

ПИЛОТНОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОДОВОЛЬСТВЕННОЙ ИНФЛЯЦИИ В УЗБЕКИСТАНЕ

Плотников Андрей Викторович

PhD, доцент

Ургенчский государственный университет

имени Абу Райхана Беруни

Узбекистан, г. Ургенч

Аннотация

В статье была исследована краткосрочная связь продовольственной инфляции в Узбекистане с обменным курсом и мировыми ценами на продовольствие. Анализ охватил месячные данные с января 2021 года по август 2026 года. Динамическая регрессия учитывала предыдущее значение инфляции, внешние факторы с месячным лагом и календарную сезонность. Было установлено существенное значение инерции и сезонности для описания ценовой динамики. Дополнительная связь курса и индекса FAO оказалась статистически незначимой. Выводы сохранились после исключения наблюдений 2026 года. Результаты не интерпретировались как причинные эффекты и не исключали более длительной передачи ценовых изменений. Были предложены направления сезонного мониторинга, развития хранения, переработки и логистики, дальнейшего товарного и регионального анализа, проверки прогнозов вне выборки.

Ключевые слова: продовольственная инфляция, обменный курс, индекс FAO, инерция инфляции, сезонность, динамическая регрессия, передача цен.

Annotatsiya

Maqolada O'zbekistonda oziq-ovqat inflyatsiyasining valyuta kursi va jahon oziq-ovqat narxlari bilan qisqa muddatli bog'liqligi o'rganildi. Tahlil 2021-yil yanvaridan 2026-yil avgustigacha bo'lgan oylik ma'lumotlarga asoslandi. Dinamik regressiyada inflyatsiyaning oldingi qiymati, tashqi omillarning bir oylik kechikishi va mavsumiy ko'rsatkichlar hisobga olindi. Inersiya hamda kalendar mavsumiyligi narxlar dinamikasini tavsiflashda muhim o'rin egallagani aniqlandi. Valyuta kursi va FAO indeksining qo'shimcha bog'liqligi statistik ahamiyatli bo'lmadi. Natijalar 2026-yil kuzatuvlari chiqarilganda ham saqlandi. Xulosalar sababiy ta'sir sifatida talqin qilinmadi va uzoqroq muddatdagi bog'liqlikni inkor etmadi. Mavsumiy monitoringni takomillashtirish, saqlash, qayta ishlash va logistika imkoniyatlarini rivojlantirish yo'nalishlari belgilandi. Tovarlarni va hududlar kesimidagi tahlil hamda tanlanmadan tashqari prognoz tekshiruvlari keyingi tadqiqotlar uchun tavsiya etildi.

Kalit so'zlar: oziq-ovqat inflyatsiyasi, valyuta kursi, FAO indeksi, inflyatsiya inersiyasi, mavsumiylilik, dinamik regressiya, narxlar uzatilishi.

Abstract

The article examined short-term associations between food inflation, the exchange rate, and global food prices in Uzbekistan. Monthly observations covered January 2021 to August 2026. Dynamic regression incorporated lagged inflation, external factors with a one-month lag, and calendar seasonality. Persistence and

seasonal patterns contributed substantially to describing price movements. Exchange rate changes and the FAO index provided no statistically significant additional association. Findings remained consistent when observations from 2026 were excluded. Results did not establish causality or rule out longer-term transmission. Recommendations addressed seasonal monitoring, storage, processing, logistics, product-level and regional analysis, and subsequent evaluation of forecasting performance outside the estimation sample.

Keywords: food inflation, exchange rate, FAO index, inflation persistence, seasonality, dynamic regression, price transmission.

ВВЕДЕНИЕ

Продовольственная инфляция представляет месячное изменение индекса потребительских цен (ИПЦ) по категории 01 «Продукты питания и безалкогольные напитки» по КИПЦ-2018 и непосредственно влияет на благосостояние домохозяйств, поскольку расходы на продовольствие составляют значимую часть их потребительских бюджетов. Эмпирические оценки показывают, что экономики с более высокой долей продовольствия в потребительской корзине оказываются более уязвимыми к устойчивым инфляционным эффектам внешних ценовых шоков [15]. В условиях перехода к режиму инфляционного таргетирования [2] устойчивость продовольственной инфляции приобретает значение для оценки достижимости среднесрочного ориентира в 5% [30]. Рост цен на энергоносители и продовольствие назван в числе основных факторов инфляции в стране [30].

Значимость внешних факторов усилилась после двух событий. Во-первых, в начале сентября 2017 г. была проведена либерализация валютного рынка, в результате которой официальный курс сума был девальвирован с 4 210 до 8 100 сумов за доллар США, что вызвало рост инфляции [17]. Во-вторых, в 2021-2022 гг. произошёл резкий подъём мировых цен на продовольствие, где в марте 2022 г. индекс продовольственных цен ФАО, по первоначальной оценке, вырос за месяц на 12,6% и достиг 159,3 пункта - максимума с начала его расчёта в 1990 г. [11]. Оба события сформировали представление о том, что динамика внутренних продовольственных цен должна быть тесно связана с курсом национальной валюты и конъюнктурой мировых рынков.

Однако в месячной динамике продовольственных цен действие внешних факторов накладывается на два внутренних процесса 1.инерцию и 2.календарную сезонность, связанную с урожайным циклом. Простое сопоставление динамики рядов или парные корреляции не позволяют разделить вышеотмеченные составляющие поскольку часть связи, приписываемая курсу или мировым ценам, может фактически отражать продолжающееся влияние прошлой инфляции или повторяющиеся сезонные колебания. Дополнительную сложность создают особенности региональных рынков, интеграция внутренних рынков пшеницы Центральной Азии с экспортными рынками в значительной мере определяется торговыми издержками, включая транспортные расходы и

неформальные платежи [23], что способно ослаблять связь внутренних цен с мировыми.

