



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

## Моделирование премии за срочность в Казахстане с применением АСМ модели

Департамент денежно-кредитной политики  
Рабочая статья №2025-4

**Шамар Б.**

Экономические исследования и аналитические записки Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также других научно-исследовательских работ сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий. Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Моделирование премии за срочность в Казахстане с применением АСМ модели  
**NBRK – WP – 2025-4**

## Моделирование премии за срочность в Казахстане с применением АСМ модели

Шамар Бауыржан<sup>1</sup>

### Аннотация

В данном исследовании приводится базовый расчет премии за срочность исходя из динамики структуры доходностей кривой доходности казахстанских ГЦБ.

Долгосрочная нейтральная базовая ставка в Казахстане согласно макроэкономическому опросу Национального Банка существенно отличается от форвардной кривой на длинном конце. Эта разница свидетельствует о том, что на рынке есть иные факторы, помимо предпочтения ликвидности, которые влияют на премию за срочность. Хотя результаты Макроэкономического опроса Национального Банка могут быть использованы для выделения компоненты премии за срочность из долгосрочной доходности, сам опрос проводится 8 раз в год и данные опроса могут быть смещены.

Подход, который приводится в данном исследовании предполагает выделение премии за срочность только из данных о доходностях ГЦБ при помощи методологии АСМ и строится на сугубо статистических техниках, не требуя дополнительных предпосылок.

Такой подход позволяет разделить долгосрочные доходности на нейтральную долгосрочную номинальную базовую ставку и премию за срочность. В дальнейшем это позволит делать дополнительные предположения о природе поведения долгосрочных доходностей и влиянии на них инфляционных рисков.

В дополнение на основании этого расчета была получена оценка долгосрочной нейтральной номинальной ставки, основываясь только на рыночных данных о кривой доходности в диапазоне 9-9,2%.

*Ключевые слова: кривая доходности, премия за срочность, денежно-кредитная политика, инфляционный риск премия.*

*JEL-классификация: G12, E43, E44*

---

<sup>1</sup> Шамар Бауыржан – главный специалист-аналитик, управление денежно-кредитной политики, Департамент денежно-кредитной политики, Национальный Банк Республики Казахстан. E-mail: bauyrzhan.shamar@nationalbank.kz

## **Оглавление**

<b>Введение</b> .....	5
<b>1. Обзор литературы</b> .....	6
<b>2. Методология</b> .....	10
<b>3. Полученные результаты</b> .....	13
<b>Выводы</b> .....	17
<b>Список литературы</b> .....	19

## **Введение**

С 2022 года доходности ГЦБ в Казахстане значительно выросли и в 2025 году продолжают расти. С одной стороны, это можно связать с ростом инфляции и базовой ставки. Однако в такой ситуации немаловажным является отделить ожидаемые эффекты от рисковой компоненты. С одной стороны, данные о долгосрочной нейтральной номинальной ставке в Казахстане, публикуемые на основе Макроэкономического опроса Национального Банка РК дают разброс от 8% до 9% при 10-ти летней доходности на уровне 14-15%.

Эта разница может быть объяснена более высокой премией за срочность в Казахстане, чем простая разница между долгосрочными доходностями и соответствующими форвардными ставками. При этом стоит отметить, что данные о доходностях в Казахстане подвержены влиянию особенностей рынка, в частности его сегментированность и ограниченная ликвидность. Эти ограничения вносят определенные коррективы в то, как следует читать результаты методов, работающих на развитых рынках.

В данном исследовании применяемая модель не основывается на данных опросов, а использует сугубо статистический аппарат для извлечения компоненты премии за срочность. В этой связи необходимо отметить, что интерпретируемость полученных результатов ограничена. Литература по вопросу оценки премии за срочность отмечает, что выбор модели влияет на величину и знак премии, а также на чувствительность оценок к переменным макроэкономической неопределённости. Методологические сложности связаны с различными подходами к оценке премии: классическая модель Kim-Wright (2005), а затем Adrian-Crump-Moench (2013) (далее – АСМ) и другие спецификации показывают разное поведение оценок в зависимости от предположений о цене риска. В этой связи рекомендуется использовать несколько моделей для анализа премии за срочность. Вместе с тем, данная работа закладывает еще одну ступень для дальнейших исследований оценки и объяснения поведения премии за срочность в Казахстане.

В данном исследовании мы применяем базовый метод АСМ без дополнений. В этой связи для того, чтобы оценить достоверность оценки применяется дополнительный анализ для выявления экономической осмысленности полученных оценок.

