

УДК 338.4

DOI: 10.34670/AR.2026.18.25.044

**Пространственная корреляция погодных рисков и
волатильность агропродовольственного рынка: агентное
моделирование российского зернового сектора**

Шилов Владимир Сергеевич

Аспирант,
Омский государственный аграрный
университет им. П.А. Столыпина,
644008, Российская Федерация, Омск, Институтская площадь, 1;
e-mail: shilovvladimirs@gmail.com

Аннотация

В статье исследуется влияние пространственной структуры погодных шоков на способность агентной модели воспроизводить наблюдаемую волатильность урожайности и цен зерновых культур в России, которая является критически важной для оценки продовольственной безопасности страны и устойчивости агропродовольственных рынков к климатическим изменениям. На имитационной модели агропродовольственного рынка (включающей фермеров, переработчиков, экспортёров, государство, торгующих через децентрализованный поиск контрагентов с месячным шагом, учитывающую процессы производства, хранения, переработки, экспорта и внутреннего потребления зерна) поставлен вычислительный эксперимент с тремя режимами формирования погодного риска: без погодных шоков (базовая линия для сравнения), с независимыми (идиосинкразическими) шоками на уровне отдельных хозяйств (где каждый фермер сталкивается со случайными отклонениями урожайности независимо от других) и с пространственно коррелированными шоками, разложенными на национальный, региональный и индивидуальный компоненты, что позволяет разделить влияние общеклиматических факторов (засухи, переувлажнения, температурные аномалии на большой территории), региональных особенностей (различия почвенно-климатических зон) и локальных вариаций (микроклимат, качество управления хозяйством). Показано, что при независимых шоках агрегированный коэффициент вариации урожайности коллапсирует до 0,030 – в силу закона больших чисел флуктуации отдельных хозяйств взаимно гасятся, и до рынка не доходит сколько-нибудь значимый шок предложения, что делает модель неспособной воспроизвести реальные колебания цен и объёмов производства. Учёт пространственной корреляции восстанавливает агрегированную волатильность: при реалистичной внутрихозяйственной изменчивости урожая коэффициент вариации национального сбора достигает 0,10–0,12, совпадая с фактическим (детрендеризованным) значением 0,115–0,117 по данным Росстата за 2000–2022 гг., что подтверждает адекватность модели при включении пространственно-коррелированных шоков. Аналитически и эмпирически установлено, что около 95% дисперсии агрегированной урожайности формирует именно национальный погодный фактор, а региональные и локальные компоненты вносят незначительный вклад в общую волатильность на макроуровне. Сделан вывод о том, что для адекватного моделирования

продовольственной безопасности и ценовой стабильности недостаточно независимых рисков на уровне хозяйств – необходим явный учёт пространственно синхронизированных климатических воздействий, которые создают системные риски для всего сектора и требуют разработки соответствующих механизмов страхования и государственного регулирования.

Для цитирования в научных исследованиях

Шилов В.С. Пространственная корреляция погодных рисков и волатильность агропродовольственного рынка: агентное моделирование российского зернового сектора // Экономика: вчера, сегодня, завтра. 2026. Том 16. № 6А. С. 427-443. DOI: 10.34670/AR.2026.18.25.044

Ключевые слова

агентное моделирование, погодные риски, пространственная корреляция, волатильность урожайности, продовольственная безопасность, зерновой рынок, дисперсионная декомпозиция, закон больших чисел.

Введение

Климатическая неопределённость становится одним из ключевых факторов устойчивости агропродовольственных систем. Учащение засух, волн жары, переувлажнения и температурных аномалий усиливает межгодовые колебания валовых сборов, а через них – колебания внутренних и экспортных цен. Для России, входящей в число крупнейших мировых экспортёров пшеницы, амплитуда этих колебаний имеет прямое отношение к национальной продовольственной безопасности, к доходам сельхозпроизводителей и к эффективности государственного регулирования рынка (экспортные пошлины, интервенционный фонд, субсидии).

Количественная оценка продовольственных рисков опирается на модели, способные воспроизвести не только средний уровень производства, но и его изменчивость. Именно изменчивость – а не среднее – определяет вероятность дефицита, размах ценовых шоков и потребность в страховых и интервенционных механизмах. Между тем традиционные подходы к оценке риска (актуарные модели урожайности, модели частичного равновесия, эконометрические модели временных рядов) либо задают волатильность экзогенно, либо опираются на предпосылку независимости индивидуальных исходов, удобную математически, но физически некорректную.

Принципиальная трудность состоит в том, что погодные явления пространственно коррелированы. Засуха или избыточное увлажнение поражают не отдельное поле, а целый агроклиматический район, нередко – большинство зернопроизводящих регионов страны одновременно. Если в модели каждый производитель получает независимый случайный шок урожайности, то при агрегировании по большому числу хозяйств эти шоки взаимно погашаются по закону больших чисел: стандартное отклонение среднего убывает пропорционально $\sigma/\sqrt{N}$. В результате на уровне страны не возникает значимого совокупного шока предложения, агрегированная урожайность оказывается почти детерминированной, а рыночные цены – искусственно «спокойными». Модель, верно описывающая отдельное хозяйство, оказывается несостоятельной на уровне рынка.

Цель исследования – оценить, в какой мере пространственная структура погодных шоков определяет способность агентной модели агропродовольственного рынка России воспроизводить фактические масштабы колебаний урожайности и цен зерновых.

Научная гипотеза. Если погодные шоки моделируются как независимые случайные величины для каждого производителя, агрегированная волатильность урожая и цен оказывается существенно ниже наблюдаемой в действительности. Учёт пространственной корреляции погодных воздействий, формирующей синхронные изменения урожайности на региональном и национальном уровнях, позволяет воспроизвести фактические масштабы колебаний.

Научная новизна работы состоит в том, что: (1) на единой агентной модели проведён контролируемый эксперимент, изолирующий пространственную структуру погодного риска как единственный источник стохастики; (2) получено аналитическое выражение, связывающее агрегированный коэффициент вариации урожайности с весами иерархического разложения шока и индексами пространственной концентрации посевов (Херфиндаля), и подтверждённое имитационно; (3) выполнена дисперсионная декомпозиция совокупной волатильности на национальный, региональный и индивидуальный компоненты с количественной оценкой их вкладов; (4) результаты модели сопоставлены с фактической динамикой урожайности и цен пшеницы по данным Росстата.

Урожайность зерновых формируется под действием совокупности погодных факторов, среди которых для российской зоны рискованного земледелия определяющими являются дефицит влаги в критические фазы вегетации (засухи), избыточное увлажнение и полегание в период налива и уборки, а также температурные аномалии – вымерзание озимых, заморозки, экстремальная жара. Эмпирические исследования подтверждают, что климатическая изменчивость объясняет значительную долю межгодовых колебаний урожайности: по оценке D. K. Ray и соавторов, около трети глобальной вариации урожайности основных культур обусловлено именно погодой, а работы D. B. Lobell и C. B. Field количественно связывают потепление и аномалии осадков с потерями продуктивности. Характерная черта этих явлений – их пространственная протяжённость: атмосферные процессы, формирующие засуху, охватывают территории масштаба сотен километров и удерживаются неделями, синхронизируя исходы множества хозяйств в пределах региона и сопредельных регионов. Именно это свойство – пространственно-временная связность – отличает агрометеорологический риск от технических рисков отдельного предприятия и делает неприменимой предпосылку независимости.

