

УДК 332.135:338.439(470.34/.44+470.51/.53+470.56/.57)
DOI: 10.18799/26584956/2025/4/1927
Шифр специальности ВАК: 5.2.3



Факторы межрегиональной интеграции продовольственных рынков Приволжского федерального округа

Е.А. Мазеина[✉]

*Пермский государственный национальный исследовательский университет,
Россия, г. Пермь*

[✉]ekaterina-mazeina@yandex.ru

Аннотация. В статье представлен анализ степени интеграции продовольственных рынков животноводческой продукции регионов Приволжского федерального округа. Проблемы продовольственного обеспечения не теряют актуальности в современном мире. Данное исследование основывается на ключевых особенностях формирования цен на продовольственных рынках; в нем используются панельные данные по регионам Приволжского округа за 1991–2023 гг. **Цель:** оценить интеграцию (сближения) продовольственных рынков животноводческой продукции регионов Приволжского федерального округа в 1991–2023 гг. на основе информации о ценах. **Методы:** тестирование на единичный корень, стационарность, причинность по Грейнджеу. **Результаты:** помимо традиционных факторов, влияющих на формирование и интеграцию рынков (цены, транспортные издержки, расстояние между регионами, уровень жизни населения, и т. д.), необходимы оценка и выявление новых факторов, способных оказать влияние на эффективность обеспечения населения продовольствием. Также установлено, что интеграция региональных цен и формирование единого экономического пространства имеют большое практическое значение, поскольку приводят к усилению конкуренции и улучшению положения потребителей. Полученные результаты могут быть использованы для последующих теоретических и практических разработок, а также создания единой цифровой платформы продовольственного рынка.

Ключевые слова: интеграция, единичный корень, стационарность, временной ряд, корреляция, гетероскедастичность

Для цитирования: Мазеина Е.А. Факторы межрегиональной интеграции продовольственных рынков Приволжского федерального округа // Векторы благополучия: экономика и социум. – 2025. – Т. 53. – № 4. – С. 20–49. DOI: 10.18799/26584956/2025/4/1927

UDC 332.135:338.439(470.34/.44+470.51/.53+470.56/.57)
DOI: 10.18799/26584956/2025/4/1927



Factors of interregional integration of food markets of the Volga Federal District

E.A. Mazeina[✉]

Perm State University, Perm, Russian Federation

[✉]ekaterina-mazeina@yandex.ru

Abstract. The article presents an analysis of the degree of integration of food markets for livestock products in the regions of the Volga Federal District. The problems of food supply do not lose their relevance in the modern world. This study is based on the key features of price formation in food markets; it uses panel data for the regions of the Volga Federal District for 1991–2023. **Aim.** To assess the integration (convergence) of food markets for livestock products in the regions of the Volga Federal District in 1991–2023 based on price information.

Methods. Unit root testing, stationarity, Granger causality. **Results.** In addition to traditional factors influencing the formation and integration of markets (prices, transportation costs, distance between regions, standard of living, etc.), it is necessary to assess and identify new factors that can influence the efficiency of food provision of the population. It was also found that the integration of regional prices and the formation of a single economic space are of great practical importance, since they lead to increased competition and improvement in the position of consumers. The results obtained can be used for subsequent theoretical and practical developments, as well as the creation of a unified digital platform for the food market.

Keywords: integration, unit root, stationarity, time series, correlation, heteroscedasticity

For citation: Mazeina E.A. Factors of interregional integration of food markets of the Volga Federal District. *Journal of Wellbeing Technologies*, 2025, vol. 53, no. 4, pp. 20–49. DOI: 10.18799/26584956/2025/4/1927

Введение

Проблема формирования и интеграции региональных и мировых рынков имеет важное значение как с точки зрения развития мировой экономики, так и с политической точки зрения.