## 1. Обзор литературы

Применение АСМ моделей для декомпозиции временной структуры доходностей на долгосрочную нейтральную является относительно новым направлением. Оригинальное исследование Adrian, Crump и Moench (2013) предлагает относительно простой для реализации и интерпретации способ расчета премии за срочность для США при помощи трехэтапного метода линейной регрессии.

В дальнейшем данный подход получил развитие в различных работах. Так в работе Jennison (2017), проведенной на австралийских данных ключевым нововведением стало применение бутстрэп-коррекции смещения в оценках VAR на первом этапе, что позволяет учесть высокую устойчивость процентных ставок и получить более корректные оценки как безрисковых доходностей, так и премии за срочность.

Также применяются и комбинированные методы. В работе Aydın и Özel (2024) проводят декомпозицию доходностей государственных облигаций Турции на две составляющие — ожидаемую краткосрочную ставку и премию за срочность — с помощью двух распространенных подходов аффинных моделей структуры процентных ставок (АСМ и JSZ). Расширением стандартного АСМ подхода является дополнительная оценка влияния доли иностранных инвесторов на величину премии за срочность. Эмпирические результаты демонстрируют, что однопроцентный рост доли иностранных инвесторов приводит к снижению 5-летней премии за срочность в среднем на 53–55 базисных пунктов. Таким образом делается вывод о существенном влиянии присутствия иностранных инвесторов и их риск-аппетита на премию за срочность в развивающихся странах.

Lynch (2019) проводит систематическую декомпозицию 10-летних номинальных доходностей государственных облигаций 24 стран с инструментами хеджирования инфляционных рисков на составляющие компоненты ожиданий будущей краткосрочной ставки и премии за срочность с помощью регрессионной АСМ-модели. Кроме того, Lynch конструирует два глобальных индекса инфляции на основе главных компонент месячных темпов роста потребительских цен и показывает, что повышение приверженности центральных банков таргетированию инфляции снижает волатильность инфляционных ожиданий и, соответственно, долгосрочные премии за срочность. Панельный регрессионный анализ подтверждает, что именно постепенное ослабление неопределенности по инфляции оказалось ключевым драйвером глобального тренда к снижению 10-летних ставок в период последних четырех десятилетий.

В работе Lemke и Werner (2017) анализируется, как ожидание и объявление Программы выкупа государственных облигаций Европейского центрального банка повлияли на доходности 10-летних немецких ГЦБ. Авторы показывают, что снижение доходностей в период построения ожиданий PSPP (лето 2014 — март 2015) и в дни ключевых решений ЕЦБ (22–23 января 2015 и 5–6 марта 2015) практически полностью объясняется уменьшением премии за срочность, тогда

как компонента ожиданий остается стабильной. Lemke и Werner (2017) демонстрируют, что Программа выкупа государственных облигаций воздействует на долгосрочные ставки преимущественно через влияние на премию за срочность, что имеет важные последствия для понимания механизмов передачи нетрадиционной монетарной политики в еврозоне.

Также используя подход Adrian, Crump и Moench (2013) Callaghan (2019) в аналитической записке Резервного Банка Новой Зеландии осуществил декомпозицию доходности 10-летних государственных облигаций. Автор расширяет анализ оценивая регрессию премии за срочность на инфляцию, безработицу и индекс MOVE. Все три переменные значимы на уровне  $p < 0,01$  и объясняют свыше 70% изменчивости премии. Также через SVAR-модель Callaghan показывает, что шок премии за срочность на 1 п.п. ведет к снижению базовой инфляции на  $\approx 0,3$  п.п. и росту безработицы на  $\approx 0,45$  п.п. в течение 6–8 кварталов. Данный эффект схож с отрицательным шоком совокупного спроса.

Таким образом литература дает спектр различных расширений для модели АСМ. Вместе с тем, данная работа будет сосредоточена на построении базового понимания работы модели на казахстанских данных и интерпретации полученных результатов.

Отдельно необходимо подчеркнуть, что АСМ метод извлекает премию за срок, используя лишь статистические закономерности и не закладывает в модель структурные уравнения или ожидания экономических агентов, поэтому остаётся сугубо статистическим инструментом. В результате сами ряды премии, полученные по АСМ методу, информируют о величине рискованной надбавки, но не раскрывают причин её колебаний.