Через канал предложения погодные шоки транслируются в валовой сбор, а далее – в цены и экспорт. Поскольку краткосрочная эластичность спроса на продовольственное зерно низка, сравнительно небольшие изменения предложения вызывают непропорционально сильные изменения равновесной цены (классический «эффект урожая»). Синхронный неурожай в нескольких регионах-производителях одновременно сокращает экспортный потенциал и обостряет внутреннюю ценовую динамику, тогда как компенсирующие межрегиональные перетоки оказываются ограниченными, если шок носит общестрановой характер; обзоры мировых аграрных рынков [OECD/FAO, 2024] фиксируют, что именно синхронные погодные эпизоды в крупных странах-экспортёрах вызывают наиболее резкие движения цен. Тем самым именно коррелированная компонента риска, а не сумма независимых флуктуаций, определяет макроэкономически значимые последствия.

Агентный подход (agent-based modelling, ABM) описывает рынок «снизу вверх» – как результат взаимодействия множества автономных производителей и потребителей с

ограниченной рациональностью, адаптивными ожиданиями и пространственной локализацией. Методологические основы агентной вычислительной экономики заложены в работах L. Tesfatsion и K. L. Judd, где рыночные цены возникают эндогенно из децентрализованных сделок. В аграрной экономике это направление имеет самостоятельную традицию: Т. Berger предложил пространственную агентную модель распространения технологий и водопользования, наиболее известной отраслевой платформой стала AgriPoliS (К. Nappe, К. Kellermann, А. Balmann), воспроизводящая структурные изменения, вход и выход хозяйств и реакцию на меры аграрной политики, а Р. Schreinemachers и Т. Berger разработали биоэкономическую модель взаимодействия «человек – окружающая среда» в агросистемах. Обзоры агентных моделей землепользования [Matthews et al., 2007] и пространственных социально-экологических систем [Filatova et al., 2013] систематизируют типовые архитектурные решения – правила принятия решений, пространственную привязку и процедуры валидации. В отечественной литературе крупномасштабное агентное моделирование экономики развивается прежде всего в работах А. Р. Бахтизина и В. Л. Макарова и А. Р. Бахтизина. Сильная сторона АВМ – естественное представление гетерогенности агентов и пространственной структуры, что делает такой подход адекватным задаче воспроизведения пространственно коррелированных рисков.

Поведенческое ядро подобных моделей опирается на классическую теорию динамики предложения: адаптивная схема формирования ожиданий восходит к М. Nerlove [Nerlove, 1958], связавшему запаздывающую реакцию посевных площадей с ценовыми ожиданиями производителей. Однако, несмотря на пространственную природу агентных моделей, погодный риск в них чаще всего вводится как независимый случайный множитель урожайности отдельного агента либо как единый детерминированный сценарий «хорошего/плохого года». Первое – в силу закона больших чисел – занижает агрегированную волатильность; второе лишает модель стохастичности и не позволяет оценивать распределения исходов. В актуарной литературе и в практике страхования урожая пространственная корреляция рисков, напротив, признаётся ключевым фактором: В. J. Barnett и О. Mahul и R. Finger показывают, что синхронность погодных потерь подрывает диверсификацию страхового портфеля икратно повышает требуемые резервы. Промежуточный для имитационных моделей режим – иерархически коррелированный шок с явным разделением на общий и индивидуальный компоненты – исследован недостаточно, а его влияние на воспроизведение наблюдаемой волатильности количественно не оценено. Настоящая работа восполняет этот пробел.

Материалы и методы исследования

Исследование выполнено на имитационной модели агропродовольственного рынка России с месячным шагом. Популяция агентов четырёх типов взаимодействует через децентрализованный механизм поиска и сопоставления контрагентов (search-and-match), без централизованной биржи:

- фермеры – производители, локализованные в координатах своих регионов, с ограниченной посевной площадью и ёмкостью хранения; принимают решения о посеве на основе адаптивных ценовых ожиданий (схема Нерлова) и агрономических ограничений севооборота, убирают урожай с погодным шоком, несут постоянные издержки и выставляют зерно на продажу;
- покупатели (мукомольные, комбикормовые, пищевые предприятия и трейдеры) – формируют спрос под собственную потребность переработки с ценовой эластичностью

- и буферными запасами;
- экспортёры – отгружают зерно через пограничные хабы по мировой цене за вычетом пошлины и сборов;
- государство – проводит интервенции, выплачивает субсидии и взимает экспортные пошлины.

Каждый месяц выполняется фиксированная последовательность фаз: обновление мировой конъюнктуры, уборка, посев, потери при хранении и постоянные издержки, обновление ожиданий, сбор заявок, клиринг рынка поиском cheapest предложения с учётом доставки, расчёты, потребление и экспорт. Равновесная цена в каждой паре «регион × товар» формируется эндогенно как средневзвешенный по объёму клиринговый курс совершённых сделок. Для целей настоящего исследования архитектура модели, отражённая на рис. 1, важна лишь как среда, в которой агрегированные последствия микроуровневого погодного риска возникают эндогенно; предметом анализа является именно структура этого риска.

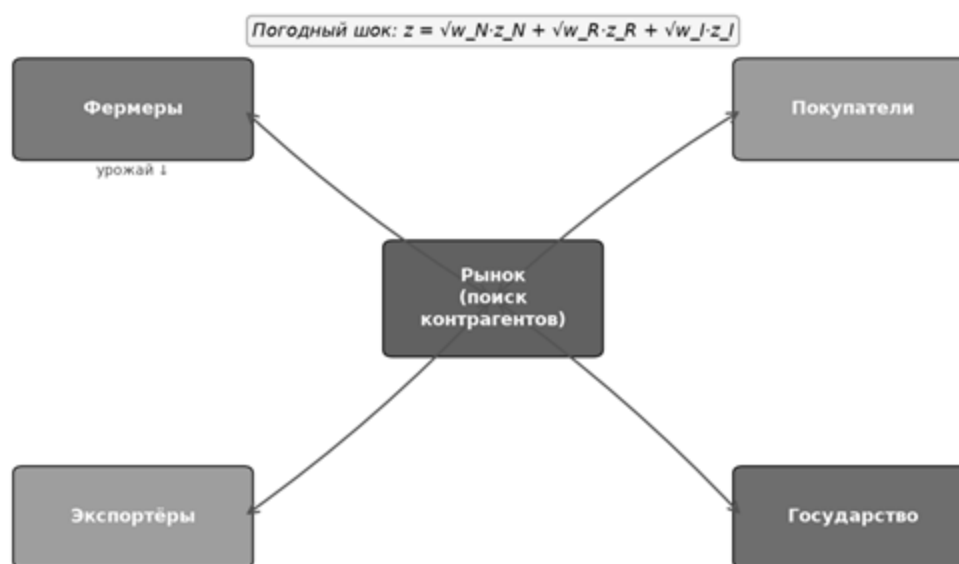


Рисунок 1. Архитектура модели: типы агентов (фермеры, покупатели, экспортёры, государство) и потоки зерна/средств через децентрализованный рынок поиска контрагентов

Реализованный сбор отдельного хозяйства i по культуре c в данный месяц уборки задаётся мультипликативно:

$$Y_i = \bar{y}_c \cdot \kappa_z(i) \cdot \max(1 + \sigma_c \cdot z_i, 0) \quad (1)$$

Где:

$\bar{y}_c$ – базовая (потенциальная) урожайность сорта, т/га;

$\kappa_z(i)$ – зональный множитель агроклиматической зоны z , в которой расположено хозяйство (масштабирует урожайность всех культур зоны: от 1,15 на Юге до 0,55 на Севере);

σ_c – внутрихозяйственная (маржинальная) волатильность урожайности культуры;

z_i – стандартизованный погодный шок со средним 0 и единичной дисперсией.

