с потерей качества данных.

Методологическая и аналитическая новизна связана с тем, что в отличие от существующих исследований, нацеленных на оценку средних значений и линейных коэффициентов, данная работа анализирует совместное распределение прибыльности и структуры капитала. Такой подход показал информационную ограниченность стандартных линейных моделей применительно к неоднородным и массивным корпоративным данным. Квантильный и перцентильный подходы оказываются несколько более информативными при анализе устойчивых финансовых состояний компаний.

Данная методика позволила выявить устойчивую неоднородность между частным и государственным сегментами корпоративного сектора. Предприятия с государственным участием демонстрируют существенно отличающуюся конфигурацию взаимосвязи между

капитализацией и операционной эффективностью. Работа демонстрирует аналитическую ценность административной статистической отчетности для исследования корпоративного сектора в странах с ограниченной глубиной публичных финансовых рынков.

Несмотря на широкий охват данных и устойчивость выявленных закономерностей, результаты исследования требуют осторожной интерпретации. Выводы исследования не претендуют на установление причинной связи между структурой капитала и операционной эффективностью компаний. Отчасти это связано с тем, что глубинные факторы не наблюдаемы напрямую, а имеющиеся данные не позволяют устранить проблему эндогенности, контролировать обратную причинность и эффекты рыночного отбора. Следовательно, выявляемые взаимосвязи следует интерпретировать прежде всего как устойчивые эмпирические конфигурации финансовых состояний компаний, а не как доказательство прямого причинного воздействия структуры капитала на прибыльность.

Работа организована следующим образом. Во втором разделе рассматриваются теоретические подходы к взаимосвязи структуры капитала и операционной эффективности компаний, а также обсуждаются особенности государственных предприятий и мягких бюджетных ограничений. Третий раздел описывает используемые данные, процедуру формирования выборки и методологический подход исследования. В четвертом разделе представлены результаты описательного и распределительного анализа корпоративного сектора. Пятый раздел содержит результаты регрессионного анализа и интерпретацию выявленных взаимосвязей. В шестом разделе обсуждаются ограничения исследования, институциональная интерпретация результатов и возможные направления дальнейшего анализа. В заключении суммируются основные выводы исследования.

2. Анализ литературы

Механизмы взаимосвязи структуры капитала и доходности. Эмпирические исследования в области корпоративных финансов доказывают, что структура капитала и операционная эффективность компании обладают высокой степенью устойчивости во времени. Механическое изменение состава пассивов без глубокой трансформации корпоративного управления, операционных компетенций, внутренних институциональных процессов и множества других ненаблюдаемых факторов не способно повысить эффективность бизнеса существенно и надолго.

Одни компании изначально формируются как более устойчивые и консервативные. Они быстрее накапливают капитал, осторожнее используют заемные средства и в целом стабильно прибыльны. Другие систематически опираются на внешнее финансирование, имеют более слабую операционную дисциплину, более уязвимы. При такой интерпретации высокая капитализация не является прямой причиной эффективности. Скорее, и то, и другое отражают различия во внутренней ненаблюдаемой структуре компаний, которые проявляются как различия финансовых метрик. Подобная трактовка особенно близка к нашей работе, поскольку используемые административные данные позволяют наблюдать устойчивые распределения и конфигурации финансовых состояний компаний, но не позволяют однозначно установить направление причинности между капитализацией и операционной эффективностью.

В современной литературе о корпоративных финансах выделяются три фундаментальные концепции, подтверждающие тезис о жесткости внутренней структуры компании. Lemmon, Roberts, & Zender (2008) эмпирически показывают, что финансовый рычаг компании стабилен на протяжении десятилетий. Компании с высоким уровнем долга остаются закредитованными, а компании с низким уровнем долга сохраняют консервативный профиль, причем эта траектория закладывается еще до выхода на IPO. Традиционные динамические факторы (прибыльность, инвестиционные возможности)

объясняют лишь малую долю изменений. Основным драйвером выступает инвариантный во времени фиксированный эффект компании.

Концепция зависимости от предшествующего развития Bebchuk & Roe (1999) также постулирует, что корпоративная структура и эффективность жестко задаются начальными условиями и историческим наследием. Корпорация рассматривается как система взаимосвязанных, комплементарных элементов. Изменение структуры капитала без перестройки внутренней культуры, организационной структуры и операционных процессов не дает синергетического эффекта. Система стремится вернуться к своему эволюционному базису.

Leland & Pyle (1977) показывают сигнальную роль структуры капитала. Основатель знает бизнес-модель и прибыльность проекта, но внешние инвесторы этой информацией не владеют. Доля акций, которую основатель оставляет себе, тогда становится убедительным сигналом качества проекта. Рынок считывает высокую долю владения основателя как сигнал высокого качества, что повышает общую оценку стоимости компании. Похожая модель применена Ross (1977), где долг является сигналом уверенности. В модели основатели знают реальное состояние компании и тем не менее принимают долговые обязательства под угрозой банкротства. На практике однако данный аргумент оказывается хрупким.

Литература о иерархии источников финансирования, начиная с модели Myers & Majluf (1984), показывает, что, если прибыльная компания выпускает новые акции для внешних инвесторов, рынок автоматически дисконтирует их стоимость. Компания с прибыльной бизнес-моделью всегда выбирает внутреннее финансирование, только затем долг и в крайнем случае – внешнее акционерное. Эмпирические исследования стартапов и IPO подтверждают, что финансовое поведение основателей на этапе создания является мощным сигналом выживаемости бизнеса (Johnson, 1997; Vismara, 2016, 2022; Ahlers et al. 2015) на ранних этапах инвестиции, финансовое участие основателя влияет на успех и ценообразование. Основатели сохраняют максимальный контроль и не стремятся сразу размыть долю, привлекают внешний капитал быстрее и лучше выживают.

Альтернативный механизм основан на мотивационной роли собственного капитала. Высокая доля собственного капитала может усиливать стимулы к более осторожному управлению затратами, поддержанию ликвидности, ограничению неэффективных инвестиций и сохранению устойчивой прибыльности. Напротив, высокая долговая нагрузка ослабляет операционную мотивацию акционеров. Недостатком мотивационной теории является предположение о независимости решений о структуре капитала и операционных решений, которые принимаются акционерами. Эмпирически это объяснение должно проявляться как зависимость доходности от структуры капитала, прослеживаемая на временных рядах на уровне отдельных компаний.