Проблема продовольствия является стратегической для любого государства. Ее решение осложняется не только ограниченностью ресурсов, но и сложностью выстраивания цепочек взаимосвязей между различными составляющими продовольственного рынка, а также отсутствием надлежащих мер государственного регулирования. Частично дефицит продовольствия может быть устранен путем запуска вертикальной и горизонтальной интеграции. Вертикальная интеграция нацелена на мобилизацию ресурсного и технологического потенциала территорий. Интеграция отдельных региональных рынков в единое экономическое пространство направлена на получение эмерджентно-синергетического эффекта, поскольку гармоничное сочетание нескольких объектов позволит расширить их совместную финансовую базу, обеспечить оборотными средствами, необходимыми для устойчивого развития. Таким образом, актуальной проблемой является построение новых эффективных интеграционных схем, способствующих инновационному обеспечению национальной продовольственной конкурентоустойчивости.

Исследование процессов формирования и интеграции рынков в рамках единого экономического пространства с учетом влияния цифровой экономики представляет собой одно из важных направлений региональной экономической науки.

Целью исследования является оценка интеграции продовольственных рынков животноводческой продукции регионов Приволжского федерального округа в 1991–2023 гг. на основе информации о ценах.

В качестве объекта исследования рассматриваются субъекты РФ, входящие в состав Приволжского федерального округа (14 регионов), а также сам Приволжский округ. Рассматривается интеграция каждого региона и всего рынка Приволжского округа с рынком Пермского края; автором используются только пары «регион – Пермский край».

Теоретическая база

Необходимо отметить специфические особенности интеграции в сельском хозяйстве.

Во-первых, аграрная интеграция – достаточно сложный и длительный по времени процесс ввиду специфики сельскохозяйственного производства. А.В. Ступникова провела анализ влияния санкций на степень интеграции регионов РФ и отметила, что в 2014 г. произошло увеличение транзакционных издержек при перемещении товара между разделенными границей рынками, приводящее к увеличению стоимости товара или снижению объема торговли [1].

Во-вторых, процесс интеграции рассматривается как негативный результат аграрной реформы. Создание вертикально интегрированных структур рассматривается как способ снижения издержек [2]. Вместе с тем экономию на издержках можно получить не только с помощью вертикальной интеграции, но и с помощью построения горизонтальных цепей поставок [3].

В-третьих, интеграционный процесс должен учитывать ситуацию в конкретном регионе, если этот регион планируется включать в цепочку интеграции.

В.Г. Гусаков определил интеграцию аграрных рынков как слияние региональных рынков под влиянием институтов [4].

В ряде работ выводы об усилении интеграции мирового рынка (как одного из аспектов глобализации) исходят из роста объёмов трансграничных товарных потоков [5]. Но этим, собственно, и исчерпываются возможности данного показателя: он только позволяет сделать качественное заключение (и то довольно ненадёжное) об усилении или ослаблении интеграции во времени, но не даёт возможности установить, интегрирован рынок или нет.

Н.И. Гантигуров разработал модель межрегиональной и межгосударственной интеграции на региональном продовольственном рынке на примере Забайкальского края и выявил такие факторы, воздействующие на интеграцию, как конкурентные (состояние сельхозугодий, трудовые ресурсы, развитие сельскохозяйственных отраслей) и сравнительные (природные условия) преимущества территории, законы, принципы и приоритеты ее развития, определяемые региональной политикой, географическое положение (близость к государственным границам). Главным условием формирования эффективных межрегиональных продовольственных связей является сохранение единого экономического пространства [6].

Интеграция продовольственного рынка в России исследовалась в работе Гарднера (Gradner) и Брукса (Brooks) [7], которые для объяснения пространственной дифференциации цен оценивали расстояние между городами, уровень доходов и инфляции, соотношение ввоза-вывоза соответствующего товара в регионе (уровень обеспеченности региона продовольствием).

Д.Е. Махновский рассмотрел процесс глобализации на примере интеграции российских северо-западных приграничных регионов РФ с соседними государствами (Норвегией, Финляндией, Эстонией, Латвией, Литвой и Белоруссией). Автор проанализировал факторы, с помощью которых можно оценить результаты взаимодействия регионов: численность населения, валовый региональный продукт (ВРП), ВРП на душу населения. В результате анализа социально-экономического развития перечисленных регионов был сделан вывод о выравнивании их экономического развития в 2020–2021 гг., несмотря на наличие ограничивающих глобализацию факторов: пандемия COVID-19, санкции против РФ и Китая [8].