Чтобы придать этим оценкам экономический смысл, исследователи обычно включают АСМ-серии в VAR, FAVAR или DSGE модели вместе с макроиндикаторами, мерами финансовой волатильности и шоками политики. Такая связка позволяет выявить, какие факторы статистически оказывают влияние на премию за срок и с какой силой. В оригинальной работе движение премии за срочность сравнивается с индексом MOVE<sup>2</sup>.

Ниже представлен ряд других исследований и используемых для них переменных:

**Таблица 1**

№	Исследование	Модель	Локальные переменные	Глобальные переменные
1.	Aguilar-Argaez et al. (2022)	TVP регрессия	-реальная компенсация за срочность; -инфляционный риск премия; -оценка валютного риска	• премия за срочность в США;

<sup>2</sup> Индекс ожидаемой (вмененной) волатильности доходностей казначейских облигаций США

2.	Callaghan (2019)	SVAR	-безработица; -волатильность базовой инфляция; -инфляционные ожидания.	
3.	Lynch (2019)	VAR	-Инфляция; -волатильность инфляции; -индекс неопределенности экономической политики; -индекс неопределенности денежно-кредитной политики; -индекс неопределенности государственного долга; -индекс неопределенности торговли.	-индекс Move;
4.	Kumar, Mallick, Mohanty & Zampolli (2017)	SVAR	-Fed Funds rate; -ВВП; -инфляция.	-индекс страха VIX; -Move;
5.	Soobyah & Steenkamp (2020)	SVAR	-инфляционные ожидания; -дефлятор ВВП; -притоки капитала; -волатильность обменного курса ранда к доллару США.	
6.	Мухаметов (2025)	OLS	-инфляция м/м, сезонно-очищенная; -волатильность обменного курса рубля к доллару США; -инфляционные ожидания населения.	

Таблица 1 показывает, что в исследованиях, как правило, в качестве объясняющих локальных переменных используются макропоказатели внутренней экономики или их волатильность. Среди внешних факторов отмечается ставка ФРС США, а также различные индексы неопределенности и волатильности финансовых рынков.

### **Критика подхода.**

BIS (2018) сравнивает различные модели и обнаруживает, что АСМ метод трактует пост-кризисные низкие ставки как падение долгосрочной нейтральной ставки, тогда как модели с CPI/опросами дают на 100 б.п. более высокую премию за срочность. Отмечается, что слепота модели к макро- и опросной информации ведёт к чрезмерно резким колебаниям ожиданий краткой ставки и, как следствие, премии за срочность.

Bauer (2018) показывает, что оцененная при помощи АСМ метода премия за срочность слишком волатильна, а ожидаемая ставка слишком стабильна.

Li et al. (2017) отмечают, что доверительные интервалы полученные данным методом могут быть очень широкими и рекомендуют использовать его в сочетании с другими моделями для анализа премии за срочность.

Таким образом метод АСМ хоть и дает статистическую оценку премии за срочность, не претендует на истинность полученных оценок, а лишь дает базовое представление о том, где премия за срочность может находиться исходя лишь из поведения кривой доходности.

## 2. Методология

В модели за основу берутся наблюдаемые факторы ценообразования и строится процедура **трехшагового оценивания**. На первом шаге осуществляется декомпозиция факторов ценообразования на предсказуемые компоненты и инновации факторов, регрессируя сами факторы на их лаговые значения. На втором шаге оценивается чувствительность доходностей казначейских облигаций к лаговым значениям факторов ценообразования и к одновременным инновациям этих факторов. На третьем этапе оцениваются параметры рыночной цены риска через кросс-секционную регрессию. Данные параметры впоследствии и являются инструментом, позволяющим отделить премию за срочность от ожидаемой ставки.

*Постановка модели и основные предпосылки.* Основой модели служит вектор факторов состояния  $X_t$  размерности  $K$ . В оригинальном исследовании Adrian, Crump и Moench (2013) используется 5 первых факторов PCA в рамках анализа кривых доходности. Первый фактор отражает движение всей кривой в одном направлении и трактуется как *уровень*, второй фактор – разнонаправленное движение краткосрочного и долгосрочного участков (*наклон*), третий фактор – движение краткосрочного и долгосрочного участков в одном направлении и среднесрочного в обратном (*кривизна*). Аналогично, четвертый и пятый фактор позволяют уловить еще более сложные аспекты структуры доходностей, однако в литературе не имеют явной трактовки. Факторы эволюционируют во времени по стационарно и линейно.