Механизмы взаимосвязи между структурой капитала и эффективностью компаний в развивающихся экономиках могут существенно отличаться от развитых стран. В менее развитых странах эффект мотивации и стимулирование усилий руководства и акционеров приобретает больший вес, чем на развитых рынках, в то время как теория внутреннего капитала как сигнала начинает сбоить. В развивающихся странах инвесторам сложнее проверить истинность знаний основателя, а риск прямого мошенничества, экспроприации или вывода активов намного больше. В отсутствие развитых аналитических агентств, при низком качестве аудита и слабости регуляторов рынок слепнет. Даже если основатель подает дорогой сигнал, рынок не способен его правильно интерпретировать. В результате причины взаимосвязи между капитализацией и операционной эффективностью компаний потенциально могут быть более тесно связаны с мотивацией и меньше отражать сигнал качества, чем на развитых рынках.

Государственные предприятия. Одним из наиболее устойчивых результатов для стран с существенным государственным сектором является неэффективность государственных предприятий. Это явление связано с двумя теориями. Одна лучше описывает компании, которые конкурируют с частным сектором и вытесняют их. Вторая – инфраструктурные компании.

Kornai (1986) вводит понятие мягкого бюджетного ограничения, когда государство берет на себя покрытие убытков госкомпаний. Kornai, Maskin, & Roland (2003) объясняют такой выбор как неспособность правительства отказаться от спасения неэффективных госкомпаний. Shleifer & Vishny (1994) показали, что политики могут использовать госкомпания для перераспределения ресурсов в пользу своего электората. Предприятие может продолжать функционировать даже при длительно низкой прибыльности и хроническом ухудшении финансового положения.

В контексте инфраструктурных монополий Buchanan & Tullock (1962) и Stigler (1971) показывают, что низкая доходность является долгосрочной ценой поддержания стабильности текущего социального контракта, как форма скрытого налогообложения и квазибюджетного перераспределения ренты. Заниженные тарифы обеспечивают поддержку населения, но приводят к вымыванию основного капитала монополий, образуя неэффективное, но политически устойчивое общественное равновесие.

3. Данные и методология

Источник. Исследование основано на административных микроданных Бюро национальной статистики Республики Казахстан за 2009–2023 годы. Используются данные статистических форм 1-ПФ «Отчет о финансово-хозяйственной деятельности предприятия» и 2-МП «Отчет о деятельности малого предприятия». Форма 1-ПФ охватывает крупные и средние предприятия и по сути представляет собой практически генеральную совокупность соответствующих категорий компаний в исследуемых секторах экономики. Форма 2-МП является выборочным обследованием малых предприятий. В исследование включены 16 из 21 укрупненных отраслей ОКЭД. Из анализа были исключены государственное управление, образование и здравоохранение, деятельность домашних хозяйств, экстерриториальные организации, а также отдельные виды некоммерческой деятельности. Подобное ограничение связано с тем, что для перечисленных сфер бухгалтерская прибыльность и структура капитала существенно хуже отражают рыночную операционную эффективность.

Используемые данные являются обезличенными. Каждому респонденту присвоен уникальный идентификатор, позволяющий отслеживать динамику компании во времени без раскрытия информации о конкретных предприятиях.

Массив дает широкий охват корпоративного сектора. В отличие от большинства исследований структуры капитала, основанных на выборках публичных компаний, настоящая работа охватывает значительную часть предприятий реального сектора экономики, большинство из которых не являются публичными. Это важно для Казахстана, где рынок акционерного капитала ограничен, банковское финансирование играет доминирующую роль, большинство компаний не публикуют финансовую отчетность.

При этом использование административной отчетности связано и с рядом ограничений. В отличие от финансовой отчетности публичных компаний, статистическая отчетность неоднородна по качеству, использует методологические упрощения, имеет технические ошибки. Поэтому существенная часть методологии исследования связана с очисткой и фильтрацией данных. Итоговая выборка после очистки данных сокращается вдвое и включает 274 425 наблюдений по 90 544 компаниям.

Формирование панели данных. Исходные массивы были объединены в единую панельную базу данных с использованием уникальных идентификаторов респондентов и дат. Для каждой компании формировались последовательности наблюдений по годам, что

позволило анализировать устойчивость финансовых состояний, непрерывность отчетности, распределительные характеристики компаний во времени.

В качестве основного показателя операционной эффективности используется рентабельность активов (ROA), рассчитываемая как отношение чистой прибыли к активам на начало периода. Использование активов на начало периода позволяет частично снизить механическую зависимость между числителем и знаменателем, возникающую при использовании значений на конец периода.

Ключевым показателем структуры капитала выступает отношение собственного капитала к активам (Equity ratio, ER). Дополнительно анализируются банковские обязательства, финансовые обязательства и отдельные показатели долговой нагрузки. Основной интерес исследования связан именно с ER, поскольку данный показатель отражает степень капитализации компании, накопленную способность сохранять капитал и потенциальную устойчивость к финансовым шокам.

В исследовании также используются устойчивые характеристики компании: категория крупности предприятия как работодателя, отрасль деятельности, тип собственности. Тип собственности играет особенно важную роль, поскольку позволяет анализировать различия между частными и государственными предприятиями.

Очистка данных. Первичные данные содержат значительное количество технических ошибок, экстремальных значений и бухгалтерских аномалий. Поэтому перед проведением анализа была реализована многоступенчатая процедура очистки данных. Во-первых, из выборки исключались наблюдения с нарушением бухгалтерского равенства, с отрицательными активами, с нереалистичными значениями финансовых показателей, экстремальными выбросами и другими очевидными техническими ошибками. Дополнительно применялась исключение экстремальных значений ROA и ER (5 и 95 перцентили для малых и 1 и 99 для средних и крупных), существенно выходящие за пределы экономически интерпретируемых диапазонов. Очистка проводилась для снижения шума и его влияния на распределительные характеристики выборки. После очистки средние значения показателей изменились незначительно, однако существенно снизилась дисперсия распределений и улучшилась устойчивость оценок.

Методология. Центральным элементом исследования является распределительный подход к анализу корпоративного сектора. В отличие от стандартных исследований структуры капитала, ориентированных преимущественно на оценку средних линейных эффектов, настоящая работа делает акцент на распределениях финансовых состояний компаний, совместном распределении прибыльности и капитализации и устойчивой неоднородности корпоративного сектора.