Целью настоящей работы является оценка связи месячных изменений обменного курса сума (USD/UZS) и индекса продовольственных цен FAO с последующей продовольственной инфляцией в Узбекистане после учёта её инерции и календарной сезонности. Информационную базу составили месячные индексы потребительских цен по категории 01 [27], официальный курс сума [28] и номинальный индекс продовольственных цен FAO [12]. Подход основан на динамической регрессии месячной продовольственной инфляции на её предыдущее значение, лагированные изменения внешних факторов и месячные индикаторы; сопоставляются спецификация только с инерцией и сезонностью, спецификация с внешними факторами и та же модель на данных до 2026 года, поскольку с 2026 года применяется иная формула расчёта индекса потребительских цен [27]. Речь идёт об условных связях на месячном горизонте, а не о причинных эффектах.

Работа вносит три вклада. Во-первых, она даёт оценки для продовольственной категории ИПЦ Узбекистана на месячных данных за период после 2020 г., явно отделяя связь с курсом и мировыми ценами от инерции и календарной сезонности. Во-вторых, она интерпретирует доверительные интервалы как верхние границы краткосрочного переноса, а не только как проверку значимости. В-третьих, она проверяет устойчивость выводов к изменению методики расчёта ИПЦ с 2026 г. Полученные результаты свидетельствуют о доминировании инерции и сезонности и не выявляют значимой дополнительной связи внешних факторов на месячном горизонте.

ЛИТЕРАТУРНЫЙ ОБЗОР

Первое направление исследований относится к перенос обменного курса в цены, в которых оценки для импортных цен свидетельствуют о неполном переносе в краткосрочном периоде и о приближении к полному лишь на длинных горизонтах; более высокая инфляция и волатильность курса при этом слабо, но положительно связаны с величиной переноса [4]. Для стран Кавказа и Центральной Азии средний перенос составляет около 10 % на момент шока и около 25 % через 12 месяцев, асимметрия по знаку и размеру изменений курса не обнаруживается, а скорость переноса снизилась после мирового финансового кризиса по мере перехода региона в среду более низкой инфляции [20]. Для стран Содружества перенос высок и быстр при использовании номинального эффективного курса, но статистически незначим для двустороннего курса к доллару США, если не происходит крупных курсовых колебаний [6]. Для России подтверждена значимая связь курса и цен, причём цены производителей реагируют сильнее потребительских, а переход к инфляционному таргетированию ослабил зависимость цен от внешних условий [25]. Для Узбекистана на месячных данных за 2016-2025 гг. получены свидетельства долгосрочной связи курса с ценами и положительного краткосрочного эффекта курса на ИПЦ [7].

Второе направление относится к передаче мировых продовольственных цен во внутренние, в которых оценки сходятся в том, что передача неполна, происходит с лагами и различается по странам и товарам: повышение глобальной продовольственной инфляции на 10% в среднем увеличивает внутреннюю инфляцию примерно на 0,5 п.п. через год, причём в развивающихся экономиках эффект сильнее, а со временем он ослабевает и становится менее устойчивым [14]. Панельные оценки по 23 развивающимся странам дают относительно высокую эластичность передачи для кукурузы, риса и пшеницы и быстрое затухание шока, проявляемое в полном поглощении за два-три месяца [10]. Расхождения объясняются структурой потребительской корзины, степенью импортозависимости и торговой политикой; в Центральной Азии движение внутренних цен с региональными экспортными ценами в значительной мере определяется транзакционными издержками, а не только мировыми котировками [23]. Свидетельства по Узбекистану неоднородны: анализ недельных данных по локальным рынкам Хорезмской области за 2002-2010 гг. показал чувствительность цен на пшеницу, рис и говядину к международным ценам и рыночному курсу [19], тогда как сопоставление Таджикистана и Узбекистана выявило коинтеграцию мировых и внутренних цен для продовольственных культур в Таджикистане с его более либеральным торговым режимом и её отсутствие в Узбекистане [3]. Для Центральной Азии в целом отмечаются значимые краткосрочные эффекты глобальной продовольственной инфляции, нарастающие во времени, при ограниченной роли процентного канала денежной политики [1].

Третье направление связано с внутренними факторами, которые определяют фон для оценки внешних. Инерционность инфляции - это устойчиво воспроизводимая характеристика ценовой динамики, причём различают персистентность, порождённую структурой ценообразования, и персистентность, отражающую смену режимов денежной политики; оценки инерции заметно снижаются, если допускать сдвиги среднего уровня ряда [13]. На локальных рынках семи африканских стран сезонность продовольственных цен выражена сильнее, чем на международных эталонных рынках, где сезонный разрыв по кукурузе оценивается в 27-33 %, по рису оценивается в 15-16,5 %, что в два с половиной - три раза превышает значения для мировых рынков [16]. Если инерция и сезонность не включены в спецификацию явно, оценка внешних факторов смещается, поскольку часть объяснённой вариации фактически отражает прошлую инфляцию и календарный эффект. Наиболее близкий пример комплексного анализа продовольственной инфляции в развивающейся экономике является исследование по Эфиопии, где внутренние цены моделируются одновременно с мировыми ценами, выраженными в национальной валюте, и с шоками внутреннего предложения; авторы прямо указывают, что исключение этих факторов ведёт к смещённым результатам и ошибочным решениям [9].