Изучением вопросов развития региональных агропродовольственных рынков и вопросов их интеграции на примере стран ЕАЭС занимался М.С. Оборин, который назвал такие положительные факторы развития интеграционных взаимосвязей, как наличие земельных ресурсов, транспортных сетей, рынка сбыта, к ограничивающим факторам отнесены низкий уровень зарплат в сельском хозяйстве, технологическая отсталость производственных мощностей и сельскохозяйственной инфраструктуры, как следствие – неконкурентоспособная готовая продукция, недостаточное финансирование со стороны государства, неработающая система агрострахования, неопределенность внешней среды [9].

А.С. Кузавко, рассматривая факторы региональной интеграции на примере России и Белоруссии, называет среди них расстояние между регионами и мобильность факторов производства [10].

А.Н. Вильданова, Л.Р. Хайбиева оценили воздействие пандемийных ограничений на железнодорожные перевозки (закрытие торговых точек, локдауны, снижение доходов населения в результате уменьшения числа рабочих мест) [11].

Yi Cao, S.G. Turvey and Harry M. Kaiser рассмотрели влияние российско-украинского конфликта на мировые рынки пшеницы с мая 2021 года по июль 2023 года по пяти основным экспортёрам (США, Россия, Украина, Европейский союз и Австралия), с помощью анализа причинно-следственных связей по Грейндже [12]. На Китай и Индию приходится значительная доля мирового производства пшеницы, однако эти страны исключены из-за ограниченности данных.

Yi Cao, Calum G. Turvey, Harry M. Kaiser использовали фьючерсные контракты с Barchart.com для изучения ежедневных цен на пшеницу в динамике [13], поскольку эти контракты автоматически переносятся на более длительный срок действия при приближении окончания срока, тем самым создается непрерывный ряд, который точно отслеживает рыночные колебания. Фьючерсные цены хорошо подходят для изучения последствий войны из-за их перспективного характера, высокой ликвидности и прозрачной торговой среды. Фьючерсы на пшеницу в США наиболее чувствительны к однократным экстремальным потрясениям, поскольку американский рынок ликвидный и быстро реагирует на изменения. Учитывая характер временных рядов данных, авторами используется структура VAR, которая допускает взаимную зависимость между всеми переменными и хорошо подходит для получения динамической обратной связи на взаимосвязанных рынках. Для тестирования ценовых рядов на единичный корень, что эквивалентно нестационарности, был применен расширенный тест Дики–Фуллера (ADF). Перед проверкой коинтеграции и оценкой VAR или VECM авторы определили оптимальную длину лага для каждого периода, обеспечивающую корректную спецификацию модели. Выбор соответствующей структуры лага помогает фиксировать динамические отношения между переменными. В VECM каждое уравнение выражает разность цены на пшеницу в стране как функции ее собственных прошлых изменений, отстающих изменений в других рыночных ценах и запаздывающего коэффициента коррекции ошибок (ECT). Прежде чем приступить к анализу причинно-следственных связей по Грейндже, важно убедиться, что каждая модель векторной коррекции ошибок стабильна во времени. Анализ Грейнджа проводится тестами причинно-следственной связи, основанными на запаздывающих членах разности в VECM. Эти тесты оценивают прошлые изменения цен на пшеницу в одной стране, которая улучшает прогнозирование цен в другой стране.