Для этого анализируются одномерные распределения показателей, децильные и перцентильные структуры, совместные распределения ROA и ER, а также различия между группами предприятий. Подобный подход позволяет исследовать не только среднюю связь между переменными, но и устойчивую конфигурацию корпоративного сектора.

Для снижения влияния экстремальных наблюдений и высокой асимметрии распределений показатели ROA и ER дополнительно преобразовывались в глобальные перцентили внутри общей выборки. Перцентильное представление позволяет анализировать относительное положение компаний внутри распределения и более корректно сравнивать различные группы предприятий, что особенно полезно при неоднородности данных и тяжелых хвостах.

В дополнение к распределительному анализу используются базовые линейные модели, нелинейные спецификации и квантильные регрессии. Регрессионный анализ применяется прежде всего как инструмент описания статистических взаимосвязей между показателями, а не как средство строгой причинной идентификации. Основное внимание

уделяется устойчивости коэффициентов, неоднородности связи между группами компаний и способности различных моделей описывать наблюдаемую структуру данных.

Используемая методология имеет ряд принципиальных ограничений. Во-первых, исследование не позволяет установить причинное направление связи между капитализацией и операционной эффективностью. Более высокая капитализация может как способствовать устойчивости компании, так и быть результатом накопленной прибыльности. Во-вторых, существует проблема эндогенности. На структуру капитала и прибыльность одновременно могут влиять ненаблюдаемые факторы, такие как качество управления и бизнес модели. В-третьих, используемые бухгалтерские показатели отражают накопленный результат прошлых решений и могут содержать инерционные эффекты.

Кроме того, административные данные не содержат ряда важных корпоративных характеристик: структуры собственности в деталях, качества корпоративного управления, рыночной стоимости активов, стратегий финансирования. Поэтому результаты исследования следует интерпретировать прежде всего, как описание устойчивых эмпирических закономерностей корпоративного сектора, а не как доказательство строгих причинных эффектов.

4. Описательные статистики

Общая характеристика выборки. Исследование основано на административных микроданных Бюро национальной статистики Республики Казахстан за 2009–2023 годы. После объединения отчетностей 1-ПФ и 2-МП, очистки и фильтрации данных итоговая выборка составила 274 425 наблюдений по 90 544 компаниям. Используемая база представляет собой генеральную совокупность крупных и средних предприятий в охваченных секторах экономики, а также крупную и устойчивую выборку малых предприятий.

Качество и сбалансированность данных существенно зависит по крупности компаний. Крупные и средние предприятия обязаны сдавать отчетность ежегодно. Более 90% крупных и около 84% средних предприятий предоставлены в выборке непрерывным рядом. Выборка малых предприятий менее стабильна: только немногим более половины малых компаний в выборке имеют отчеты более чем за один год. Каждый год формируется случайная выборка 30% зарегистрированных малых компаний, которые должны сдавать отчетность. В то же время доля малых компаний, представленных в выборке несколько непрерывных лет, значительно превышает цифры, которые могли бы сложиться случайно.

Качество годовой отчетности на любую дату без учета непрерывности также существенно лучше у крупных и средних компаний, чем у малых. После применения фильтров средние значения показателей практически не изменились, однако существенно снизился их разброс.

Распределение ROA и ER. Распределение доходности активов (ROA) демонстрирует высокую неоднородность финансового состояния компаний реального сектора Казахстана. Во всех категориях предприятий значительная часть наблюдений характеризуется отрицательной прибылью. После очистки данных отрицательный ROA наблюдается примерно у 29% крупных, 31% средних и 36% малых предприятий.

При этом распределения крупных и средних предприятий оказываются относительно близкими друг к другу, тогда как распределение малых предприятий значительно более растянуто и характеризуется существенно большей вариацией. Для малых компаний одновременно наблюдаются как более высокие положительные значения прибыльности, так и более глубокие отрицательные значения.

Подобная конфигурация указывает на высокую неоднородность малого бизнеса. Внутри данной категории сосуществуют как быстрорастущие и высокодоходные компании, так и предприятия с хронически слабой операционной результативностью и нестабильным

финансовым положением. Напротив, крупные и средние предприятия выглядят более однородными и концентрированными вокруг умеренных значений прибыльности.

Несмотря на отдельные колебания по годам, включая заметное ухудшение показателей в периоды макроэкономической нестабильности, форма распределения ROA в целом сохраняется устойчивой во времени. Это свидетельствует о том, что высокая доля низкоприбыльных и убыточных компаний является не временным отклонением, а устойчивой характеристикой исследуемой совокупности предприятий.

Распределение доли собственного капитала в активах (ER) также демонстрирует значительную неоднородность. Отрицательный собственный капитал наблюдается приблизительно у 15% крупных, 16% средних и около 20% малых предприятий.

Особенно важным является тот факт, что подобная доля отрицательного капитала сохраняется на протяжении длительного периода времени. Это означает, что значительная часть компаний продолжает функционировать даже после фактической потери собственного капитала. Подобное состояние может отражать сочетание нескольких факторов: пролонгацию обязательств, поддержку со стороны собственников или кредиторов, особенности корпоративного управления, низкие барьеры продолжения деятельности, а также ограниченность механизмов выхода неэффективных компаний с рынка.

Малые предприятия вновь демонстрируют наибольшую неоднородность распределения. Среди них одновременно выше доля компаний с отрицательным капиталом и доля компаний, финансирующих деятельность практически полностью за счет собственных средств. Это указывает на сосуществование принципиально разных моделей функционирования малого бизнеса – от высокорискованных и слабокапитализированных до крайне консервативных.

Распределения крупных и средних предприятий существенно ближе друг к другу. Для них характерна большая концентрация наблюдений вокруг умеренных значений капитализации и меньшая дисперсия по сравнению с малыми компаниями.