Экономическая значимость курса и мировых продовольственных цен для внутренних цен подтверждается многочисленными исследованиями, однако свежих месячных оценок именно для продовольственной категории индекса потребительских цен Узбекистана за период после 2020 г. немного. Часть доступных работ оценивает связи по общему ИПЦ на выборках, включающих девальвацию 2017 г. [7], часть опирается на данные до 2017 г. или на недельные ряды отдельных локальных рынков [19]. Поэтому остаётся невыясненным, добавляют ли изменения обменного курса сума и индекса продовольственных цен FAO информацию о продовольственной инфляции сверх её собственной инерции и сезонности. Настоящая работа восполняет этот пробел, не претендуя на исчерпывающее объяснение механизмов передачи цен.

МЕТОДОЛОГИЯ

Исследование направлено на оценку того, связаны ли месячные изменения обменного курса сума и мировых продовольственных цен с последующей продовольственной инфляцией в Узбекистане после учёта её инерции и календарной сезонности. Для этого использована динамическая линейная регрессия с лагом зависимой переменной и индикаторами месяцев. Единицей наблюдения выступает календарный месяц на уровне республики.

Информационную базу составили месячные индексы потребительских цен из системы SIAT Национального комитета Республики Узбекистан по статистике [27], официальный курс Центрального банка Республики Узбекистан [28] и номинальный индекс продовольственных цен FAO [12] за январь 2021 - август 2026 года (68 месяцев). Зависимая переменная относится к категории 01 «Продукты питания и безалкогольные напитки» по КИПЦ-2018 (далее, продовольственная инфляция); общий ИПЦ приведён только для описательного сопоставления. Средний месячный курс USD/UZS рассчитан по всем календарным дням месяца; для изменений за январь 2021 года использован декабрь 2020 года.

$$\pi_t = I_t - 100; \quad e_t = 100\left(\frac{E_t}{E_{t-1}} - 1\right); \quad f_t = 100\left(\frac{F_t}{F_{t-1}} - 1\right) \quad (1)$$

В формуле (1) I - месячный ИПЦ продовольственной категории при предыдущем месяце, равно 100; E - средний календарный курс в сумах за 1 USD; F - номинальный индекс FAO (2014-2016 = 100). Показатели π , e и f - арифметические темпы изменения в процентах к предыдущему месяцу, без логарифмирования; положительное значение e соответствует ослаблению сума.

Пропусков в рядах нет; из регрессий исключены только начальные месяцы без необходимых лагов. Сезонные средние построены за полные 2021-2025 годы.

Основная спецификация M1 задаётся следующим уравнением:

$$\pi_t = \alpha + \rho\pi_{t-1} + \beta_e e_{t-1} + \beta_f f_{t-1} + \sum_{m=2}^{12} \gamma_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Здесь ρ характеризует условную связь текущей инфляции с её предыдущим значением; β_e и β_f - связи с изменениями курса и FAO в предыдущем месяце (п.п. инфляции на 1 п.п. изменения фактора); $D_{m,t}$ - индикатор календарного месяца

(базовый месяц: январь); ϵ_t - ошибка регрессии. Лаги обеспечивают временную последовательность переменных, но не устраняют эндогенность и пропущенные факторы.

Сопоставлены три спецификации: M0 содержит константу, лаг инфляции и 11 месячных индикаторов; M1 дополняет M0 лагами курса и FAO (обе по 67 наблюдениям за февраль 2021 - август 2026 года); M2 - M1 на подвыборке до декабря 2025 года включительно (59 наблюдений). Проверка M2 связана с изменением методики ИПЦ, в которой по метаданным SIAT, до 2026 года применялась модифицированная формула Ласпейреса (Лоу), а с 2026 года применялась модифицированная формула арифметического Янга [27].

Коэффициенты оценены МНК с ковариационной матрицей НАС Ньюи-Уэста (веса Бартлетта, поправка $N/(N-K)$), где N - число наблюдений, K - число параметров). Ширина окна - целая часть $4(N/100)^{2/9}$, во всех спецификациях три лага. Для p -значений и 95%-ных интервалов использовано t -распределение с $N-K$ степенями свободы [21]; в M1 $K=15$, $N-K=52$. Уровень значимости альфа = 0,05.

Дополнительная информативность курса и FAO проверена совместным тестом Вальда на равенство нулю их коэффициентов (НАС-ковариация, приближённое F-распределение). Качество описания ряда характеризуют R^2 , скорректированный R^2 и RMSE внутри выборки; критерий Акаике AIC сопоставляется только для M0 и M1, оценённых на одной выборке.

Автокорреляция остатков проверена LM-тестом Бройша-Годфри с 4 и 12 лагами [22]; рассмотрены также ACF и распределение остатков. Расчёты выполнены в Python (pandas, NumPy, SciPy, Matplotlib).

АНАЛИЗ И РЕЗУЛЬТАТЫ

Среднее месячное изменение продовольственных цен составило 0,659% против 0,728% для общего ИПЦ (таблица 1), однако его стандартное отклонение (1,118 п.п.) было примерно вдвое выше, чем у общей инфляции (0,549 п.п.). Максимум продовольственной инфляции (3,12%) отмечен в апреле 2021 года, минимум (-2,19%) - в мае 2024 года, когда общий ИПЦ вырос на 2,80%; поэтому результаты для продовольственной категории нельзя автоматически переносить на общую инфляцию.