Для работы модели вводится понятие **стохастического дисконтирующего множителя**  $M_{t+1}$ , который задает перенесение стоимости во времени. В модели АСМ принимается, что  $M_{t+1}$  имеет экспоненциально-аффинную (линейную) форму относительно факторов и случайных шоков. В частности, предполагается следующая его спецификация:

$$M_{t+1} = \exp \left( -r_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \Sigma^{-\frac{1}{2}} v_{t+1} \right) \quad (1)$$

где  $r_t$  – краткосрочная безрисковая ставка (на один период), а  $\lambda_t$  – вектор рыночных цен риска в момент  $t$ . Такая функциональная форма SDF соответствует гауссовскому аффинному случаю, когда факторные шоки  $v_{t+1}$  нормальны, а  $M_{t+1}$  экспоненциально зависит от  $v_{t+1}$  и состояния  $X_t$ .

Краткосрочная ставка моделируется как аффинная функция факторов:

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t \quad (2)$$

где  $\delta_0$  и  $\delta_1$  – коэффициенты (векторы) для уровневой и факторной составляющих соответственно. в АСМ используется следующая спецификация цен риска:

$$\lambda_t = \Sigma^{-\frac{1}{2}} (\lambda_0 + \lambda_1 X_t) \quad (3)$$

где  $\lambda_0$  – вектор констант размера  $K$ , а  $\lambda_1$  – матрица размера  $K \times K$ . Вектор  $\lambda_t$  характеризует премию за риск, требуемую инвесторами за единичное отклонение каждого фактора и определяет разницу между фактическим и риск-нейтральным дрейфом факторов. Подстановка этой  $\lambda_t$  в формулу для  $M_{t+1}$  обеспечивает, что ожидаемая приведённая доходность по любому активу корректируется на величину, компенсирующую риск, связанный с факторами. Таким образом, если в конечном итоге задать  $\lambda_0 = \lambda_1 = 0$ , то можно получить очищенные от премии за срочность ожидаемые ставки.

В модели АСМ цены бескупонных облигаций выводятся из безарбитражного условия на основе заданного SDF. Пусть  $P_t^{(n)}$  – текущая цена облигации, погашающейся через  $n$  периодов. Тогда принцип отсутствия арбитража дает рекурсивное соотношение оценки по стоимости:

$$P_t^{(n)} = \mathbb{E}_t^{\mathbb{P}} [M_{t+1} P_{t+1}^{(n-1)}] \quad (4)$$

Учитывая экспоненциально-аффинную форму  $M_{t+1}$  и линейную динамику факторов, решением этой рекурсии окажется аффинная форма для логарифма цены одной облигации. В частности, для каждого срока погашения  $n$  существуют коэффициенты  $A_n$  и  $B_n$  такие, что:

$$\ln P_t^{(n)} = A_n + B_n' X_t + u_t^{(n)} \quad (5)$$

где  $u_t^{(n)}$  –случайная ошибка оценки доходности для облигации с сроком  $n$ . Наличие случайной компоненты отражает возможность неполного совпадения модели с наблюдаемыми ценами, что позволяет оценивать модель с помощью линейных регрессий. Коэффициенты  $A_n$  и  $B_n$  называются параметрами цены облигации и удовлетворяют системе рекуррентных уравнений, вытекающих из условий безарбитражного ценообразования.

Таким образом вся кривая доходности на момент времени  $t$  моделируется через уравнение:

$$y_t^{(n)} = -\frac{1}{n} (A_n + B_n' X_t) \quad (6)$$

Это и есть основная модель, которая позволяет получить максимально приближенные значения к фактическим доходностям через модельную оценку и затем обнулить факторы риска.

Принимая эти допущения, производится трехшаговая процедура оценки.

На **первом шаге** динамика факторов оценивается при помощи VAR(1):

$$X_{t+1} = \mu + \Phi X_t + v_{t+1} \quad (7)$$

где  $\mu$  – вектор постоянных дрейфов,  $\Phi$  – матрица авторегрессии размера  $K \times K$ , а  $v_{t+1}$  – вектор инноваций (ошибок прогнозирования) с ковариационной матрицей  $\Sigma$ . Данный этап позволяет выделить предсказуемую и непредсказуемую компоненты. Полученные коэффициенты будут использоваться в дальнейшем как вспомогательные величины, характеризующие предсказуемость доходностей.

На **втором шаге** вводится понятие избыточной доходности:

$$rx_{t+1}^{(n-1)} = \ln P_{t+1}^{(n-1)} - \ln P_t^{(n)} - r_t \quad (8)$$

Данная процедура означает, что сравнивается месячная доходность по конкретному тенору с безрисковой бумагой сроком один месяц. Разница между ними принимается за избыточную доходность. В результате мы получаем матрицу размером  $N \times T$ . В данном методе анализируется именно избыточная доходность (т.е. доходность за минусом безрисковой) с целью отделить безрисковые зависимости при разложении ставки на премию за срочность и риск-нейтральную ставку.