Таблица 1

Распределение показателей ROA и ER

	ROA				Equity ratio			
	Все	Крупные	Средние	Малые	Все	Крупные	Средние	Малые
Кол-во наблюдений	274425	15307	28982	230136	274425	15307	28982	230136
% наблюдений " ≤ 0 "	34%	27%	31%	35%	20%	15%	17%	21%
% наблюдений " $= 0$ "	-	-	-	-	2.4%	0.4%	0.5%	2.7%
Перцентиль								
min	-0.78	-0.29	-0.35	-0.78	-2824	-28.5	-31.38	-2824
10-й	-0.17	-0.08	-0.11	-0.19	-0.21	-0.08	-0.13	-0.23
20-й	-0.06	-0.02	-0.04	-0.07	0.00	0.04	0.01	0.00
30-й	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.07	0.16	0.11	0.06
40-й	0.01	0.02	0.01	0.01	0.21	0.29	0.24	0.19
50-й	0.04	0.04	0.04	0.04	0.38	0.41	0.39	0.38
60-й	0.08	0.08	0.07	0.09	0.58	0.54	0.54	0.59
70-й	0.16	0.12	0.12	0.17	0.76	0.67	0.69	0.78
80-й	0.29	0.18	0.19	0.33	0.90	0.79	0.83	0.92
90-й	0.60	0.29	0.31	0.69	0.99	0.90	0.95	0.99
max	2.42	0.62	0.71	2.42	1.00	1.00	1.00	1.00

Совместное распределение ROA и ER. Наиболее важные результаты исследования проявляются при анализе совместного распределения прибыльности и структуры капитала. Для этого значения ROA и ER были преобразованы в децильные группы, после чего построена матрица совместного распределения наблюдений.

Полученная структура оказывается далеко не случайной. В распределении отчетливо выделяются две устойчивые области концентрации наблюдений.

Первая и наиболее крупная область располагается вдоль диагонали распределения. В ней более высокая доля собственного капитала систематически сочетается с более высокой прибыльностью активов. Иными словами, компании с низкой капитализацией преимущественно сосредоточены среди менее прибыльных и убыточных наблюдений, тогда как компании с высокой капитализацией чаще располагаются в верхних децилях прибыльности. Примечательно, что характер выявленной взаимосвязи устойчив: она прослеживается независимо от размера предприятия и выбранной даты и сохраняется после очистки данных.

Вторая область концентрации наблюдений располагается среди компаний с высокой долей собственного капитала, но при этом с низкой или околонулевой прибыльностью. В дальнейшем анализ показывает, что данная область в значительной степени формируется предприятиями с государственным участием. Таким образом, совместное распределение указывает на существование по меньшей мере двух различных режимов функционирования компаний рыночно-дисциплинированного режима, где капитализация и прибыльность тесно связаны, с одной стороны, и режима высокой капитализации при низкой операционной эффективности, характерного прежде всего для предприятий с государственным участием, с другой. Распределительный анализ позволяет более четко увидеть данную неоднородность и демонстрирует не только среднюю связь между переменными, но и устойчивую структуру размещения компаний в пространстве финансовых состояний.

Роль типа собственности. Тип собственности оказывается ключевым фактором, разделяющим две картины распределения финансовых состояний компаний. Для предприятий в частной собственности характерно распределение вдоль основной диагонали совместного распределения: более высокий ER чаще сочетается с более высокой ROA. Предприятия с государственным участием лучше объясняют вторую область концентрации. Госкомпании с большей вероятностью находятся в области высокой капитализации и низкой прибыльности. Для этих компаний высокий уровень собственного капитала чаще связан с низкой прибылью. Выявленная неоднородность указывает на то, что тип собственности является одним из наиболее значимых факторов, определяющих конфигурацию связи между капитализацией и операционной эффективностью.

Различия между крупными, средними и малыми предприятиями. Полученные результаты свидетельствуют о том, что крупные и средние предприятия обладают значительно более схожими характеристиками, чем малые компании. Распределения крупных и средних предприятий близки по форме, имеют сопоставимую вариацию и схожую структуру совместного распределения прибыльности и капитализации. Малые предприятия, напротив, характеризуются существенно большей неоднородностью практически по всему, что отражает более низкие барьеры входа и выхода, разнообразие бизнес-моделей, неоднородность качества управления и источников финансирования.

5. Результаты

Базовые линейные спецификации. В качестве отправной точки были оценены базовые линейные модели, связывающие операционную эффективность со структурой капитала. Результаты приведены в приложении 2, их можно охарактеризовать следующим образом.

1. Структура капитала ER объясняет около 1,0-1,4% вариации доходности в общей панели. Фиксированные эффекты компаний (специфические и неизменные для компании факторы, но ненаблюдаемые для аналитика) объясняют 41%, 38%, 58% вариации доходности крупных, средних и малых компаний соответственно. Фиксированные эффекты

периода (макродинамика или общие для всех компаний факторы периода) объясняют 1-2%. Остальная вариация объясняется специфической для компании динамикой. Таким образом, вариация доходности разбивается примерно поровну между вариацией средних значений компаний и вариацией во времени, специфической для компании.

2. ROA крупных/средних компаний статистически связана с ER: 7% при $ER = 0$ и 9-10 % при $ER = 1$. ROA малых в среднем 13-16%, но ее связь с ER практически отсутствует.

3. Связь между ROA и ER для крупных/средних компаний проявляется на объединенных неструктурированных наблюдениях (pooled, GLS, GMM) с коэффициентом 2,4-2,7%, а также при учете эффектов периода, фиксированных и случайных, с коэффициентом 2,8%.

4. Связь перестает быть значимой при использовании фиксированных эффектов кросс секции (CSFE) и при регрессии в первых разностях CSFD.

Такой результат важен для интерпретации. Он показывает, что эта связь преимущественно имеет межфирменный, а не внутрифирменный характер. То есть компании с более высоким ER чаще попадают в группу предприятий с высокой доходностью, однако изменение ER внутри одной и той же компании во времени не приводит к устойчивому изменению ROA.

Полученные оценки не позволяют различить несколько возможных механизмов. Более высокий уровень собственного капитала может отражать накопленный результат прошлой прибыльности, устойчивые различия в качестве управления, жизнеспособность бизнес-модели, структуру стимулов собственников или готовности сохранять ресурсы внутри компании. Вместе с тем исчезновение значимости ER при контроле фиксированных эффектов компаний согласуется с интерпретацией, согласно которой наблюдаемая связь ROA и ER в значительной степени обусловлена устойчивыми, специфическими для компании характеристиками, не наблюдаемыми аналитиком.

Одна из возможных теоретических интерпретаций такого результата связана с сигнальной ролью собственного капитала и приверженностью собственников. Если основатели или ключевые собственники обладают лучшей информацией о качестве бизнес-модели, ожидаемой прибыльности и рисках компании, то их готовность сохранять значимую долю собственного капитала может выступать сигналом качества проекта и долгосрочной приверженности. В этом смысле результаты согласуются с логикой Leland & Pyle, а также с литературой о роли участия основателей, инсайдерского владения и структуры финансирования на ранних этапах развития компаний.