Таблица 1

Описательная статистика месячных изменений за январь 2021 - август 2026 года¹

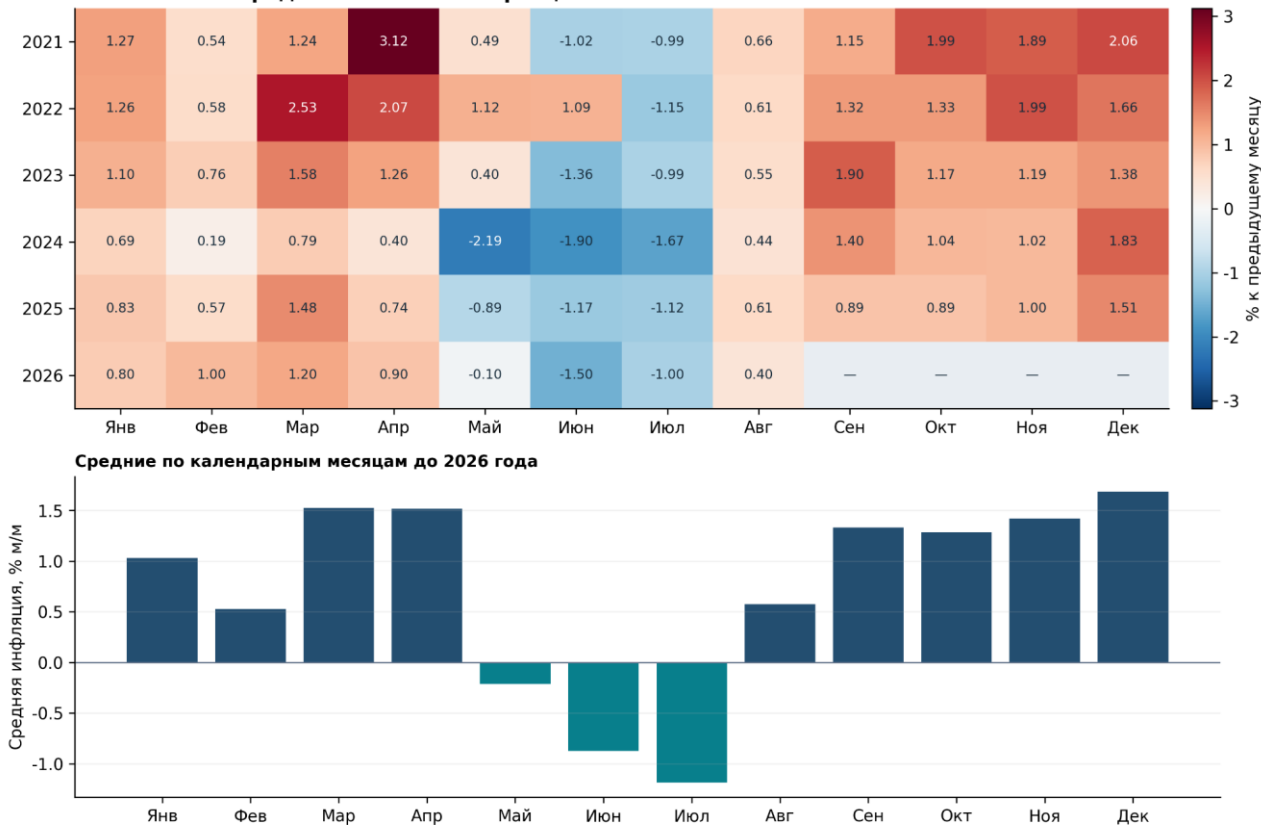
Показатель	N	Среднее	Станд. откл.	Минимум	Максимум
Продовольственная инфляция	68	0,659	1,118	-2,190	3,120
Общая инфляция	68	0,728	0,549	-0,290	2,800
Изменение USD/UZS	68	0,193	0,901	-1,934	3,363
Изменение индекса FAO	68	0,335	2,587	-9,056	13,056

Примечание. Темпы изменения представлены в процентах к предыдущему месяцу; стандартные отклонения представлены в процентных пунктах.

¹ Источник: расчёты автора по данным [12; 27; 28].

Тепловая карта на рисунке 1 показывает устойчивую сезонную картину, где в каждом из полных 2021-2025 годов июльское изменение продовольственных цен было отрицательным. Средний июльский темп составил -1,184%, июньский -0,872%, тогда как мартовский, апрельский и декабрьский +1,524%, +1,518% и +1,688%. Эта сезонность обосновывает включение календарных индикаторов.

2. Сезонность продовольственной инфляции



Серые клетки — отсутствующие месяцы, а не нулевая инфляция.
Нижняя панель: описательные средние; они не доказывают причины сезонных колебаний.

Рисунок 1. Сезонность продовольственной инфляции¹

Примечание. Серые клетки - отсутствующие месяцы.

В основной модели M1 коэффициент при инфляции предыдущего месяца равен 0,4916 и значим на уровне 1% (таблица 2), в котрой при увеличении предыдущей инфляции на 1 п.п. расчётная текущая инфляция выше примерно на 0,492 п.п. при том же календарном месяце и прочих включённых факторах; 95%-ный интервал [0,2068; 0,7764] положителен. Результат согласуется с инерционностью инфляционного процесса, но не является оценкой причинного переноса произвольного ценового шока.

Оценённое уравнение основной спецификации M1 (N = 67; стандартные ошибки НАС Ньюи-Уэста с тремя лагами расположены в скобках под коэффициентами) имеет вид:

$$\hat{\pi}_t = \hat{\alpha} + \underset{(0,1419)}{0,4916\pi_{t-1}} - \underset{(0,0835)}{0,0156e_{t-1}} + \underset{(0,0191)}{0,0136f_{t-1}} + \sum_{m=2}^{12} \hat{\gamma}_m D_{m,t} \quad (3)$$

¹ Источник: расчёты автора по данным Национального комитета Республики Узбекистан по статистике [27].

Таблица 2
Основные коэффициенты модели M1¹

Регрессор	β	Ошибка НАС	95% ДИ	p-value
Инфляция предыдущего месяца	0,4916	0,1419	[0,2068; 0,7764]	0,0011
Изменение USD/UZS с лагом 1	-0,0156	0,0835	[-0,1832; 0,1520]	0,8525
Изменение FAO с лагом 1	0,0136	0,0191	[-0,0248; 0,0520]	0,4808

Примечание. $N=67$; во всех оценках M1 учтены константа и 11 месячных индикаторов. НАС рассчитана с тремя лагами и поправкой $N/(N-K)$; интервалы основаны на приближённом t -распределении.