Yi Cao, Calum G. Turvey, Harry M. Kaiser разделили промежуток времени с мая 2021 года по июль 2023 года на пять периодов, в каждом из которых оценили модели векторной коррекции ошибок. В результате проведенного анализа отмечено, что с 3 мая 2021 года по 1 ноября (первый период) цены на пшеницу в США служили глобальным ориентиром для мировых цен, в том числе оказывали воздействие на украинские и российские цены. Это связано с центральным положением Чикагской товарной биржи, поскольку на ней собирается информация разного рода (от данных по урожайности в конкретной местности до тенденций международной торговли) с рынков всех стран. В то же время ЕС и Австралия были менее чувствительны к внешним сигналам. Политика ЕС, основанная на широкой поддержке, защищала цены от внешних сигналов. Австралия сократила свою зависимость от других рынков за счет сезонных моделей производства и региональной направленности экспорта. В течение второго периода, с 1 ноября 2021 года по 31 марта 2022 года, прогнозируемые связи с ценами в США сохранились, что подчеркнуло роль США как мирового ценового регулятора. Усиление влияния России в конце 2021 года в Черноморском регионе вызвало перебои с поставками и создало угрозу продовольственной безопасности. Одновременно в 2021 г. выросло влияние Европейского Союза и Австралии на мировую динамику цен на пшеницу в связи с тем, что рынок ЕС перестал быть самодостаточным, а Австралия закрыла пробелы в поставках, образовавшихся из-за экспортных ограничений России и военных потрясений на Украине. С 1 апреля по 9 августа 2022 года (третий период) анализ причинно-следственной связи по Грейндже показал, что изоляция ЕС была обусловлена политическими соображениями,

в то время как изоляция России отражала ограничения, вызванные российско-украинским конфликтом, санкциями и сбоями в логистике. С 9 августа 2022 года по 6 декабря 2022 года (четвертый период) Россия расширила свое присутствие на рынках Египта и Китая, поддерживая объемы экспорта, несмотря на продолжающиеся финансовые и логистические ограничения. Это укрепило позицию России как доминирующей ценовой силы на Черном море, способной оказывать влияние на украинские цены на пшеницу. Устойчивый экспортный потенциал Украины и расширенный доступ к незападным рынкам позволили ей стать лидером, в то время как военная уязвимость Украины продолжала ограничивать ее влияние, что также укрепило позицию России как доминирующего ценообразующего государства в регионе. США в указанный период занимались решением внутренних проблем: природный коллапс водного транспорта, перегрузка железнодорожных путей, рост процентных ставок по сельскохозяйственным кредитам, которые подорвали конкурентоспособность американского экспорта и привели к росту мировых цен на пшеницу. В течение пятого периода, с 6 декабря 2022 года по 19 июля 2023 года, прогностические связи между ценами на пшеницу в США и России исчезли в обоих направлениях. Резко увеличились поставки украинской пшеницы на рынки ЕС, при этом основной объем поставок хранился на складах Восточной Европы, дестабилизируя рынок и вызывая протесты местных производителей. Стабилизация черноморской пшеницы снизила глобальную зависимость от австралийских поставок, растущий спрос со стороны Китая еще больше укрепил экспорт австралийской пшеницы в Азиатско-Тихоокеанский регион. Рекордный экспорт России все больше затрудняется логистическими и финансовыми ограничениями, в то время как Украина частично восстановила свое влияние. В итоге российско-украинский конфликт не разрушил мировой рынок пшеницы, а изменил его. Модели интеграции, изоляции и перестройки, наблюдаемые на пяти ключевых рынках, иллюстрируют, как товарные системы развиваются во время конфликта, не разрушаясь, а адаптируясь. Сбои в поставках продолжают преобразовывать мировую торговлю; понимание интеграционных процессов будет иметь решающее значение для формирования устойчивых и стабильных цен в регионах.

J. Bai and P. Perron (2003) разработали множественные тесты на разрыв путем минимизации суммы квадратов остатков (SSR) при применении стандартного метода наименьших квадратов МНК (OLS), которые были применены для оценки стабильности мировых цен на пшеницу в период российско-украинского кризиса под воздействием начала спецоперации и Черноморской зерновой инициативы (BSGI) [14].

Основываясь на сравнительном анализе Первой мировой войны, H. Working назвал причинами роста цен на сырьевые товары изменения спроса в результате военных конфликтов [15]. K. Goychuk, WH. Meyers в 2000-х гг. (до начала конфликта между Украиной и РФ) обнаружили, что цены на российскую пшеницу были коинтегрированы с ценами как в США, так и в ЕС [16].