Однако данная интерпретация не должна рассматриваться как единственная или доказанная. Имеющиеся данные не позволяют напрямую наблюдать решения основателей, структуру первоначального капитала, качество корпоративного управления или бизнес-модель компании. Они поддерживают идею о том, что ER является частью устойчивого финансового состояния фирмы и связан с устойчивой гетерогенностью компаний, хотя и не доказывают, что именно первоначальный выбор основателя является главным источником этой связи.

Особый интерес представляет тот факт, что положительная связь наблюдается не только среди наиболее успешных компаний, но и в значительной части распределения финансовых состояний. Это позволяет предположить, что капитализация связана не столько с отдельными эпизодами высокой прибыльности, сколько с более устойчивыми особенностями функционирования фирм.

При этом результаты не позволяют сделать вывод о том, что увеличение собственного капитала автоматически приводит к повышению операционной эффективности.

Картина совместима с обоими объяснениями, как с мотивационным эффектом собственного капитала в рамках операционного процесса (ex post), так и с механизмом

отбора, когда финансовое решение принимается до начала операций *ex ante*. В то же время устойчивость наблюдаемых распределений, ограниченный эффект линейных моделей, но при этом значимый фиксированный эффект, а также стабильность характеристик на уровне фирмы указывают, что персистентность гетерогенности по крайней мере не менее важна, чем мотивационный эффект.

Неоднородность результатов между группами компаний. Несмотря на устойчивость общего положительного соотношения между капитализацией и прибыльностью, сила данной связи существенно различается между отдельными группами компаний. Наиболее заметные различия наблюдаются между частными предприятиями и компаниями с государственным участием. Для частного сектора увеличение *ER* сопровождается значительно более выраженным ростом ожидаемой прибыльности, чем для государственных предприятий.

Данный результат согласуется с выводами распределительного анализа. В частном секторе капитализация и прибыльность образуют относительно устойчивую совместную структуру, тогда как среди государственных предприятий наблюдается значительная концентрация компаний с высокой капитализацией и одновременно низкой прибыльностью. Таким образом, тип собственности выступает не просто дополнительной характеристикой компании, а фактором, определяющим сам характер взаимосвязи между операционной эффективностью и структурой капитала.

С концептуальной точки зрения это означает, что капитализация не имеет универсального экономического содержания для всех компаний. Один и тот же уровень собственного капитала может отражать различные механизмы формирования финансового состояния фирмы в зависимости от институциональной среды и структуры стимулов.

Квантильная регрессия на перцентилях *ROA* и *ER*. Для проверки устойчивости результатов были дополнительно оценены спецификации, допускающие нелинейную связь между капитализацией и прибыльностью. Полученные результаты указывают на наличие определенной нелинейности, однако ее экономическое значение оказывается существенно менее важным, чем неоднородность распределения компаний в целом. Изменение функциональной формы позволяет несколько улучшить статистическое описание данных, но не устраняет фундаментальную проблему: компании располагаются в пространстве финансовых состояний крайне неравномерно.

Данный вывод имеет важное методологическое следствие. Основная ограниченность линейных моделей связана не столько с возможной нелинейностью зависимости между *ROA* и *ER*, сколько с тем, что средние эффекты скрывают существование различных групп компаний, функционирующих в различных институциональных и экономических режимах. Результаты базовых линейных спецификаций подтверждают наличие статистически значимой связи между уровнем капитализации и прибыльностью компаний. Однако низкие значения коэффициента детерминации указывают на то, что стандартные линейные модели описывают лишь небольшую часть наблюдаемой вариации операционной эффективности.

По этим причинам в качестве нелинейной трансформации была выбрана кривая распределения для каждого из показателей. Иными словами, значения *ROA* и *ER* были преобразованы в перцентили внутри всей выборки. После этого была оценена квантильная (медианная) регрессия перцентиля *ROA* (*PROA*) на перцентиль *ER* (*PER*).

Полученные результаты существенно отличаются от базовых линейных оценок (таблица 4 приложения 2). Коэффициенты при перцентилях *ER* оказываются значительно выше по величине и статистически устойчивыми для всех размерных групп предприятий. Особенно заметно различие для малых предприятий, где линейные спецификации фиксировали крайне слабую связь между долей собственного капитала и прибыльностью, тогда как квантильная регрессия выявляет значительно более выраженную зависимость.

Данный результат имеет несколько важных следствий. Он подтверждает, что основная взаимосвязь между капитализацией и прибыльностью носит не столько линейный, сколько распределительный характер. Квантильная регрессия менее чувствительна к экстремальным наблюдениям и высокой асимметрии распределений, характерных для корпоративных данных. Для исследуемой выборки это особенно важно, поскольку значительная часть предприятий демонстрирует либо отрицательный капитал, либо отрицательную прибыльность, а распределения имеют тяжелые хвосты. Результаты подтверждают устойчивость структуры корпоративной неоднородности, а именно: компании с более высокой капитализацией систематически располагаются в более высоких сегментах распределения прибыльности, даже если линейная средняя связь между абсолютными значениями показателей оказывается относительно слабой.

Интерпретация результатов. Полученные результаты указывают на существование устойчивой взаимосвязи между структурой капитала и операционной эффективностью компаний реального сектора Казахстана. Однако характер данной связи требует осторожной интерпретации. Наиболее устойчивым эмпирическим результатом исследования является не столько наличие положительного коэффициента в линейных регрессиях, сколько сама структура распределения компаний в пространстве финансовых состояний. Анализ совместного распределения ROA и ER показывает, что компании систематически группируются в определенных областях распределения, а не располагаются случайным образом. Для частного сектора характерна относительно устойчивая «диагональная» структура распределения: более высокая капитализация сочетается с более высокой прибыльностью, низкая капитализация концентрируется среди низкоприбыльных и убыточных компаний.

Подобная конфигурация согласуется сразу с несколькими теоретическими механизмами. Но самое главное – обе характеристики могут отражать существование различных «типов» фирм. Более устойчивые и производительные компании одновременно демонстрируют более высокую прибыльность, поддерживают более высокий уровень собственного капитала, осторожнее используют долговое финансирование и обладают большей способностью к долгосрочному выживанию.