Далее оценивается регрессия матрицы рассчитанных избыточных доходностей на ранее полученные при помощи VAR(1) оценки:

$$rx = a + cX + \beta' \hat{V} + e \quad (9)$$

В результате мы получаем оценки  $\hat{a}$  – вектор размером  $N \times 1$ ,  $\hat{\beta}$  – матрица размером  $N \times K$ ,  $\hat{c}$  – матрица размером  $N \times K$  и ошибки  $e$  – матрица размером  $N \times T$ . Эти значения также являются вспомогательными величинами и помогают выразить общую связь между избыточными доходностями и предсказуемой и непредсказуемой компонентами.

На **третьем шаге** оцениваются риск параметры  $\lambda_0$  и  $\lambda_1$  такие, что:

$$\lambda_0 = (\hat{\beta} \hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta} (\hat{a} + \frac{1}{2} (\hat{\beta} \text{vec}(\hat{\Sigma}) + \sigma^2 I_n)) \quad (10)$$

$$\lambda_1 = (\hat{\beta} \hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta} \hat{c} \quad (11)$$

где  $\hat{a}$ ,  $\hat{\beta}$ ,  $\hat{c}$  – значения, полученные из предыдущего шага,  $\sigma^2$  – дисперсия ошибки из предыдущего шага.

### **Оценка доходностей при помощи полученных параметров**

В итоге доходность  $y_t^{(n)}$  оценивается как  $y_t^{(n)} = \hat{A}_n + \hat{B}'_n X_t + \hat{\varepsilon}_{n_t}^{(n)}$ . При:  $A_n = A_{n-1} + B'_{n-1}(\mu - \lambda_0) + \frac{1}{2} (B'_{n-1} \Sigma B_{n-1} + s^2) - \delta_0$  и  $B'_n = B'_{n-1}(\Phi - \lambda_1) - \delta'_1$ .

Обнулив параметры риска  $\lambda_0$  и  $\lambda_1$  мы можем получить очищенную от риска ожидаемую краткосрочную ставку и премию за срочность.

### 3. Полученные результаты

Рисунок 1 показывает динамику премии за срочность 10 летних доходностей.

**Рисунок 1**



Динамика премии за срочность была стабильной в 2020-2021 годах. Однако начала расти в последние 3 года. Текущая высокая премия за срочность отражает повышенные ставки доходностей ГЦБ по сравнению с их долгосрочными нейтральными значениями (рисунок 2).