Усечение снизу нулём исключает отрицательный сбор. Площади посева под каждую

культуру определяются эндогенно – алгоритмом «заполнения по марже» с учётом ожидаемой цены, зональной пригодности, ограничений севооборота и инерции структуры посевов, – поэтому межгодовая динамика агрегированного сбора несёт также небольшую эндогенную (структурную) компоненту, связанную с перераспределением площадей.

Пространственная структура шока полностью описывается разложением стандартизированной величины z_i (см. п. 3.4). Это позволяет, не меняя никаких других параметров модели, задать три режима риска, различающиеся только корреляционной структурой погодного шока при неизменной маржинальной волатильности σ_c каждого хозяйства:

- Сценарий А («без погодных шоков»): веса всех компонентов обнулены, $z_i \equiv 0$, урожайность детерминирована (с точностью до эндогенного перераспределения площадей). Базовый режим, изолирующий структурную компоненту волатильности.
- Сценарий В («независимые шоки»): весь вес отнесён к индивидуальному компоненту; шоки хозяйств независимы. Воспроизводит традиционную предпосылку «независимого случайного множителя».
- Сценарий С («коррелированные шоки»): вес распределён между национальным, региональным и индивидуальным компонентами; исходы хозяйств синхронизированы общими факторами.

Чтобы изолировать изучаемый канал, экзогенная стохастика мировой цены и валютного курса (возвратные к среднему AR(1)-процессы) во всех сценариях отключена: единственным источником случайности остаётся внутренний погодный риск. Каждый сценарий прогонялся на 10 независимых начальных значениях генератора (seed) по 24 модельных года; первые два года отбрасывались как переходный период установления структуры посевов, оценки усреднялись по прогонам.

Стандартизованный шок хозяйства строится как сумма трёх независимых нормальных слагаемых:

$$z_i = \sqrt{w_N} \cdot z_N + \sqrt{w_R} \cdot z_{R,r(i)} + \sqrt{w_I} \cdot z_{I,i}, \quad w_N + w_R + w_I = 1 \quad (2)$$

где:

z_N – единый для всей страны (национальный) фактор данного месяца уборки;

$z_{R,r}$ – общий для всех хозяйств региона r фактор;

$z_{I,i}$ – собственный (идиосинкразический) шок хозяйства.

Все три – независимые стандартные нормальные величины, поэтому $\text{Var}(z_i) = w_N + w_R + w_I = 1$: маржинальная волатильность каждого хозяйства в точности равна σ_c при любых весах – меняется лишь корреляция между хозяйствами. Корреляция исходов двух хозяйств одного региона равна $w_N + w_R$, разных регионов – w_N .

Базовая конфигурация модели: $w_N = 0,40$, $w_R = 0,35$, $w_I = 0,25$. Выбор такой структуры обоснован физикой агрометеорологического риска: значительная доля изменчивости носит общестрановой характер (крупномасштабная атмосферная циркуляция, синхронизирующая засушливые/благоприятные годы по большинству зернопроизводящих регионов), ещё одна существенная доля – региональный характер, и лишь меньшая часть приходится на различия отдельных полей (микрорельеф, сроки и качество агротехники, локальные осадки).

Аналитический результат. Агрегированный (средневзвешенный по убранной площади) погодный множитель страны есть $\bar{G} = \sum_i a_i (1 + \sigma z_i) / \sum_i a_i$, где a_i – убранная площадь хозяйства.

В силу независимости компонентов дисперсия агрегированного шока равна

$$Var(\bar{G}) = \sigma^2 \cdot (w_N + w_R \cdot H_R + w_I \cdot H_F) \quad (3)$$

где:

$\mathbf{H} = \frac{\sum_i A_i^2}{A^2}$ – индекс Херфиндала пространственной концентрации посевов по регионам (A_i – площадь региона, A – общая площадь), а $\mathbf{F} = \frac{\sum_i a_i^2}{A^2}$ – индекс концентрации по хозяйствам. Отсюда агрегированный коэффициент вариации урожайности:

$$CV_{\text{arg}} \approx \sigma \cdot \sqrt{(w_N + w_R \cdot H_R + w_I \cdot H_F)} \quad (4)$$

Эта формула – ключ к пониманию эффекта. Национальный компонент входит в дисперсию с полным весом w_N (общий фактор не усредняется), тогда как региональный и индивидуальный компоненты «гасятся» множителями $H_R \ll 1$ и $H_F \ll 1$: чем больше регионов и хозяйств и чем равномернее распределены площади, тем сильнее закон больших чисел подавляет некоррелированные слагаемые. В пределе независимых шоков ($w_N = w_R = 0, w_I = 1$) получаем $CV_{\text{arg}} \approx \sigma \cdot \sqrt{H_F} \rightarrow 0$ при росте числа хозяйств; в пределе чисто национального шока ($w_N = 1$) – $CV_{\text{arg}} \approx \sigma$, то есть полная передача индивидуальной волатильности на уровень страны.

Эмпирической основой служат официальные данные Росстата [Росстат, www...]: урожайность сельскохозяйственных культур в расчёте на убранную площадь (центнеров с гектара, хозяйства всех категорий) и средние цены реализации сельхозпроизводителями. Для пшеницы доступны отдельные ряды озимой и яровой пшеницы по Российской Федерации за 2000–2022 гг.; рыночному товару «пшеница» в модели соответствует их объединение. Сводный национальный ряд урожайности пшеницы построен как взвешенная комбинация озимой и яровой при типичной для последних лет структуре посевных площадей (0,65 / 0,35). Цены реализации представлены поквартально за 2017–2025 гг.; для ценового сопоставления использован агрегированный ряд «зерновые и зернобобовые культуры» как репрезентативный индикатор закупочной цены зерна.

Базовая урожайность $\bar{y}_c$ и зональные множители k_z откалиброваны по данным Росстата за 2018–2022 гг. так, чтобы реализованная средняя урожайность (произведение базовой на зональный множитель, взвешенное по площадям) воспроизводила фактические средние уровни. Маржинальная (внутрихозяйственная) волатильность σ_c для пшеницы рассматривается в двух вариантах: «штатном» $\sigma = 0,10$ и «реалистичном для уровня поля» $\sigma = 0,18$ – последнее соответствует типичной изменчивости урожайности отдельного хозяйства и используется при сопоставлении масштабов волатильности. Подчеркнём: σ_c – это волатильность отдельного хозяйства, а не страны; именно её пространственная структура и является предметом исследования.

Важное методическое замечание. Фактический ряд урожайности 2000–2022 гг. содержит выраженный повышательный технологический тренд (сорта, агротехника, средства защиты), не воспроизводимый моделью, не имеющей технического прогресса. Поэтому корректной мерой погодной волатильности служит коэффициент вариации остатков после удаления линейного тренда (детрендрованный CV); именно он сопоставляется с модельным.

Результаты и обсуждение

Сводный национальный ряд урожайности пшеницы за 2000–2022 гг. имеет среднее 25,9 ц/га, стандартное отклонение 4,62 ц/га и «сырой» коэффициент вариации 0,178 (минимум 18,9 ц/га в 2000 г., максимум 38,4 ц/га в 2022 г.). После удаления повышательного технологического тренда детрендрованный коэффициент вариации, характеризующий собственно погодную изменчивость, составляет 0,117. Для озимой пшеницы аналогичные показатели: среднее 31,3 ц/га, $\sigma = 5,85$, «сырой» $CV = 0,187$, детрендрованный $CV = 0,124$. Таким образом, целевой ориентир по погодной волатильности урожайности пшеницы – $CV \approx 0,12$. Ряд демонстрирует выраженные провалы засушливых лет (2010, 2012) на фоне общего роста – типичную картину коррелированного по стране риска (рис. 2).