M. Svanidze, I. Đurić применили модель коинтеграции и коррекции векторных ошибок (VECM) к многострановому набору данных для обнаружения лидеров среди стран – экспортёров пшеницы [17].

Управление ценами на продукты питания и их волатильностью остаётся серьёзной проблемой для всех стран, особенно учитывая, что цены на основные сельскохозяйственные культуры, такие как рис и пшеница, неуклонно растут в различных частях мира с 2006 г. [18]. Главным источником волатильности цен на сельскохозяйственные товары является снижение урожайности, вызванное климатическими нарушениями [19]. Напротив, такие факторы, как шоки спроса, шоки конкретных доходов и шоки политики, способствовали этой волатильности [20]. Исследование Toshichika Iizumi и соавторов [21] по прогнозированию сезонных колебаний мирового производства продовольствия, вызванных климатом, показало, что волатильность на рынке продовольствия и связанные с климатом стихийные бедствия отри-

цательно влияют на производство продовольствия, что может привести к росту цен на продукты питания в обозримом будущем. Эффективные стратегии включают усиление региональной интеграции в области поставок продовольствия путем оптимизации сельскохозяйственного производства и внедрения надежных систем мониторинга рынка [22].

Huffstutter P.J., Flowers B. [23] провели исследование в 30 странах Африки к югу от Сахары с 1972 по 2017 г., изучая влияние стихийных бедствий на цены на продукты питания. Результаты показали, что цены на продукты питания выросли после стихийных бедствий. Аналогичным образом MG Haile, T Wossen, K Tesfaye, J.Von Braun [24] изучили взаимосвязь изменения климата и цен на продукты питания и обнаружили, что волатильность цен увеличивается после таких событий. Исследование Y. Sakai, J.P. Estudillo, N. Fuwa, Y. Higuchi, Y. Sawada [25] также подтвердило, что стихийные бедствия влияют на цены на продукты питания. S. Bairagi, A.K. Mishra, KA Mottaleb [26] провели анализ влияния COVID-19 на цены на продукты питания в Индии: цены на рис и пшеницу значительно выросли во время пандемии по сравнению с допандемическим уровнем.

Z. Ahmed, A. Kadir, R. Alam et al. проанализировали нестабильность цен на основные сельскохозяйственные культуры Бангладеш – рис и пшеницу (с января 2009 года по июнь 2024 года) [27]. Авторы изучили, как тенденции волатильности цен на продовольствие и продовольственной инфляции влияют на общую продовольственную безопасность страны, и оценили важность приоритизации продовольственной стабильности в национальной продовольственной политике. Для анализа волатильности цен использовался подход обобщённой авторегрессионной условной гетероскедастичности (GARCH), проверяющий условную дисперсию доходности, как описано в работе [28]. В ходе исследования выявили движущие факторы, оказывающие воздействие на продовольственную безопасность и достижение целей устойчивого развития: стихийные бедствия, пандемия COVID-19, постпандемические экономические ограничения, политический конфликт между Россией и Украиной. С точки зрения реагирования волатильность цен возросла, что отрицательно сказалось на покупательной способности людей с низким и средним уровнем дохода. С точки зрения воздействия все четыре компонента продовольственной безопасности серьезно пострадали, что препятствует достижению ЦУР 2 (ликвидация голода). Исследование наглядно демонстрирует, что сезонность производства оказывает меньшее влияние на цены по сравнению с объёмами импорта. Анализ данных об импорте показал, что сельскохозяйственное производство Бангладеш недостаточно для удовлетворения потребностей многочисленного населения. В результате правительство продолжает импортировать значительные объемы продовольственного зерна из других стран. Наиболее эффективными стратегиями решения этой проблемы являются усиление региональной интеграции в цепочке поставок продовольствия путем увеличения сельскохозяйственного производства и улучшения мониторинга рынка. Данное исследование поможет правительствам развивающихся стран и соответствующим организациям в этих регионах, способствуя развитию систем цифрового рынка и предоставляя информацию для обновления мер политики, направленных на обеспечение стабильности цен и преодоление недавнего глобального продовольственного кризиса.