Коэффициент изменения курса отрицателен и близок к нулю относительно стандартной ошибки (-0,0156; $p=0,8525$), а доверительный интервал [-0,1832; 0,1520] включает значения обоих знаков, поэтому точечную оценку нельзя трактовать как снижение инфляции при ослаблении сума. Для индекса FAO оценка равна 0,0136 ($p=0,4808$), интервал [-0,0248; 0,0520] также включает ноль. Совместный тест Вальда ($F=0,2524$; $p=0,7779$) не выявляет убедительной дополнительной связи этих факторов с инфляцией.

Модель M1 описывает 79,44% выборочной вариации продовольственной инфляции (скорректированный $R^2 = 0,7391$, RMSE = 0,5055 п.п.; таблица 3), однако M0 (только лаг инфляции и сезонность) даёт $R^2 = 0,7937$ и RMSE = 0,5065. Добавление курса и FAO уменьшает RMSE всего на 0,0009 п.п., снижает скорректированный R^2 с 0,7479 до 0,7391 и увеличивает AIC с 124,98 до 128,73. Следовательно, высокое качество описания ряда в M1 нельзя приписывать внешним факторам ввиду того, что практически тот же результат обеспечивает более простая спецификация.

Таблица 3
Качество описания данных и диагностика моделей²

Модель	N	R^2	Скорр. R^2	RMSE, п.п.	AIC	p тест Бройша-Годфри, 12 лагов
M0	67	0,7937	0,7479	0,5065	124,98	0,2629
M1	67	0,7944	0,7391	0,5055	128,73	0,1374
M2	59	0,7914	0,7250	0,5137	-	0,3012

Примечание. M0 - инерция и сезонность; M1 - дополнительно курс и FAO; M2 - M1 на данных до 2026 года. AIC приведён для общей выборки M0 и M1; для M2 число наблюдений иное, поэтому ранжирование по AIC не выполняется. Все показатели рассчитаны внутри выборки.

Основной вывод сохраняется при исключении 2026 года, когда изменилась методика ИПЦ: в M2 коэффициент инерции равен 0,5281 ($p=0,0013$), а коэффициенты курса и FAO составляют -0,0273 и 0,0122 ($p=0,7756$ и $p=0,5730$). Вместе с тем ширина интервалов для курса и FAO не позволяет заключить, что соответствующие экономические механизмы отсутствуют.

Расчётная траектория M1 воспроизводит основные сезонные снижения и восстановления инфляции, но сглаживает наиболее сильные отклонения: в апреле 2021 года модель даёт около 1,31% при фактических 3,12% (остаток +1,81

¹ Источник: расчёты автора по данным [12; 27; 28].

² Источник: расчёты автора по данным [12; 27; 28].

п.п.), в мае 2024 года составляет -0,71% при фактических -2,19% (остаток -1,48 п.п.). Тест Бройша-Годфри не отвергает отсутствие автокорреляции остатков $M1$ ни с 4 ($LM=6,4712$; $p=0,1666$), ни с 12 лагами ($LM=17,3369$; $p=0,1374$), хотя ACF имеет отдельные положительные значения, в том числе на 11-м лаге; при 67 наблюдениях неотклонение гипотезы не доказывает независимость остатков.

Проведённый анализ показывает, что с января 2021 по август 2026 года месячная динамика продовольственной инфляции в Узбекистане определялась прежде всего двумя внутренними процессами такими как инерцией и календарной сезонностью. Однолаговые изменения обменного курса сума и индекса продовольственных цен FAO не добавили значимой объяснительной силы, оба коэффициента статистически неотличимы от нуля, совместный тест не отвергает гипотезы об их равенстве нулю, а скорректированный R^2 и критерий AIC при их включении ухудшаются. Полученные оценки относятся к условной связи на месячном горизонте и не означают отсутствия экономического влияния курса или мировых цен на внутренние продовольственные цены.

Инерция. Коэффициент при продовольственной инфляции предыдущего месяца равен 0,49 и значим на уровне 1 %, что указывает на существенную преемственность месячной динамики цен. Экономически это может отражать как адаптивные ожидания, так и постепенную передачу издержек по цепочке поставок, когда изменение затрат распределяется на несколько месяцев. Результат согласуется с выводами, полученными для общего индекса потребительских цен Узбекистана после либерализации 2017 года, где сильная краткосрочная инерция и значимый вклад издержек производителей были зафиксированы для периода с октября 2017 по май 2025 г. [8]. Настоящая работа показывает, что та же закономерность воспроизводится на продовольственной категории, то есть не является особенностью общего агрегата. При этом лаг инфляции может впитывать влияние устойчивых, но не включённых в модель факторов таких как денежные условия, динамика издержек, изменения регулируемых цен, ввиду этого его не следует интерпретировать как «чистую» меру ожиданий. Кроме того, оценённая персистентность может отражать не только структуру ценообразования, но и изменения режима денежно-кредитной политики, включая переход к инфляционному таргетированию [13].

Сезонность. Календарная картина устойчива, снижение цен приходится на июнь-июль (среднее июльское изменение составило -1,18%), а рост пришелся на март, апрель и декабрь. Наиболее вероятный механизм связан с урожайным циклом, когда летом предложение плодоовощной продукции расширяется и цены снижаются, а к концу года и весной запасы сокращаются. Выраженная сезонность согласуется с выводами о том, что на локальных продовольственных рынках развивающихся стран сезонные колебания цен в несколько раз превышают колебания на международных рынках [16; 18]. Для Узбекистана сезонные колебания цен на локальных рынках отмечались и ранее, а для их сглаживания рекомендовалось развивать мощности хранения и переработки [19]. Практический вывод состоит в том, что месячные данные по продовольственной

инфляции следует читать относительно сезонной нормы, отклонение от неё информативнее абсолютного значения темпа.