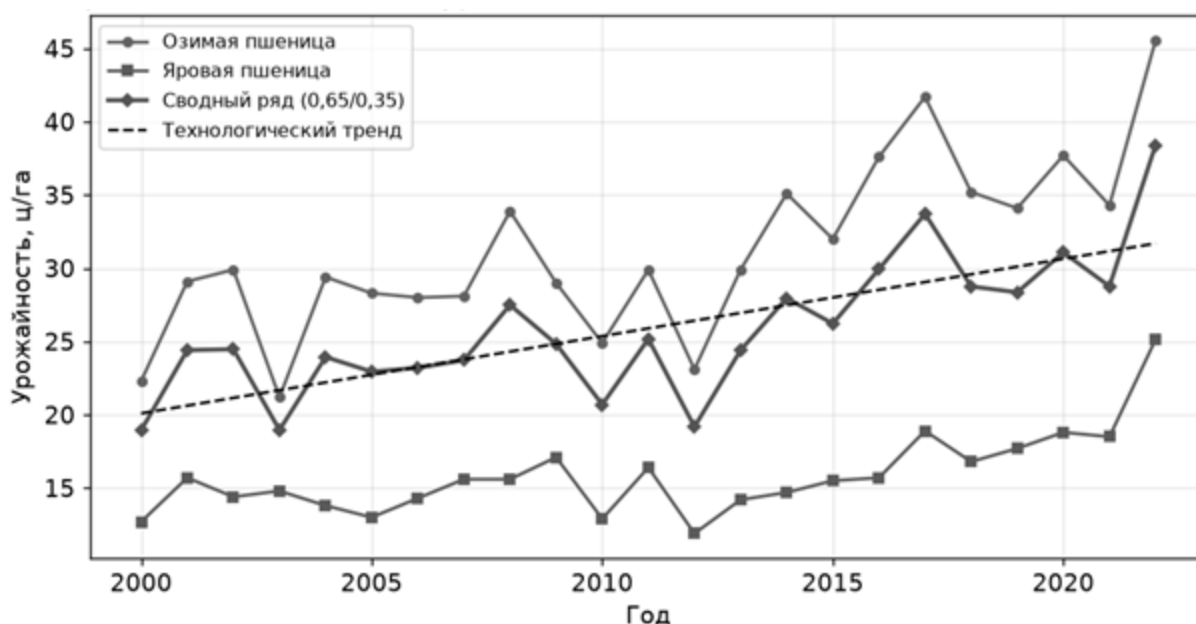


Рисунок 2 - Фактическая урожайность пшеницы в России, 2000–2022 гг. (Росстат): озимая, яровая и сводный ряд; пунктиром – линейный технологический тренд.

В сценарии В (только индивидуальные шоки) агрегированная урожайность практически постоянна: коэффициент вариации национального сбора составляет лишь 0,030 (среднее 31,3 ц/га; размах от 28,3 до 33,5 ц/га). При этом маржинальная волатильность каждого хозяйства полностью сохранена ($\sigma = 0,10$), однако независимые флуктуации взаимно гасятся при агрегировании. Сравнение со сценарием А (без погодного шока, $CV = 0,026$) показывает, что собственно погодный вклад в этом режиме ничтожен: из наблюдаемой изменчивости 0,030 на долю погоды приходится лишь $\sqrt{(0,030^2 - 0,026^2)} \approx 0,015$, тогда как остальное – эндогенное «структурное» дрожание, связанное с перераспределением посевных площадей. Налицо эффект усреднения: модель с независимыми шоками воспроизводит около четверти фактической погодной волатильности (рис. 3).

В сценарии С (базовая структура 0,40 / 0,35 / 0,25) агрегированный коэффициент вариации возрастает более чем вдвое – до 0,063 (среднее 31,2 ц/га; размах от 24,7 до 39,9 ц/га), то есть появляются выраженные годы синхронного неурожая и высокого сбора. Этот результат с

точностью до третьего знака совпадает с аналитическим предсказанием формулы п. 3.4: при измеренных по модельной популяции индексах концентрации $H_R = 0,048$ и $H_F = 0,016$

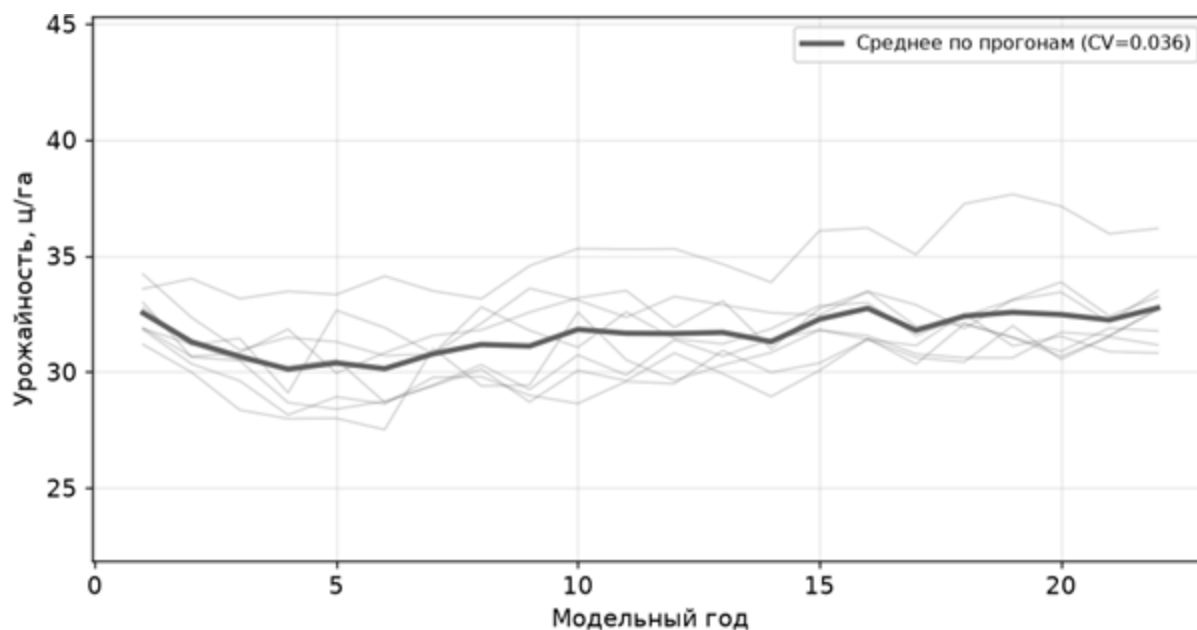


Рисунок 3 - Агрегированная урожайность в модели при независимых шоках (сценарий В): эффект усреднения – ряд почти постоянен

$$CV_{\text{agr}} \approx 0,10 \cdot \sqrt{(0,40 + 0,35 \cdot 0,048 + 0,25 \cdot 0,016)} = 0,10 \cdot \sqrt{0,421} = 0,0649 \quad (5)$$

что подтверждает корректность механизма. При «штатной» $\sigma = 0,10$ модель восстанавливает около 54 % целевой погодной волатильности – уже более чем четырёхкратное усиление относительно независимого режима. При реалистичной для уровня поля $\sigma = 0,18$ аналитическая формула даёт $CV_{\text{agr}} = 0,18 \cdot \sqrt{0,421} = 0,117$, а прямая имитация (8 прогонов) – $CV \approx 0,10$; оба значения воспроизводят фактический детрендрованный коэффициент вариации урожайности пшеницы (0,115–0,117). При этом независимый режим при той же σ даёт лишь $CV \approx 0,036$ (аналитически $0,18 \cdot \sqrt{0,018} \approx 0,024$) – втрое-впятеро ниже. Иными словами, целевая волатильность достижима исключительно за счёт пространственной корреляции и принципиально недостижима набором независимых шоков (рис. 4).