При подобной интерпретации наблюдаемая связь отражает не отдельный финансовый механизм, а более глубокие различия в качестве управления, производительности, стратегии роста и устойчивости бизнес-модели. Полученные результаты также показывают, что связь между капитализацией и прибыльностью существенно различается по типу собственности. Для государственных предприятий данная зависимость заметно слабее. Значительная часть компаний с государственным участием концентрируется в области высокой капитализации при низкой прибыльности.

Подобная конфигурация согласуется с гипотезой о более мягких бюджетных ограничениях и отличии целевых функций государственных предприятий от частных компаний. В государственном секторе уровень капитализации может определяться не только накопленной операционной эффективностью, но и административными механизмами поддержки, передачей активов или иными формами внешнего финансирования.

Квантильный и распределительный подходы оказываются значительно более информативными. Они показывают, что связь между структурой капитала и операционной эффективностью проявляется прежде всего как устойчивое распределение компаний по различным финансовым состояниям.

При этом результаты исследования не интерпретируются как доказательство причинного эффекта структуры капитала на прибыльность компаний. Кроме того, показатели бухгалтерской отчетности сами по себе могут отражать накопленный результат прошлых решений и шоков, а не только текущее состояние фирмы.

В более широком смысле полученные результаты скорее указывают на существование устойчивых корпоративных режимов и траекторий развития. Компании реального сектора Казахстана систематически различаются по сочетанию прибыльности, капитализации, финансовой устойчивости и вероятности долгосрочного сохранения деятельности. Именно данная устойчивая сегментация корпоративного сектора представляется одним из наиболее важных результатов исследования.

6. Обсуждение результатов

Устойчивые финансовые состояния компаний. Полученные результаты указывают на то, что корпоративный сектор Казахстана характеризуется не случайным распределением финансовых показателей, а существованием относительно устойчивых финансовых состояний компаний.

Наиболее важным результатом исследования является выявление стабильной структуры совместного распределения прибыльности и капитализации. Компании систематически концентрируются в определенных областях пространства финансовых состояний. Низкая капитализация чаще сочетается с низкой прибыльностью, а высокая капитализация – с более высокой прибыльностью. Для предприятий с государственным участием наблюдается отдельная область высокой капитализации при низкой прибыльности.

Подобная конфигурация устойчива во времени и к процедурам очистки данных, прослеживается для крупных и средних компаний и для всех отраслей с ограниченной долей госсектора. Это позволяет сделать вывод о том, что структура капитала и операционная эффективность отражают более устойчивые характеристики компаний, чем краткосрочные колебания отдельных финансовых показателей.

Результаты исследования показывают, что структура капитала может интерпретироваться не только как финансовая характеристика компании, но и как индикатор ее операционной устойчивости. Для компаний с высоким собственным капиталом и высокой доходностью такой вывод вполне естественен, так как прибыльность отражает способности компании к накоплению ресурсов, долгосрочному выживанию и заинтересованности акционеров в ее дальнейшем существовании.

Парадоксальным следствием устойчивости финансовых состояний всей выборки во времени и неизменно высокой доли компаний с отрицательным собственным капиталом является то, что аналогичный вывод требуется сделать и для компаний с отрицательным собственным капиталом. Это может указывать на то, что либо требования кредиторов сложно исполнить, либо кредиторы не заинтересованы в их исполнении. В первом случае это говорит о слабости институтов разрешения несостоятельности (Миллер&Кабдулов, 2022), а во втором – что долговые обязательства в таких компаниях имеют гибридные черты.

Одним из наиболее устойчивых результатов исследования является отличие предприятий с государственным участием от частного сектора. Для частных компаний капитализация и прибыльность оказываются значительно более тесно связаны между собой. Для государственных предприятий данная взаимосвязь значительно слабее. Высокий уровень собственного капитала в данной группе не обязательно сопровождается высокой операционной эффективностью. При этом результаты исследования сами по себе не позволяют отделить неэффективность от выполнения нерыночных задач. Низкая прибыльность государственных компаний не обязательно означает отсутствие экономической полезности их деятельности, поскольку часть подобных предприятий может выполнять инфраструктурные, социальные или стабилизационные функции. Тем не менее выявленная неоднородность указывает на существование различных институциональных режимов функционирования корпоративного сектора.

Полученные результаты также демонстрируют ограниченность стандартных линейных спецификаций при анализе корпоративной неоднородности. Несмотря на статистически значимые коэффициенты, базовые OLS-модели объясняют лишь относительно небольшую часть вариации прибыльности компаний. Это означает, что средние линейные эффекты скрывают значительную часть структуры распределения. Квантильный и перцентильный подходы оказываются более информативными, поскольку позволяют анализировать положение компаний внутри общего пространства финансовых состояний, а не только среднюю связь между абсолютными значениями показателей.

В более широком смысле результаты исследования показывают, что корпоративный сектор Казахстана характеризуется высокой структурной неоднородностью, плохо описываемой единым «средним» коэффициентом.

Полученные результаты открывают несколько направлений для дальнейшего анализа. Во-первых, перспективным представляется исследование динамики переходов компаний между различными финансовыми состояниями. Это позволило бы оценить устойчивость выявленных корпоративных траекторий и вероятность переходов между ними. Во-вторых, отдельного анализа требует феномен длительного существования компаний с отрицательным собственным капиталом и низкой прибыльностью. Подобные предприятия могут быть связаны с проблематикой так называемых «зомби-компаний» и неэффективного распределения ресурсов. Наконец, перспективным представляется использование более сложных динамических моделей, позволяющих приблизиться к анализу причинных механизмов связи между структурой капитала, устойчивостью и операционной эффективностью компаний.

7. Заключение

Настоящее исследование анализирует взаимосвязь между структурой капитала и операционной эффективностью компаний реального сектора Казахстана на основе широкого массива административных микроданных за 2009–2023 годы.

Полученные результаты показывают, что корпоративный сектор Казахстана характеризуется высокой и устойчивой неоднородностью финансовых состояний компаний. Наиболее важным эмпирическим результатом исследования является не столько наличие статистической зависимости между показателями капитализации и прибыльности, наиболее информативно проявляющейся в их совместном распределении.