В межстрановых исследованиях реакция внутренней инфляции на мировые продовольственные шоки формируется с лагами и нарастает во времени [14], а устойчивость этой реакции зависит от доли продовольствия в потребительской корзине, энергоёмкости и исходного уровня инфляции [15]. Для Эфиопии показано, что мировые цены определяют долгосрочную динамику внутренних цен, тогда как краткосрочные отклонения формируются прежде всего шоками внутреннего предложения [9]. Отсутствие значимой связи на лаге в один месяц поэтому не противоречит наличию переноса на более длинных горизонтах. Не противоречит оно и положительному краткосрочному эффекту курса, полученному для Узбекистана на данных за 2016-2025 гг. [7]: та выборка включает девальвацию 2017 г., а зависимой переменной служит общий ИПЦ. Второе объяснение связано с режимом и периодом наблюдений. В 2021-2026 гг. курс сума менялся без резких скачков, сопоставимых с девальвацией 2017 г., а при низкой и стабильной инфляции перенос, как правило, слабее, где межстрановые оценки показывают, что он выше в странах с высокой инфляцией [5], а фирмы реже переключаются изменения издержек в цены, когда инфляция низка и устойчива [24]. Для Кавказа и Центральной Азии скорость переноса снизилась после мирового финансового кризиса по мере перехода региона в среду более низкой инфляции [20], а влияние мировых продовольственных цен на внутреннюю инфляцию со временем ослабевает [14]. Наконец, при небольшой вариации курса (стандартное отклонение месячного изменения составляет 0,9 п.п.) и 67 наблюдениях даже умеренный перенос трудно статистически отличить от нуля.

В категории 01 значительную долю составляет местная свежая продукция, тогда как импортозависимые позиции, такие как мука, растительное масло, сахар агрегируют и «растворяются» и не формируют различимой связи. Работы на уровне отдельных товаров дают иную картину, где панельные оценки по 23 развивающимся странам свидетельствуют о сильной и почти мгновенной передаче мировых цен на зерновые с полным поглощением шока за два-три месяца [10], а недельные данные по рынкам Хорезмской области за 2002-2010 гг. показали чувствительность цен на пшеницу, рис и говядину к международным ценам и рыночному курсу [19]. Расхождение объясняется уровнем агрегации, иным курсовым режимом до 2017 г. и различием горизонтов. Значим и институциональный фактор, в котором для Узбекистана, в отличие от Таджикистана с более либеральным торговым режимом, ранее не была обнаружена коинтеграция мировых и внутренних цен на продовольствие [3], а государственные закупки пшеницы долго велись по ценам существенно ниже рыночных; либерализация цен на пшеницу была отложена и началась лишь в 2022 г. [26]. В начале рассматриваемого периода это могло дополнительно ослаблять передачу внешних ценовых сигналов. Наконец, доверительные интервалы задают границу содержательного вывода, где данные несовместимы

с однолаговой связью больше 0,15 п.п. на 1 п.п. ослабления сума и больше примерно 0,5 п.п. при росте индекса FAO на 10%, то есть крупный краткосрочный перенос исключается, но умеренный не исключается. Выводы сохраняются при исключении 2026 г., когда изменилась формула расчёта индекса [27], однако после этого изменения доступно лишь восемь месяцев наблюдений, что ограничивает проверку. Продовольственную и общую инфляцию нельзя считать взаимозаменяемыми, так в мае 2024 г. продовольственные цены снизились на 2,19%, тогда как общий ИПЦ вырос на 2,80%. Рост общего индекса совпал с повышением тарифов на электроэнергию и природный газ для населения и введением базовых норм потребления с 1 мая 2024 г. [31]; ЦБ связывает ускорение общей инфляции в этот период с единовременным повышением регулируемых цен, тогда как цены на плодоовощную продукцию в мае-июне значительно снизились [29]. Поэтому результаты, полученные по категории 01, не переносятся автоматически на общую инфляцию, и наоборот.

Практические выводы. Выраженная инерция означает, что ценовые шоки растягиваются на несколько месяцев, поэтому устойчивость инфляционных ожиданий имеет самостоятельную ценность для управления инфляцией. Спецификация «инерция и сезонность» может использоваться как базовая при краткосрочных расчётах, однако её прогнозная применимость требует отдельной проверки на новых наблюдениях, а не вывода из качества описания внутри выборки. Сезонные колебания продовольственных цен относятся скорее к сфере политики предложения в сфере развития хранения, переработки и логистики, чем к денежно-кредитной политике.

Ограничения исследования. Настоящее исследование представляет собой пилотную оценку краткосрочных причинно-следственных связей, и его результаты следует интерпретировать с учётом нескольких методологических ограничений. Модель ограничивается анализом одномесячного лага ($t-1$), что позволяет оценить только мгновенный отклик цен. В экономической литературе перенос валютных и мировых ценовых шоков часто имеет распределённый во времени характер и занимает от 3 до 12 месяцев. Отсутствие статистической значимости на первом лаге не исключает наличия накопительного (cumulative) эффекта на более длинных горизонтах. Зависимая переменная охватывает всю категорию 01 «Продукты питания и безалкогольные напитки». Доминирование сезонных колебаний свежей отечественной продукции (овощи, фрукты) может маскировать высокую чувствительность отдельных импортозависимых товарных групп (мука, растительное масло, сахар) к внешним шокам. Включение лага инфляции ($\pi t-1$) с высоким коэффициентом $\approx 0,49$ отражает сильную персистентность ценового ряда. Однако данный параметр может частично поглощать отложенное влияние прошлых внешних шоков, что затрудняет разделение «чистой» инерции ожиданий и распределённого внешнего эффекта. Сравнение моделей производилось на основе показателей качества внутри выборки (R^2 , AIC), без проведения тестов на прогнозную точность вне выборки

(out-of-sample forecasting). Кроме того, переход Статкомитета Узбекистана в 2026 году с формулы Лоу на формулу Янга создаёт потенциальный структурный излом, полная проверка которого потребует накопления более длинных временных рядов.