Таблица 1 - Статистики урожайности пшеницы, ц/га (модель – сценарий с $\sigma = 0,18$; 10 прогонов $\times$ 22 года)

Источник	Среднее	Ст. откл.	CV	Мин.	Макс.
Росстат, пшеница (сводно), 2000–2022	25,9	4,62	0,178 (детренд. 0,117)	18,9	38,4
Росстат, озимая пшеница, 2000–2022	31,3	5,85	0,187 (детренд. 0,124)	21,2	45,6
АВМ, независимые шоки (В)	31,3	1,1	0,036	≈ 28	≈ 34
АВМ, коррелированные шоки (С)	31,2	$\approx 3,2$	0,10 (аналит. 0,117)	≈ 21	≈ 41

Модель с независимыми шоками радикально снижает изменчивость (CV втрое-впятеро

ниже фактической детрендрованной), тогда как модель с коррелированными шоками воспроизводит её количественно (имитационный $CV \approx 0,10$ и аналитический $0,117$ при наблюдаемом $0,115–0,117$). Средний уровень урожайности в обоих режимах согласуется с фактическим (≈ 31 ц/га для пшеницы, в которой доминирует озимая).

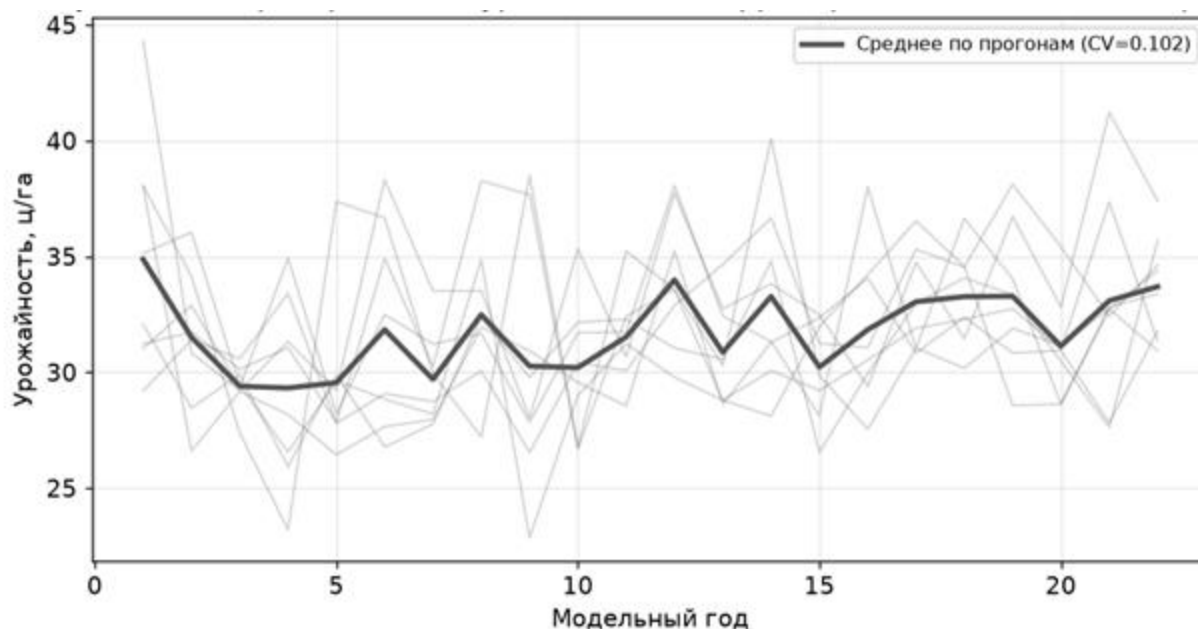


Рисунок 4 - Агрегированная урожайность в модели при коррелированных шоках (сценарий С): восстановление межгодовой изменчивости с синхронными провалами

Передача восстановленного шока предложения в цены опосредована микроструктурой рынка. В исследуемой модели покупатели держат буферные запасы (порядка двух месяцев потребления) и обладают ценовой эластичностью спроса, что целенаправленно сглаживает ценовую реакцию на колебания сбора. Поэтому, хотя коррелированный режим и порождает синхронные шоки предложения, межгодовой коэффициент вариации средней цены пшеницы в модели остаётся умеренным (порядка $0,03–0,04$) и слабо различается между режимами В и С. Фактический детрендрованный коэффициент вариации годовой закупочной цены зерна по Росстату за 2017–2025 гг. составляет $0,100$ (межгодовая волатильность изменений $0,122$), что заметно выше модельного. Этот разрыв отражает документированное свойство модели: ценовая волатильность в ней преимущественно определяется микроструктурой (буферами запасов и эластичностью спроса), а не шоками предложения. Следовательно, коррелированная структура погоды является необходимым, но не достаточным условием воспроизведения наблюдаемой ценовой волатильности: для полной её передачи требуется дополнительно учитывать ограниченность запасов и низкую краткосрочную эластичность спроса (рис. 5, 6). Это самостоятельный содержательный вывод, очерчивающий направление дальнейшей калибровки.

Разложение дисперсии агрегированной урожайности по формуле даёт количественные вклады трёх компонентов (табл. 2). Эмпирические одно-факторные прогоны (включён только один компонент при сохранённой σ) подтверждают аналитику: национальный фактор в одиночку даёт $CV = 0,060$ (аналитически $0,063$), тогда как региональный и индивидуальный – лишь $0,029$ и $0,030$, что в пределах структурного «пола» $0,026$.

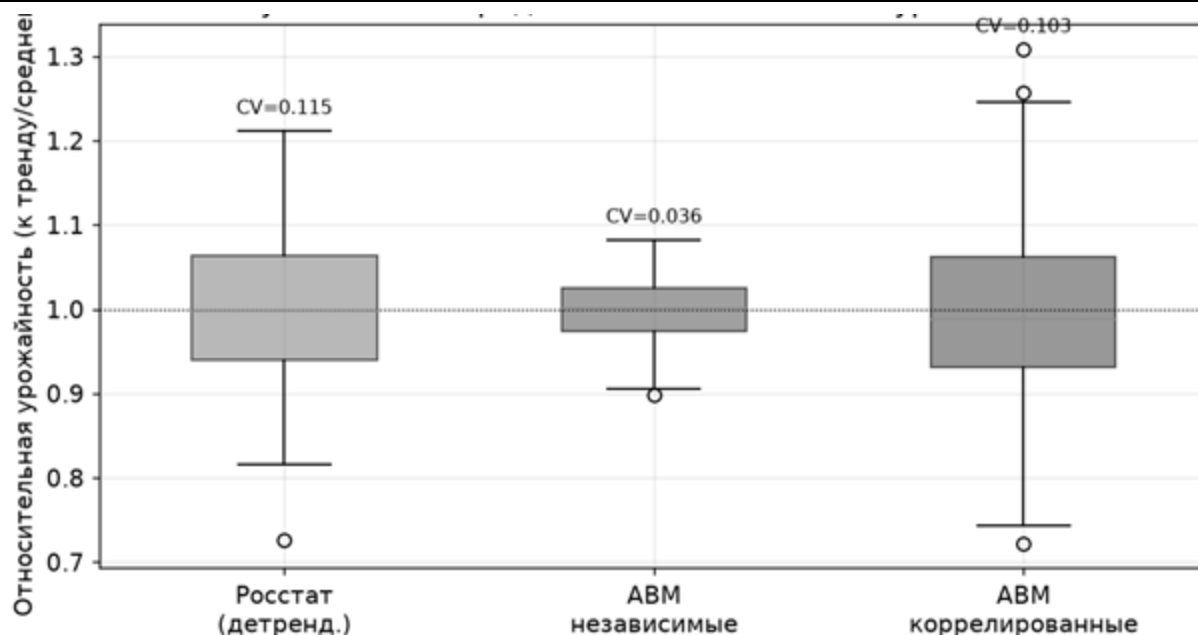


Рисунок 5 - Сравнение распределений (гистограммы / «ящики с усами») урожайности: Росстат (детрендрованный), АВМ-независимая, АВМ-коррелированная.