Для частного сектора наблюдается устойчивая положительная связь между долей собственного капитала в активах и прибыльностью активов. При этом предприятиям с государственным участием характерно сочетание высокой капитализации и сравнительно низкой прибыльности, что указывает на ослабление связи между финансовой устойчивостью и операционной результативностью по сравнению с частным сектором.

Полученные результаты согласуются с представлением о существовании различных институциональных и корпоративных режимов функционирования компаний. Для частного сектора структура капитала, прибыльность и долгосрочное выживание компаний оказываются значительно более тесно взаимосвязаны. Для предприятий с государственным участием данная связь потенциально ослабляется.

Вместе с тем результаты исследования требуют осторожной интерпретации. Работа не устанавливает строгой причинной связи между структурой капитала и операционной эффективностью компаний. Более высокая капитализация может быть, как фактором устойчивости фирмы, так и результатом накопленной прибыльности, особенностей корпоративного управления или долгосрочного отбора более устойчивых компаний. В более широком смысле результаты исследования скорее указывают на существование устойчивых корпоративных траекторий и сегментации финансовых состояний компаний, чем на действие единого универсального механизма влияния структуры капитала на

эффективность. Подобные исследования могут способствовать более глубокому пониманию факторов устойчивости, производительности и распределения ресурсов в корпоративном секторе Казахстана.

Литература

1. Bebchuk, L. A., & Roe, M. J. (1999). A theory of path dependence in corporate governance and ownership. *Stanford Law Review*, 52(1), 127–170. doi.org
2. Buchanan, J. M., & Tullock, G. (1962). *The calculus of consent: Logical foundations of constitutional democracy*. University of Michigan Press.
3. Hannan, M. T., & Freeman, J. (1984). Structural inertia and organizational change. *American Sociological Review*, 49(2), 149–164. doi.org
4. Johnson, J. M. (1997). Insider ownership and the long-run performance of initial public offerings. *The Journal of Financial Research*, 20(2), 183–201. doi.org
5. Kornai, J. (1986). The Soft Budget Constraint. *Kyklos*, 39(1), 3–30.
6. Kornai, J., Maskin, E., & Roland, G. (2003). Understanding the Soft Budget Constraint. *Journal of Economic Literature*, 41(4), 1095–1136.
7. Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2), 371–387. doi.org
8. Lemmon, M. L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Persistence and the cross-section of corporate capital structure. *The Journal of Finance*, 63(4), 1575–1608. doi.org
9. Миллер & Кабдулов, (2022). Corporate bankruptcy in Kazakhstan: problems and solutions. Working papers of the National Bank of Kazakhstan.
10. Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221. doi.org
11. Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: The incentive-signalling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23–40. doi.org
12. Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Politicians and firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(4), 995–1025. doi.org
13. Stigler, G. J. (1971). The theory of economic regulation. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 2(1), 3–21.
14. Vismara, S. (2016). Equity crowdfunding: Choose wisely who you stand with. *Small Business Economics*, 47(3), 583–600. doi.org

Совместное распределение ROA и ER. Все компании

	Дециль ROA										
Дециль ER	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Итого:
10	0.9	0.9	0.9	1.1	0.8	0.7	0.7	0.9	1.1	1.9	27 379
9	0.7	0.8	1.0	0.9	0.9	0.9	1.1	1.1	1.2	1.4	27 440
8	0.7	0.8	0.8	0.7	0.9	1.0	1.1	1.3	1.3	1.2	27 483
7	0.7	0.8	0.8	0.7	0.9	1.1	1.3	1.3	1.3	1.0	27 442
6	0.7	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	1.3	1.3	1.3	0.8	27 486
5	0.7	0.8	0.9	0.9	1.1	1.3	1.3	1.2	1.0	0.7	27 469
4	0.7	0.9	1.0	1.3	1.4	1.3	1.2	0.9	0.8	0.6	27 387
3	0.8	0.8	1.0	1.6	1.6	1.1	0.8	0.7	0.6	0.7	26 856
2	1.3	1.6	1.6	1.2	0.9	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8	28 042
1	2.5	1.7	1.2	0.7	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.9	27 441
Итого:	27 443	27 442	27 443	27 442	27 442	27 443	27 442	27 443	27 442	27 443	274 425

Таблица 2

Совместное распределение ROA и ER. Компании с государственным участием

	Дециль ROA										
Дециль ER	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Итого:
10	3.6	5.7	4.8	7.9	2.6	1.7	1.4	1.2	1.0	0.7	4182
9	1.9	3.1	4.0	5.0	2.2	1.3	1.0	0.6	0.5	0.3	2723
8	1.3	2.2	2.5	3.0	2.0	1.3	1.3	0.7	0.5	0.3	2032
7	1.0	1.1	1.5	2.1	1.2	1.2	0.9	0.6	0.5	0.2	1402
6	0.8	0.9	1.2	1.4	1.0	0.8	0.5	0.4	0.4	0.2	1017
5	0.5	0.6	0.8	0.8	0.6	0.5	0.4	0.2	0.2	0.1	638
4	0.3	0.3	0.6	1.1	0.5	0.4	0.2	0.2	0.1	0.1	504
3	0.1	0.2	0.4	1.1	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	351
2	0.6	0.7	0.6	0.6	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	451
1	0.7	0.4	0.2	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2	0.2	340
Итого:	1473	2093	2262	3157	1491	1036	789	574	472	293	13640

Таблица 3

Совместное распределение ROA и ER. Крупные компании в частной собственности

	Дециль ROA										
Дециль ER	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Итого:
10	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	105
9	0.1	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.9	1.0	0.6	0.0	673
8	0.2	0.6	0.6	0.7	1.3	1.9	1.9	2.3	1.9	0.0	1498
7	0.2	0.7	0.9	1.0	1.4	2.1	2.6	2.5	2.0	0.0	1735
6	0.2	1.0	1.0	1.1	1.8	2.7	3.1	2.9	2.2	0.1	2076
5	0.4	1.0	1.1	1.1	2.2	2.6	2.9	2.3	1.6	0.0	1972
4	0.4	1.1	1.1	1.1	2.0	2.3	2.0	1.6	0.9	0.0	1614
3	0.3	0.7	0.9	1.5	1.5	1.3	1.0	0.7	0.5	0.0	1107
2	0.7	1.4	1.5	1.0	1.1	1.1	0.9	0.8	0.5	0.0	1162
1	1.0	1.6	1.1	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.0	970
Итого:	457	1087	1121	1131	1640	2003	2073	1944	1414	42	12912

Примечание. Таблицы представляют совместное распределение ROA и ER по децилям. Значения децилей ROA и ER указаны в таблице 2. Маргинальная частота ROA в зависимости от дециля указана в нижней строке. Маргинальная частота ER в зависимости от дециля указана в крайнем правом столбце. Совместное распределение представлено в нормализованной форме, как отношение совместной частоты и 1/100 всех наблюдений, так что значения больше или меньше единицы отражали большую или меньшую вероятность, чем при гомогенном (независимом от критериев выборки) и независимом распределении ROA и ER.