**Рисунок 2**



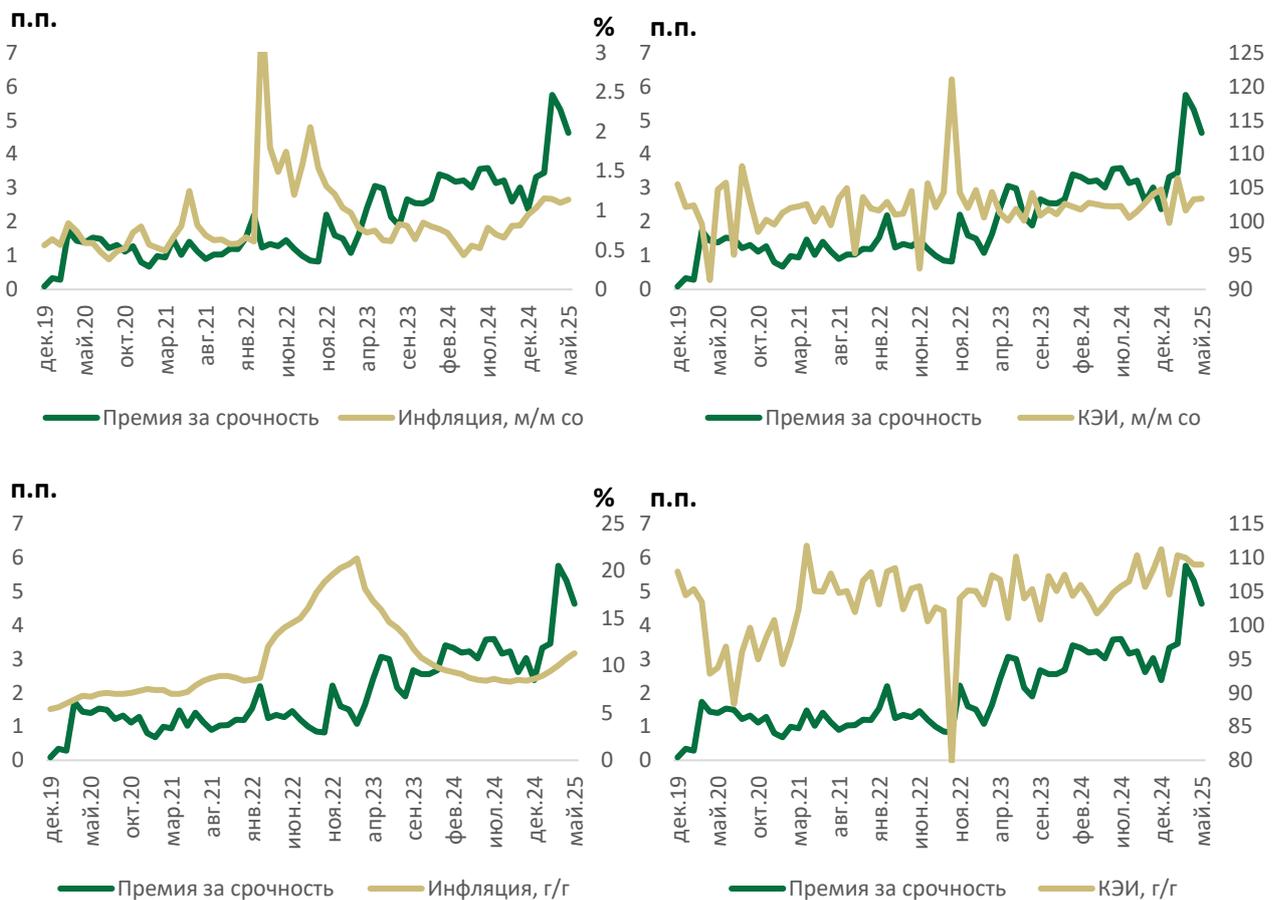
Еще одним результатом оценки АСМ модели, помимо полученных премий за срочность является извлечение информации об очищенных от рисков долгосрочных процентных ставках, которые в литературе трактуются как номинальные долгосрочные нейтральные ставки. В данном случае – это 10-летняя ожидаемая ставка. Из рисунка 2 можно увидеть, что очищенная от рисков долгосрочная ставка на горизонте 10 лет изменяется в диапазоне от 9% до 9,2%. Эта динамика следует данным Макроэкономического опроса Национального

Банка, что действительно позволяет трактовать полученную ставку как долгосрочную номинальную нейтральную базовую ставку. Эта оценка является еще одним свидетельством об уровне долгосрочной номинальной нейтральной ставки в Казахстане. Преимуществом данной оценки является то, что в отличие от Макроэкономического опроса Национального Банка данная ставка может быть посчитана на ежемесячной основе с конца 2019 года (Макроэкономический опрос стартовал в августе 2022 года и проводится 8 раз в год перед решением по базовой ставке).

В поиске факторов для объяснения тренда и изменений премии за срочность мы сравнили ее с рядом локальных и глобальных факторов (рисунок 4). 10-летняя премия с большим лагом следует тренду TONIA, при этом остальные факторы визуально не имеют хорошей сонаправленности изменений или совпадения трендов (за исключением инфляции с середины 2024 года). То, что ставка денежного рынка TONIA, которая является операционным ориентиром денежно-кредитной политики Национального Банка, влияет на 10-летние доходности отражает еще одну специфику казахстанского рынка ценных бумаг: новые выпуски сильно ориентированы на последние данные об уровне базовой ставки и мало реагируют на выход новой макро-статистики.

Рисунок 4

#### Сравнение 10-ти летней премии за срочность с основными локальными и глобальными факторами.





Из глобальных факторов можно выделить в последние периоды индексы EMBI и VIX, скачки которых совпадают с ростом 10-летней премии за срочность.

Также, на основании данных факторов была оценена VAR(1) модель для среднесрочной и долгосрочной премии. В качестве **эндогенных переменных** были использованы ИПЦ м/м с сезонной очисткой, КЭИ м/м с сезонной очисткой и ставка TOINA, средневзвешенная ежемесячно. В качестве **экзогенных переменных** использовались данные об индексе EMBI, цена на нефть марки BRENT и CDS соответствующей срочности (приложение 1).