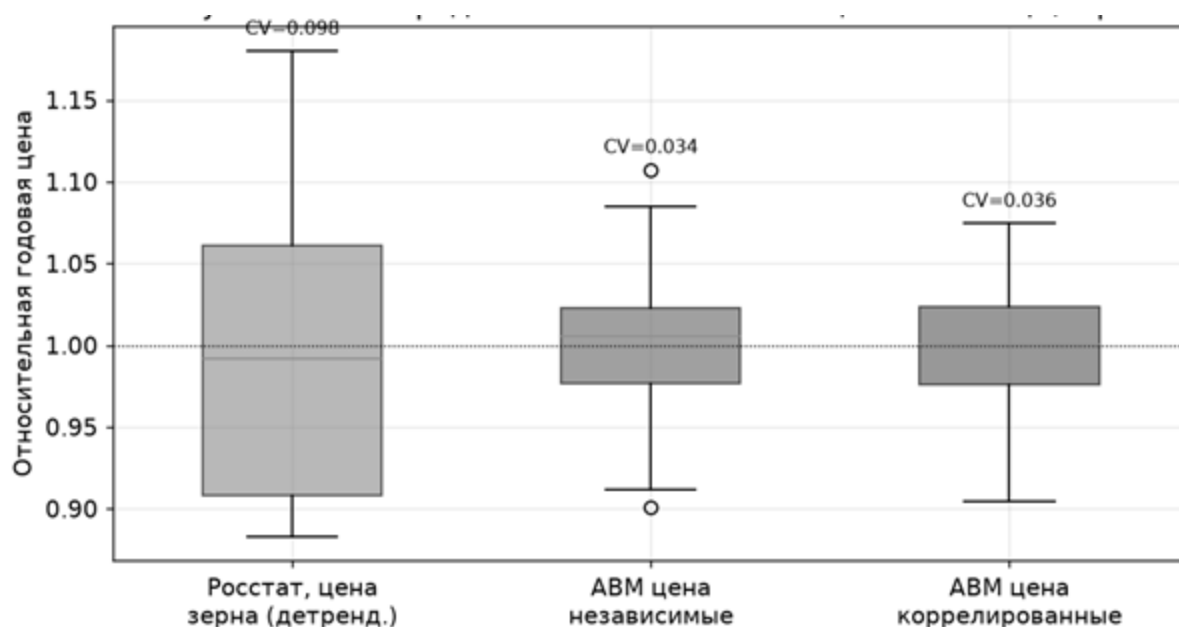


Рисунок 6 - Сравнение динамики цены пшеницы: фактическая закупочная цена и модельная цена при независимых и коррелированных шоках.

Таблица 2 - Вклад компонентов в дисперсию агрегированной урожайности (базовая структура 0,40 / 0,35 / 0,25; HR = 0,048, HF = 0,016)

Компонент	Вес w	Множитель концентрации	Вклад в дисперсию	Доля, %
Национальный	0,40	1	0,4000	95,0
Региональный	0,35	HR = 0,048	0,0169	4,0

Компонент	Вес w	Множитель концентрации	Вклад в дисперсию	Доля, %
Индивидуальный	0,25	HF = 0,016	0,0040	1,0
Итого	1,00	–	0,4209	100,0

Подавляющая часть совокупной волатильности – около 95 % – порождается общестрановым фактором, ещё около 4 % – региональным и лишь ≈ 1 % – собственно индивидуальными различиями хозяйств. Это прямое количественное опровержение предпосылки независимости: компонент, который традиционные модели только и учитывают, отвечает за ничтожную долю агрегированного риска.

Из формулы $CV_{agr} \approx \sigma \cdot \sqrt{(w_N + w_R \cdot H_R + w_I \cdot H_F)}$ следует, что при малых H_R , H_F агрегированный коэффициент вариации управляется практически исключительно весом национального фактора и растёт как $\sqrt{w_N}$ – от значения порядка $\sigma \cdot \sqrt{H_F} \approx 0,02$ при $w_N = 0$ до $\sigma \approx 0,18$ при $w_N = 1$ (рис. 7). Целевой уровень 0,117 достигается при $w_N \approx 0,42$, то есть при базовой структуре модели. Тем самым воспроизведение наблюдаемой волатильности требует значимой (порядка 0,4 и выше) доли общестранового компонента; любой режим с пренебрежимо малым w_N систематически и сильно занижает агрегированный риск.

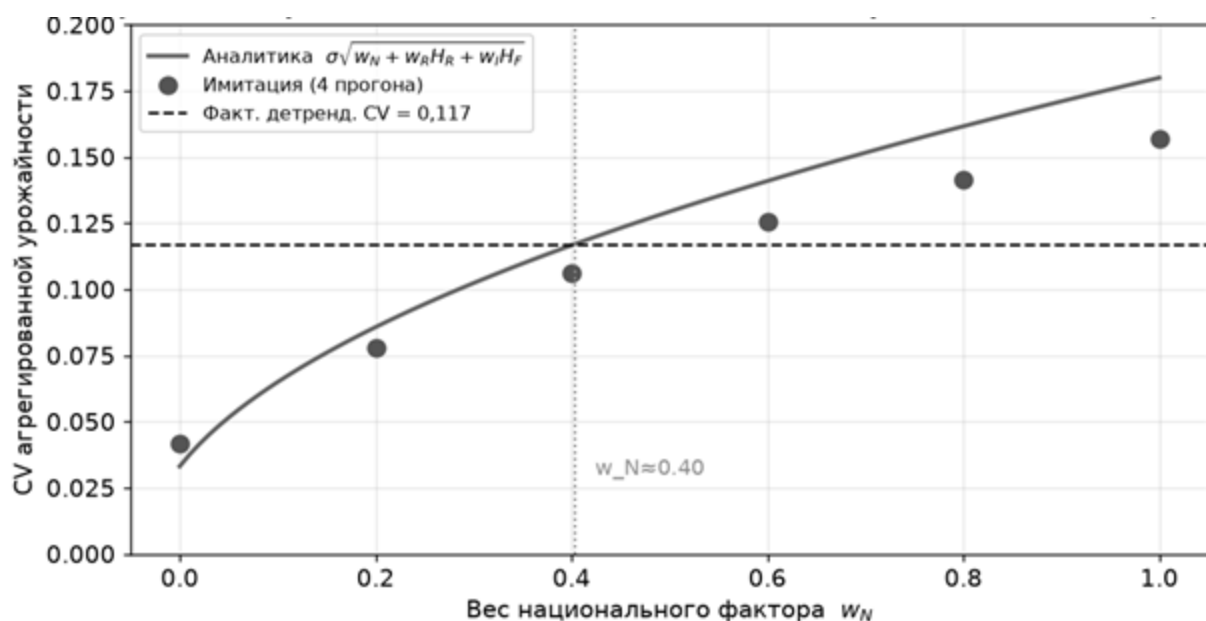


Рисунок 7 - Чувствительность агрегированного коэффициента вариации урожайности к весу национального фактора w_N (имитация и аналитическая кривая $\sigma \cdot \sqrt{(w_N + w_R \cdot H_R + w_I \cdot H_F)}$); горизонталь – целевой фактический уровень 0,117

Почему возникает эффект сглаживания. Математически он есть прямое следствие закона больших чисел: дисперсия средней из N некоррелированных слагаемых убывает как $1/N$. При сотнях хозяйств, разнесённых по десяткам регионов, независимые шоки урожайности почти полностью взаимно компенсируются, и агрегированный сбор стабилизируется на уровне, близком к детерминированному. Полученные $H_R = 0,048$ и $H_F = 0,016$ означают «эффективное число» независимых единиц порядка $1/H_F \approx 60$ хозяйств и $1/H_R \approx 21$ региона – этого достаточно, чтобы погасить некоррелированную изменчивость до нескольких процентов.