ВЫВОДЫ И ПРЕДЛОЖЕНИЯ

Цель работы состояла в оценке того, связаны ли месячные изменения обменного курса сума (USD/UZS) и индекса продовольственных цен ФАО с последующей продовольственной инфляцией в Узбекистане после учёта её инерции и календарной сезонности; анализ выполнен на месячных данных за январь 2021 - август 2026 года по категории 01 «Продукты питания и безалкогольные напитки».

Получены три основных вывода.

1. Месячную динамику продовольственных цен определяют прежде всего инерция (коэффициент при предыдущем значении составил 0,49) и устойчивая календарная сезонность с летним снижением и ростом в марте, апреле и декабре.

2. Однолаговые изменения курса и индекса ФАО не дают значимой дополнительной связи и не улучшают описание ряда, а границы доверительных интервалов исключают крупный краткосрочный перенос, но не умеренный.

3. Выводы устойчивы к исключению 2026 года, когда изменилась методика расчёта индекса потребительских цен.

Практически это означает, что месячные данные по продовольственной инфляции целесообразно оценивать относительно сезонной нормы, что снижение сезонных колебаний требует развития хранения, переработки и логистики, а устойчивость инфляционных ожиданий сохраняет самостоятельное значение из-за инерционного характера процесса. Дальнейшая работа связана с переходом к более длинным горизонтам, анализом на уровне отдельных товаров и регионов, а также с проверкой прогнозной точности на новых наблюдениях.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Al-Eyd, A., Amaglobeli, D., Shukurov, B., & Sumlinski, M. (2012). Global food price inflation and policy responses in Central Asia (IMF Working Paper No. 12/86). International Monetary Fund. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2012-086.html>

2. Al Rasasi, M., & Cabezon, E. (2022). Uzbekistan's transition to inflation targeting (IMF Working Paper No. 2022/229). International Monetary Fund. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2022/229/article-A001-en.xml>

3. Bobokhonov, A., Pokrivčák, J., & Rajčániová, M. (2017). The impact of agricultural and trade policies on price transmission: The case of Tajikistan and Uzbekistan. Journal of International Trade & Economic Development, 26(6), 677-692. <https://doi.org/10.1080/09638199.2017.1287212>

4. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. Review of Economics and Statistics, 87(4), 679-690. <https://doi.org/10.1162/003465305775098189>

5. Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
6. Comunale, M., & Simola, H. (2018). The pass-through to consumer prices in CIS economies: The role of exchange rates, commodities and other common factors. *Research in International Business and Finance*, 44, 186-217. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.076>
7. Davlatov, E., Lentner, C., & Sági, J. (2025). Analysis of inflation dynamics in post-communist economies: The case of Uzbekistan. *Public Governance, Administration and Finances Law Review*, 10(2), 47-68. <https://doi.org/10.53116/pgafmr.8308>
8. Davlatov, E., & Sági, J. (2025). From plan to market price: Inflation drivers in New Uzbekistan. *Public Finance Quarterly*, 71(3), 44-64. https://doi.org/10.35551/PFQ_2025_3_2
9. Durevall, D., Loening, J. L., & Birru, Y. A. (2013). Inflation dynamics and food prices in Ethiopia. *Journal of Development Economics*, 104, 89-106. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.05.002>
10. Emediegwu, L. E., & Rogna, M. (2024). Agricultural commodities' price transmission from international to local markets in developing countries. *Food Policy*, 126, 102652. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2024.102652>
11. FAO. (2022, April 8). FAO Food Price Index posts significant leap in March. FAO Newsroom. <https://www.fao.org/newsroom/detail/fao-food-price-index-posts-significant-leap-in-march/en>
12. FAO. (2026). FAO Food Price Index. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>
13. Fuhrer, J. C. (2010). Inflation persistence. In B. M. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Monetary Economics* (Vol. 3, pp. 423-486). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00009-0>
14. Furceri, D., Loungani, P., Simon, J., & Wachter, S. M. (2016). Global food prices and domestic inflation: Some cross-country evidence. *Oxford Economic Papers*, 68(3), 665-687. <https://doi.org/10.1093/oep/gpw016>
15. Gelos, G., & Ustyugova, Y. (2012). Inflation responses to commodity price shocks - How and why do countries differ? (IMF Working Paper No. 12/225). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12225.pdf>
16. Gilbert, C. L., Christiaensen, L., & Kaminski, J. (2017). Food price seasonality in Africa: Measurement and extent. *Food Policy*, 67, 119-132. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.09.016>
17. International Monetary Fund. (2018). Republic of Uzbekistan: 2018 Article IV consultation (IMF Country Report No. 18/117). <https://www.imf.org/en/publications/cr/issues/2018/05/11/republic-of-uzbekistan-2018-article-iv-consultation-press-release-staff-report-and-statement-45873>