Таблица 4

Совместное распределение ROA и ER. Средние компании в частной собственности

	Дециль ROA										
Дециль ER	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Итого:
10	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.2	0.0	432
9	0.1	0.4	0.5	0.6	0.6	0.9	1.3	1.3	0.9	0.1	1711
8	0.3	0.7	0.8	0.8	1.2	1.6	1.7	2.1	1.6	0.2	2802
7	0.4	0.8	0.9	0.8	1.3	1.9	2.4	2.2	1.8	0.2	3233
6	0.5	1.0	1.1	0.9	1.3	2.1	2.2	2.2	1.8	0.2	3399
5	0.5	1.1	1.2	1.0	1.7	2.3	2.1	1.8	1.4	0.2	3418
4	0.5	1.0	1.3	1.5	2.0	2.2	1.7	1.3	0.8	0.1	3159
3	0.4	0.9	1.2	1.8	2.1	1.4	1.0	0.8	0.7	0.1	2662
2	0.8	1.7	1.6	1.3	1.1	1.0	0.8	0.7	0.5	0.1	2430
1	1.4	2.0	1.3	0.6	0.5	0.7	0.7	0.8	0.7	0.1	2278
Итого:	1291	2496	2563	2400	3113	3597	3632	3435	2621	376	25524

Таблица 5

Совместное распределение ROA и ER. Малые компании в частной собственности

	Дециль ROA										
Дециль ER	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Итого:
10	0.9	0.7	0.8	0.9	0.8	0.7	0.8	0.9	1.2	2.3	22660
9	0.8	0.8	0.9	0.8	0.8	0.9	1.1	1.1	1.3	1.7	22333
8	0.8	0.8	0.7	0.6	0.8	0.9	1.0	1.2	1.3	1.5	21151
7	0.8	0.8	0.7	0.6	0.8	1.0	1.1	1.2	1.2	1.3	21071
6	0.8	0.8	0.8	0.7	0.9	1.0	1.1	1.1	1.2	1.0	20994
5	0.8	0.8	0.9	0.8	1.0	1.1	1.1	1.2	1.0	0.8	21441
4	0.8	0.9	1.0	1.3	1.4	1.2	1.1	0.9	0.8	0.7	22110
3	0.9	0.9	1.0	1.7	1.6	1.1	0.8	0.7	0.7	0.9	22736
2	1.5	1.6	1.6	1.3	0.9	0.8	0.7	0.7	0.7	0.9	23999
1	2.8	1.8	1.2	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.8	1.0	23853
Итого:	24222	21766	21497	20754	21198	20806	20948	21490	22935	26732	222348

Приложение 2

Таблица 1

Регрессии ROA на ER. Крупные предприятия

Method:	Pool	GLS CSw	GMM	GMM CSw	GMM CSFE	GMM CSRE	GMM CSFD	GMM PFE	GMM PRE
C	0.070**	0.053**	0.071**	0.070**	0.081**	0.075**		0.071**	0.070**
ER	0.025**	0.024**	0.027**	-0.002	0.001	0.014*	-0.007	0.028**	0.028**
Obs	15307	15307	13551	13551	13551	13551	11965	13551	13551
R-sq	0.0096	0.0136	0.0081	-0.0007	0.4117	0.0004	NA	0.0143	0.0085
F	148.6	210.7	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Таблица 2

Регрессии ROA на ER. Средние предприятия

Method:	Pool	GLS CSw	GMM	GMM CSw	GMM CSFE	GMM CSRE	GMM CSFD	GMM PFE	GMM PRE
C	0.065	0.060	0.065	0.064	0.086	0.072		0.065	0.063
ER	0.027**	0.024**	0.027**	0.015**	-0.032**	0.005	0.058	0.028**	0.028**
Obs	28982	28982	25106	25106	25106	25106	21729	25106	25106
R-sq	0.0117	0.0184	0.0145	0.045	0.3846	0.0013	NA	0.0215	0.0151
F	342.1	544.2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Таблица 3

Регрессии ROA на ER. Малые предприятия

Method:	Pool	GLS CSw	GMM	GMM CSw	GMM CSFE	GMM CSRE	GMM CSFD	GMM PFE	GMM PRE
C	0.161	0.161	0.131	0.133	0.132	0.150		0.131	0.112
ER	0.001**	0.001**	0.001*	-0.002	0.000	0.000	-0.001	0.001	0.001
Obs	230136	230136	145224	145224	145224	145224	97709	145224	145224
R-sq	0.0002	0.0071	0.0003	-0.0301	0.5768	0.0001	NA	0.0101	0.0003
F	57.08	1642.5	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Примечание. 1. Pool - Pooled OLS. 2. GLS CSW – GLS Cross-sections weighted. 3. GMM - Generalized method of moments. 4. GMM CSW – GMM Cross-sections weighted. 5. GMM CS FE – GMM Cross-section fixed effects. 6. GMM CS RE – GMM EGLS Cross-section random effects. 7. GMM CS FD – GMM Cross-section fixed first differences. 8. GMM PFE – GMM EGLS Period fixed effects. 9. GMM PRE – GMM EGLS Period random effects.

*, ** - значимость 95% и 99%

Таблица 4

**Медианная регрессии перцентиль ROA на перцентиль ER
(Dependent variable PROA (перцентиль ROA))**

	Крупные	Средние	Малые	Гос. участие	Частные
Наблюдения	15307	28982	230136	13640	260785
C	42.61**	38.67**	32**	35.75**	31.55**
PER	0.19**	0.24**	0.36**	-0.02**	0.41**
Pseudo R-squared	0.01	0.02	0.04	0.00	0.05
S.E. of regression	22.50	23.76	29.58	22.37	28.67

Estimating at q=0.5. Huber Sandwich Standard Errors & Covariance, Sparsity method: Kernel (Epanechnikov) using residuals