Коррелированный же национальный компонент не усредняется в принципе, поскольку действует на всех агентов одновременно, и потому полностью переносит индивидуальную волатильность на уровень страны.

Пространственная синхронизация погодных процессов. Физически национальный компонент отражает крупномасштабную атмосферную циркуляцию – блокирующие антициклоны, формирующие засухи сразу во многих регионах (как в 2010 и 2012 гг.), либо благоприятный режим увлажнения, дающий повсеместно высокий сбор. Именно эта синхронность, а не сумма локальных случайностей, создаёт наблюдаемые межгодовые «качели» валового сбора. Модель воспроизводит этот механизм явно – через общий фактор z_N , разделяемый всеми хозяйствами.

Экономическая интерпретация. Поскольку низкая эластичность спроса на зерно превращает сравнительно небольшие синхронные сокращения предложения в значительные ценовые сдвиги, именно коррелированная компонента риска экономически значима. Независимая компонента, доминирующая в традиционных моделях, для рыночных исходов почти irrelevantна. Отсюда – практические следствия.

Для моделирования продовольственной безопасности. Оценки вероятности дефицита и масштабов ценовых шоков, полученные на моделях с независимыми рисками, систематически оптимистичны: они недооценивают «толщину хвостов» распределения национального сбора. Корректная оценка требует явного моделирования общестранового и регионального факторов.

Для страхования урожая. Пространственная корреляция подрывает диверсификацию страхового портфеля: в коррелированном мире страховые случаи наступают одновременно по всему пулу, и фактическая капиталоемкость (требуемые резервы, перестрахование) кратно выше, чем в предположении независимости. Недоучёт корреляции ведёт к недорезервированию и системному риску страховщика. Индексное (погодное) страхование, привязанное к региональному и национальному факторам, в этом свете предпочтительнее индивидуального.

Для государственного регулирования. Эффективность стабилизационных инструментов (интервенционный фонд, гибкая экспортная пошлина, демпфер) определяется именно амплитудой коррелированных шоков. Калибровка этих инструментов на заниженной волатильности приведёт к недостаточному объёму резервов и запоздалой реакции. Модель с явной пространственной структурой риска позволяет оценивать политику в условиях реалистичных синхронных шоков.

Наконец, выявленный разрыв между восстановленной волатильностью предложения и умеренной волатильностью цен в модели указывает, что воспроизведение ценовой динамики требует совместного учёта двух факторов – пространственной корреляции погоды (со стороны предложения) и микроструктуры запасов и спроса (со стороны передачи в цены). Коррелированная погода – необходимое, но недостаточное условие реалистичной ценовой волатильности.

Заключение

На агентной модели агропродовольственного рынка России проведён контролируемый эксперимент, изолирующий пространственную структуру погодного риска. Получены следующие основные результаты.

При независимых погодных шоках на уровне отдельных хозяйств агрегированный коэффициент вариации урожайности пшеницы коллапсирует до 0,030–0,036 – около трети

фактического (детрендрованного) значения 0,115–0,117, причём собственно погодный вклад ещё меньше; закон больших чисел гасит несинхронизированные флуктуации.

Учёт пространственной корреляции восстанавливает агрегированную волатильность: при реалистичной внутрихозяйственной изменчивости ($\sigma = 0,18$) и базовой структуре весов модель воспроизводит фактический коэффициент вариации урожайности (имитация $\approx 0,10$, аналитика 0,117 при наблюдаемом 0,115–0,117). Получено и имитационно подтверждено аналитическое соотношение $CV_{\text{agr}} \approx \sigma \cdot \sqrt{(w_N + w_R \cdot H_R + w_I \cdot H_F)}$.

Дисперсионная декомпозиция показала, что около 95 % агрегированной волатильности урожая формирует общестрановой фактор, около 4 % – региональный и лишь ≈ 1 % – индивидуальный. Компонент, единственно учитываемый традиционными моделями, для агрегированного риска почти irrelevant.

Передача шока предложения в цены в модели ограничена буферными запасами и эластичностью спроса: коррелированная погода является необходимым, но не достаточным условием воспроизведения наблюдаемой ценовой волатильности.

Гипотеза подтверждена: для воспроизведения наблюдаемых масштабов колебаний российского зернового рынка недостаточно моделирования независимых погодных рисков на уровне хозяйств – необходим явный учёт пространственно коррелированных климатических воздействий, формирующих синхронные изменения урожайности на региональном и национальном уровнях.

Практическая значимость состоит в обосновании требований к моделям продовольственной безопасности, страхования урожая и стабилизационной политики: все они должны строиться на коррелированной, а не независимой структуре риска, иначе систематически занижают вероятность и масштаб неблагоприятных исходов.

Направления дальнейших исследований: оценка весов w_N, w_R по фактическим региональным рядам урожайности (дисперсионный анализ панельных данных); введение покультурно-зональной структуры волатильности; совместная калибровка корреляции погоды и микроструктуры запасов/спроса для воспроизведения ценовой волатильности; учёт изменения корреляционной структуры под действием климатических трендов.

В целях обеспечения воспроизводимости результатов исследования программная реализация модели и сценариев вычислительного эксперимента опубликована в открытом репозитории:

<https://github.com/SingleMeow/diss>

Размещение модели в открытом доступе обеспечивает возможность независимой проверки результатов исследования и дальнейшего использования платформы в научных целях.

Библиография

1. Бахизин А. Р. Агент-ориентированные модели экономики. – М.: Экономика, 2008. – 279 с.
2. Макаров В. Л., Бахизин А. Р. Социальное моделирование – новый компьютерный прорыв (агент-ориентированные модели). – М.: Экономика, 2009. – 295 с.
3. Tesfatsion L., Judd K. L. (eds.). Handbook of Computational Economics. Vol. 2: Agent-Based Computational Economics. – Amsterdam: Elsevier, 2006. – 904 p.
4. Happe K., Kellermann K., Balmann A. Agent-based Analysis of Agricultural Policies: an Illustration of the Agricultural Policy Simulator AgriPolis // Ecology and Society. – 2006. – Vol. 11, № 1. – Art. 49.
5. Berger T. Agent-based spatial models applied to agriculture: a simulation tool for technology diffusion, resource use changes and policy analysis // Agricultural Economics. – 2001. – Vol. 25, № 2–3. – P. 245–260.
6. Schreinemachers P., Berger T. An agent-based simulation model of human–environment interactions in agricultural