18. Kaminski, J., Christiaensen, L., & Gilbert, C. L. (2016). Seasonality in local food markets and consumption: Evidence from Tanzania. *Oxford Economic Papers*, 68(3), 736-757. <https://doi.org/10.1093/oep/gpw013>
19. Mori-Clement, Y., Bhaduri, A., & Djanibekov, N. (2014). Food price fluctuations in Uzbekistan: Evidences from local markets in 2002-2010. EAAE 2014 Congress "Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies", Ljubljana. https://ageconsearch.umn.edu/record/183091/files/Mori_Clement-Food_price_fluctuations_in_Uzbekistan-261_a.pdf
20. Poghosyan, T. (2020). Exchange rate pass-through in the Caucasus and Central Asia (IMF Working Paper No. 20/154). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/-/media/files/publications/wp/2020/english/wpica2020154-print-pdf.pdf>
21. Statsmodels. (2026). `RegressionResults.get_robustcov_results`: HAC covariance, Bartlett kernel, small-sample correction and t inference. https://www.statsmodels.org/stable/generated/statsmodels.regression.linear_model.RegressionResults.get_robustcov_results.html
22. Statsmodels. (2026). `acorr_breusch_godfrey`: Lagrange multiplier test for residual autocorrelation. https://www.statsmodels.org/stable/generated/statsmodels.stats.diagnostic.acorr_breusch_godfrey.html
23. Svanidze, M., Götz, L., Djuric, I., & Glauben, T. (2019). Food security and the functioning of wheat markets in Eurasia: A comparative price transmission analysis for the countries of Central Asia and the South Caucasus. *Food Security*, 11(3), 733-752. <https://doi.org/10.1007/s12571-019-00933-y>
24. Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)
25. Tiunova, M. (2018). Modeling the transfer effect of exchange rate on prices in Russia. *Finance: Theory and Practice*, 22(3), 136-154. <https://ideas.repec.org/a/scn/financ/y2018i3p136-154.html>
26. World Bank. (2022). Uzbekistan: Review of agriculture strategy implementation in 2020 and 2021. World Bank. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/099235005262218526/pdf/P1777350ef54ee03f0abb302afebb4015e9.pdf>
27. Национальный комитет Республики Узбекистан по статистике. Динамика индекса потребительских цен по КИПЦ-2018 к предыдущему месяцу (SIAT, код 1.11.01.0002): данные и метаданные [Электронный ресурс] (дата обращения: 30.09.2026). <https://siat.stat.uz/data/1286/?lang=ru>
28. Центральный банк Республики Узбекистан. Архив официальных валютных курсов и описание полей опубликованных данных [Электронный ресурс] (дата обращения: 30.09.2026). <https://cbu.uz/en/arkhiv-kurosov-valyut/veb-masteram/>

29. Центральный банк Республики Узбекистан. Обзор денежно-кредитной политики. II квартал 2024 года. Ташкент, 2024 (дата обращения: 30.09.2026). <https://cbu.uz/upload/medialibrary/882/oqbgkkgkglasqbj960bs4ylhuyb3j9t2/2024q2.pdf>

30. Центральный банк Республики Узбекистан. Основные направления денежно-кредитной политики на 2026 год и период 2027-2028 годов. Ташкент, 2025. https://cbu.uz/upload/medialibrary/18b/81kotkpztcyvwsu3lds0w0sd2v2ueme0/Osnovnye_napravleniya_2026_2028_RUS_red_.pdf

31. Постановление Кабинета Министров Республики Узбекистан от 16 апреля 2024 г. № 204 «О дополнительных мерах по внедрению рыночных механизмов в топливно-энергетическую сферу». <https://lex.uz/docs/6887311>



Marketing

ilmiy, amaliy va ommabop jurnali

Muharrir:
Ingliz tili muharriri:
Rus tili muharriri:
Musahhih:
Sahifalovchi va dizaynerlar:

Xakimov Ziyodulla Axmadovich
Tursunov Boburjon Ortiqmirzayevich
Kaxramonov Xurshidjon Shuxrat o'g'li
Karimova Shirin Zoxid qizi
Sadikov Shoxrux Shuxratovich
Abidjonov Nodirbek Odijon o'g'li

2026-yil, avgust, 8-son

© Materiallar ko'chirib bosilganda "Marketing" ilmiy, amaliy va ommabop jurnali manba sifatida ko'rsatilishi shart. Jurnalda bosilgan material va reklamalardagi dalillarning aniqligiga mualliflar mas'ul. Tahririyat fikri har vaqt ham mualliflar fikriga mos kelavermasligi mumkin. Tahririyatga yuborilgan materiallar qaytarilmaydi.

Mazkur jurnalda maqolalar chop etish uchun quyidagi havolalarga murojaat qilish mumkin. Ilmiy maqola, ommabop maqola, reklama, hikoya va boshqa ilmiy-ijodiy materiallar yuborishingiz mumkin.
Materiallar va reklamalar pullik asosda chop etiladi.

Elektron pochta: info@marketingjournal.uz
Bot: [@marketinjournalbot](https://t.me/@marketinjournalbot)
Tel.: +998977838464, +998939266610
Jurnalning rasmiy sayti: <https://marketingjournal.uz>

Marketing jurnali O'zbekiston Respublikasi Oliy ta'lim, fan va innovatsiyalar vazirligi huzuridagi **Oliy attestatsiya komissiyasi rayosatining 2024-yil 04-oktabrdagi 362/5 sonli qarori** bilan milliy ilmiy nashrlar ro'yxatiga kiritilgan



"Marketing" ilmiy, amaliy va ommabop jurnali 2024-yil 15-martdan O'zbekiston Respublikasi Prezidenti Administratsiyasi huzuridagi Axborot va ommaviy kommunikatsiyalar agentligi tomonidan **C-5669517** reyestr raqami tartibi bo'yicha ro'yxatdan o'tkazilgan. **Litsenziya raqami: №240874**



"Marketing" ilmiy, amaliy va ommabop jurnalining xalqaro darajasi: **9710**. GOCT 7.56-2002 "Seriya nashrlarning xalqaro standart raqamlanishi" davlatlaro standartlari talablari. **Berilgan ISSN tartib raqami: 3060-4621**