Результаты оценки показывают, что основные статистически значимые эффекты сосредоточены в первых 2–3 периодах. Однако импульсные отклики 10-летней премии за срочность статистически не значимы.

Вместе с тем необходимо отметить, что полученные результаты говорят о необходимости проведения более тщательных оценок для достоверной интерпретации премии за срочность.

Дальнейшие исследования будут направлены на оценку моделей с большим числом параметров и поиск наиболее подходящих факторов премии за срочность.

## **Выводы**

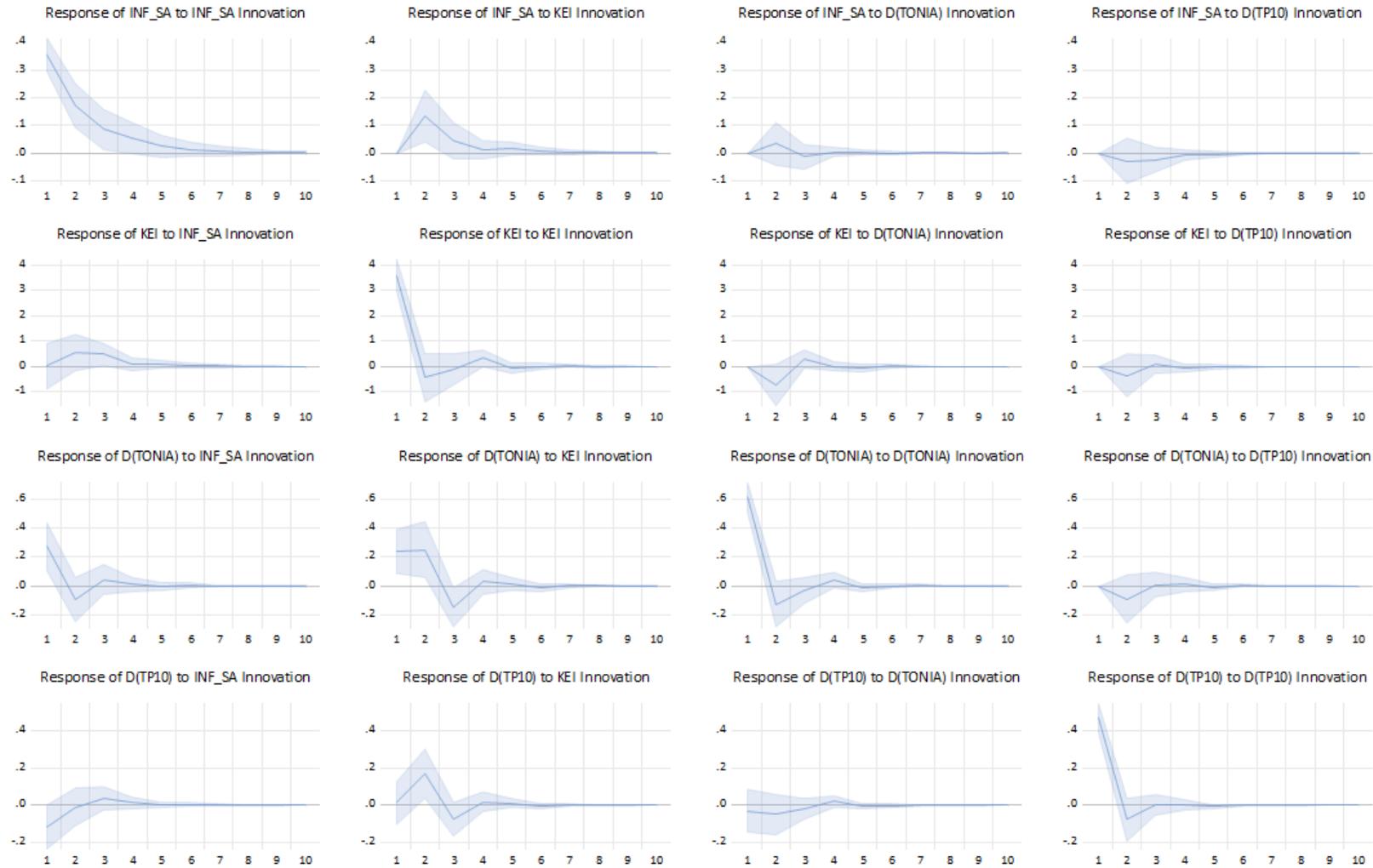
В данном исследовании был предложен и реализован статистический подход к оценке премии за срочность на рынке казахстанских государственных ценных бумаг с использованием базовой АСМ-модели. В отличие от методов, опирающихся на макроэкономический опрос Национального банка, данная методика позволяет получать ежемесячные оценки премии и долгосрочной номинальной нейтральной ставки исключительно на основе рыночных доходностей, что устраняет субъективные и периодические искажения опросных данных. Диапазон рассчитанной нейтральной ставки в размере 9–9,2 % не только подтверждает, но и уточняет предыдущие оценки (8–9 %), а динамика премии за срочность для 10-летних выпусков показывает её заметный рост с 2022 года, обусловленный как техническими шоками спроса-предложения, так и нарастанием инфляционных рисков.