Сопоставление подходов к изучению интеграции продовольственных рынков представлено в таблице.

Таким образом, изучение степени интеграции продовольственных рынков производилось методом анализа сходимости цен в разных регионах. Все проведенные исследования можно свести к двум основным направлениям: 1) сходимость цен определяется исключительно расстоянием между регионами; 2) сходимость цен формируется под влиянием разных факторов, в том числе расстояния, уровня жизни в регионе и уровня развития отрасли.

Таблица. Подходы к изучению интеграции продовольственных рынков в рамках формирования единого экономического пространства

Table. Approaches to studying the integration of food markets within the framework of the formation of a single economic space

Факторы интеграции Integration factors	Номер источника Reference	Объект изучения Object of study	Особенности подхода Features of the approach
Расстояние Distance	[29]	7 регионов Западной Сибири 7 regions of Western Siberia	Единственное препятствие для товаро-движения между регионами – расстояние между ними The only obstacle to the movement of goods between regions is the distance between them
	[30]	Пространственные различия цен Spatial price differences	Транспортные издержки Transportation costs
	[1]	Влияние санкций на степень интеграции регионов РФ Impact of sanctions on the degree of integration of Russian regions	Расстояние между регионами рассматривается как эффект границы, который приводит к увеличению цен и снижению объемов торговли Distance between regions is seen as a border effect, which leads to higher prices and lower trade volumes
Цены Prices	[12]	США, Россия, Украина, Европейский союз и Австралия USA, Russia, Ukraine, the European Union and Australia	Политические факторы Political factors
Комплекс факторов (уровень развития отрасли, расстояние, цены) Set of factors (level of industry development, distance, prices)	[6]	Межрегиональная интеграция на региональном продовольственном рынке на примере Забайкальского края Interregional integration in the regional food market: the example of the Trans-Baikal Territory	Конкурентные (количество и качество сельхозугодий, наличие трудовых ресурсов) и сравнительные (природные условия) преимущества территории, географическое положение (близость к государственным границам) Competitive (quantity and quality of agricultural land, availability of labor resources) and comparative (natural conditions) advantages of the territory, geographical location (proximity to state borders)
	[27]	Сельскохозяйственные культуры Бангладеш: рис и пшеница Bangladesh crops: rice and wheat	Стихийные бедствия, пандемия COVID-19, постпандемические экономические ограничения, политический конфликт между Россией и Украиной Natural disasters, the COVID-19 pandemic, post-pandemic economic restrictions, and political conflict between Russia and Ukraine
	[7]	Интегрированность агропродовольственного рынка России Integration of the Russian agri-food market	Расстояние между городами, различие доходов, индекс потребительских цен по России, уровень самообеспечения региона продовольствием, принадлежность города к одному региону и тренду Distance between cities, income differences, the consumer price index for Russia as a whole, the level of self-sufficiency in food in the region, the city belonging to the same region and trend
	[31]	Связь уровня цен с уровнем экономического развития региона и долей сельского хозяйства в ВВП Relationship between price levels and the level of economic development of the region and the share of agriculture in GDP	Положительная связь между ценами и среднедушевыми доходами в регионах Positive relationship between prices and per capita income in the regions

Вместе с тем, несмотря на значительный вклад отечественных и зарубежных ученых в решение актуальных задач исследования процессов формирования и интеграции продовольственных рынков, остается неразрешенным ряд вопросов. Во-первых, дискуссионными являются факторы и показатели, влияющие на формирование и интеграцию продовольственных рынков в условиях цифровой экономики. Во-вторых, на сегодняшний день отсутствует инструментарий оценки влияния цифровой экономики на процессы интеграции и преодоление неравенства между регионами. В-третьих, отсутствие единых мер государственного регулирования региональных продовольственных рынков, высокие барьеры входа на рынки сельскохозяйственной продукции придают вопросам развития единого экономического пространства важное значение. Доработки требует система показателей эффективности вариантов интеграции региональных продовольственных рынков. В-четвертых, назрела острая необходимость в выявлении и изучении влияния факторов на формирование и интеграцию региональных продовольственных рынков, связанных с введением внешнеторговых санкций.