- systems // *Environmental Modelling & Software*. – 2011. – Vol. 26, № 7. – P. 845–859.
7. Matthews R. B., Gilbert N. G., Roach A., Polhill J. G., Gotts N. M. Agent-based land-use models: a review of applications // *Landscape Ecology*. – 2007. – Vol. 22, № 10. – P. 1447–1459.
8. Filatova T., Verburg P. H., Parker D. C., Stannard C. A. Spatial agent-based models for socio-ecological systems: challenges and prospects // *Environmental Modelling & Software*. – 2013. – Vol. 45. – P. 1–7.
9. Ray D. K., Gerber J. S., MacDonald G. K., West P. C. Climate variation explains a third of global crop yield variability // *Nature Communications*. – 2015. – Vol. 6. – Art. 5989.
10. Lobell D. B., Field C. B. Global scale climate–crop yield relationships and the impacts of recent warming // *Environmental Research Letters*. – 2007. – Vol. 2, № 1. – P. 014002.
11. Barnett B. J., Mahul O. (eds.). *Weather Index Insurance for Agriculture: Guidance for Development Practitioners*. – Washington D.C.: World Bank, 2010. – 161 p.
12. Finger R. Investigating the performance of different estimation techniques for crop yield data analysis in crop insurance applications // *Agricultural Economics*. – 2012. – Vol. 43, № 3. – P. 329–339.
13. Nerlove M. *The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price*. – Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1958. – 268 p.
14. Федеральная служба государственной статистики (Росстат). Официальные данные о посевных площадях, валовых сборах и урожайности сельскохозяйственных культур. – URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 01.06.2025).
15. OECD/FAO. *OECD-FAO Agricultural Outlook 2024–2033*. – Paris: OECD Publishing, 2024. – 360 p.

Spatial Correlation of Weather Risks and Volatility of the Agri-Food Market: Agent-Based Modeling of the Russian Grain Sector

Vladimir S. Shilov

Postgraduate Student,
Omsk State Agrarian University named after P.A. Stolypin,
644008, 1, Institutskaya Square, Omsk, Russian Federation;
e-mail: shilovvladimirs@gmail.com

Abstract

The article examines the influence of the spatial structure of weather shocks on the ability of an agent-based model to reproduce the observed volatility of grain crop yields and prices in Russia, which is critically important for assessing the country's food security and the resilience of agri-food markets to climate change. On a simulation model of the agri-food market (including farmers, processors, exporters, and the state, trading through decentralized counterparty search with a monthly step, taking into account the processes of production, storage, processing, export, and domestic consumption of grain), a computational experiment has been conducted with three regimes of weather risk formation: without weather shocks (baseline for comparison), with independent (idiosyncratic) shocks at the level of individual farms (where each farmer faces random yield deviations independently of others), and with spatially correlated shocks decomposed into national, regional, and individual components, which makes it possible to separate the influence of general climatic factors (droughts, waterlogging, temperature anomalies over a large territory), regional features (differences in soil and climatic zones), and local variations (microclimate, quality of farm management). It is shown that under independent shocks, the aggregated coefficient of variation of yield collapses to 0.030 – by virtue of the law of large numbers, fluctuations of individual farms are mutually offset, and no significant supply shock reaches the market, which makes the model incapable of reproducing real fluctuations in prices and production volumes. Taking spatial

correlation into account restores aggregated volatility: with realistic intra-farm yield variability, the coefficient of variation of the national harvest reaches 0.10–0.12, coinciding with the actual (detrended) value of 0.115–0.117 according to Rosstat data for 2000–2022, which confirms the adequacy of the model when including spatially correlated shocks. It has been analytically and empirically established that about 95% of the variance of aggregated yield is formed precisely by the national weather factor, while regional and local components make an insignificant contribution to the overall volatility at the macro level. The conclusion is drawn that for adequate modeling of food security and price stability, independent risks at the farm level are insufficient – explicit consideration of spatially synchronized climatic impacts is necessary, which create systemic risks for the entire sector and require the development of appropriate insurance mechanisms and state regulation.

For citation

Shilov V.S. (2026) Prostranstvennaya korrelyatsiya pogodnykh riskov i volatil'nost' agroproduktov rynka: agentnoe modelirovanie rossiyskogo zernovogo sektora [Spatial Correlation of Weather Risks and Volatility of the Agri-Food Market: Agent-Based Modeling of the Russian Grain Sector]. *Ekonomika: vchera, segodnya, zavtra* [Economics: Yesterday, Today and Tomorrow], 16 (6A), pp. 427–443. DOI: 10.34670/AR.2026.18.25.044

Keywords

Agent-based modeling, weather risks, spatial correlation, yield volatility, food security, grain market, variance decomposition, law of large numbers.

References

1. Bakhtizin A. R. Agent-orientirovannye modeli ekonomiki [Agent-Based Models of the Economy]. Moscow, Ekonomika Publ., 2008. 279 p. (In Russian).
2. Makarov V. L., Bakhtizin A. R. Sotsial'noe modelirovanie – novyi komp'yuternyi proryv (agent-orientirovannye modeli) [Social Simulation – a New Computational Breakthrough (Agent-Based Models)]. Moscow, Ekonomika Publ., 2009. 295 p. (In Russian).
3. Tesfatsion L., Judd K. L. (eds.). Handbook of Computational Economics. Vol. 2: Agent-Based Computational Economics. Amsterdam, Elsevier, 2006. 904 p.
4. Happe K., Kellermann K., Balmann A. Agent-Based Analysis of Agricultural Policies: an Illustration of the Agricultural Policy Simulator AgriPoliS. *Ecology and Society*, 2006, vol. 11, no. 1, art. 49.
5. Berger T. Agent-Based Spatial Models Applied to Agriculture: a Simulation Tool for Technology Diffusion, Resource Use Changes and Policy Analysis. *Agricultural Economics*, 2001, vol. 25, no. 2–3, pp. 245–260.
6. Schreinemachers P., Berger T. An Agent-Based Simulation Model of Human–Environment Interactions in Agricultural Systems. *Environmental Modelling & Software*, 2011, vol. 26, no. 7, pp. 845–859.
7. Matthews R. B., Gilbert N. G., Roach A., Polhill J. G., Gotts N. M. Agent-Based Land-Use Models: a Review of Applications. *Landscape Ecology*, 2007, vol. 22, no. 10, pp. 1447–1459.
8. Filatova T., Verburg P. H., Parker D. C., Stannard C. A. Spatial Agent-Based Models for Socio-Ecological Systems: Challenges and Prospects. *Environmental Modelling & Software*, 2013, vol. 45, pp. 1–7.
9. Ray D. K., Gerber J. S., MacDonald G. K., West P. C. Climate Variation Explains a Third of Global Crop Yield Variability. *Nature Communications*, 2015, vol. 6, art. 5989.
10. Lobell D. B., Field C. B. Global Scale Climate–Crop Yield Relationships and the Impacts of Recent Warming. *Environmental Research Letters*, 2007, vol. 2, no. 1, p. 014002.
11. Barnett B. J., Mahul O. (eds.). Weather Index Insurance for Agriculture: Guidance for Development Practitioners. Washington D.C., World Bank, 2010. 161 p.
12. Finger R. Investigating the Performance of Different Estimation Techniques for Crop Yield Data Analysis in Crop Insurance Applications. *Agricultural Economics*, 2012, vol. 43, no. 3, pp. 329–339.
13. Nerlove M. The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price. Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1958. 268 p.

-
14. Federal State Statistics Service (Rosstat). Official Statistics on Sown Areas, Gross Harvest and Crop Yields. Available at: <https://rosstat.gov.ru/> (accessed 01.06.2025).
 15. OECD/FAO. OECD-FAO Agricultural Outlook 2024–2033. Paris, OECD Publishing, 2024. 360 p.