Основной вклад исследования заключается в получении оценок премии за срочность по актуальной методологии. Вместе с тем, **ключевым ограничением работы является отсутствие выявленных факторов, которые бы достоверно объясняли динамику премии за срочность.**

В дальнейшем представляется целесообразным дополнить методику бутстрэп-коррекцией, учётом влияния иностранных инвесторов и глобальных факторов риска в рамках других моделей помимо VAR-оценки. Полученные результаты важны для более точного понимания механизмов трансмиссии денежно-кредитной политики и управления рисками на долговом рынке Казахстана.

## Результаты оценки VAR(1) модели для 10-ти летней премии за строчность

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  
95% CI using analytic asymptotic S.E.s



## Список литературы

1. Adrian, T., Crump, R.K., Moench, E., 2013. Pricing the term structure with linear regressions. *J. Financ. Econ.* 110 (1), 110e138.
2. Aguilar-Argaez, A., Diego-Fernández, M., Elizondo, R., Roldán-Peña, J., 2022. Term premium dynamics and its determinants: The Mexican case. *BIS Work. Pap.* No 993 (January 2022)
3. Aydın, H. İ., Özel, Ö., 2024. Term premium in Turkish lira interest rates: The role of foreign investors' share. *Borsa Istanbul Rev.* Available online 4 January 2024.
4. Bauer, M.D., 2018. Restrictions on risk prices in dynamic term structure models. *J. Bus. Econ. Stat.* 36 (2), 196–211.
5. Berardi, A., 2023. Term premia and short rate expectations in the euro area. *J. Empir. Finance* 74 (2023) 101424. Available online 16 September 2023.
6. Callaghan, M., 2019. Expectations and the term premium in New Zealand long-term interest rates. *RBNZ Anal. Note Ser.* AN2019/02 (Март 2019)
7. Carboni, G., Ellison, M., 2022. Preferred habitat and monetary policy through the looking-glass. *ECB Working Paper* No 2697 (Август 2022)
8. Cohen, B.H., Hördahl, P., Xia, D., 2018. Term premia: models and some stylised facts. *BIS Quarterly Review* (September), 79–92
9. Crump, R.K., Eusepi, S., Moench, E., 2016. The term structure of expectations and bond yields. *Federal Reserve Bank of New York Staff Report* No 775 (Май 2016)
10. Jennison, F., 2017. Estimation of the term premium within Australian Treasury Bonds. *AOFM Work. Pap.* 2017-01 (Март 2017)
11. Kumar, A., Mallick, S., Mohanty, M.S., Zampolli, F., 2017. Market volatility, monetary policy and the term premium. *BIS Work. Pap.* No 606 (January 2017; revised June 2022)
12. Lemke, W., Werner, T., 2017. Dissecting long-term Bund yields in the run-up to the ECB's Public Sector Purchase Programme. *ECB Working Paper* No 2106 (Октябрь 2017)
13. Li, C., Meldrum, A., Rodriguez, M., 2017. Robustness of long-maturity term premium estimates. *FEDS Notes*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 3 April 2017.
14. Lynch, N., 2019. Explaining the Global Interest Rate Decline. Honors thesis, Department of Economics, Bates College, Lewiston, Maine (Апрель 3 2019)
15. Redfern, D., McLean, D., 2014. Principal Component Analysis for Yield Curve Modelling: Reproduction of out-of-sample yield curves. *Moody's Anal. Res. Research Report* (Август 2014)
16. Soobyah, L., Steenkamp, D., 2020. Term premium and rate expectation estimates from the South African yield curve. *SARB Work. Pap.* WP/20/03 (June 2020)
17. Макроэкономический опрос Национального Банка

18. Мухаметов, О., 2025. Премия за срок и её детерминанты (на примере рынка ОФЗ). Аналитическая записка Департамента исследований и прогнозирования Банка России (февраль 2025)