Методы и результаты исследования

В работе рассмотрены рынки относительно однородной продукции с низкой степенью переработки (молока и молочной продукции, мясных полуфабрикатов, мяса). Настолько ограниченный круг рассматриваемых рынков объясняется большой трудоемкостью проводимого анализа в связи с большим объемом выборки.

Для анализа степени интегрированности рынков в качестве источника информации используются цены, так как статистика цен обширна и гораздо доступнее в сравнении со статистикой товарных потоков и тем более трансакционных издержек. Исходными данными для эмпирического анализа служат цены производителей, выраженные в рублях за тонну. Использование оптовых, а не розничных цен, снижает вероятность нарушения закона единой цены. Причина в том, что в розничные цены входят издержки обращения, которые разнятся по регионам. Они могут вызвать нарушения закона единой цены, даже если оптовые цены ему подчиняются.

Временные ряды охватывают период с января 1991 г. по декабрь 2023 г. с месячной периодичностью. Пропущенные наблюдения во временных рядах восстановлены с помощью линейной экстраполяции.

Анализ интеграции рынков продовольствия Приволжского округа проведен в четыре этапа (рис. 1).

На первом этапе проведено тестирование ценовых рядов на единичный корень и стационарность. Для этого использован подход, предложенный К.П. Глущенко [29].

Проверка равенства цен (или уровней цен) – обычная задача в исследованиях закона единой цены и паритета покупательской способности. С помощью линейного коинтеграционного соотношения устанавливается стационарность или нестационарность временного ряда относительных цен. Однако такой подход не в состоянии выявить промежуточный случай, когда временной ряд не является стационарным на рассматриваемом временном интервале, но стремится по времени к стационарному. Чтобы преодолеть эту трудность, вместо линейной модели построена нелинейная модель:

$$\frac{prt}{pst} = 1 + \gamma e^{\delta t}, \delta < 0,$$

где prt и pst – цена товара в регионах r и s в момент t .

При $\gamma = 0$ уравнение принимает вид

$$\frac{prt}{pst} = 1. \quad (1)$$

Уравнение (1) означает, что для регионов r и s закон единой цены выполняется.

<p>тестирование ценовых рядов на единичный корень и стационарность testing price series for unit root and stationarity</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Если гипотеза единичного корня не отвергается, регионы считаются неинтегрированными. Если единичный корень отвергается, r и s считаются интегрированными If the unit root hypothesis is not rejected, the regions are considered unintegrated. If the unit root hypothesis is rejected, r and s are considered integrated. • Рынки ПФО интегрированы по ценам Volga Federal District markets are integrated in terms of prices
<p>тестирование на причинность по Грейндджеру Granger causality testing</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Оценка влияния региона на формирование цен в других регионах (на примере Пермского края) Assessing a region influence on price formation in other regions (using the Perm region as an example). • На ценообразование в Пермском крае оказывает влияние 92,86 % регионов Приволжского округа (в отношении рынка молока), 50,00 % (в отношении рынка скота), 35,71 % (в отношении рынка яйца). Пермский край, в свою очередь, влияет на ценообразование на молоко в 78,57 % регионов Приволжского округа, на цены на скот в живом весе – в 50,00 % регионов, на яйцо – в 78,57 % In Perm Krai, 92.86% of the Volga Federal District regions influence milk pricing, 50.00% of the regions influence livestock pricing, and 35.71% of the regions influence egg pricing. Perm Krai, in its turn, influences milk pricing in 78.57% of the Volga Federal District regions, livestock pricing in 50.00% of the regions, and egg pricing in 78.57% of the regions
<p>динамика интеграции каждой отдельной пары пространственных сегментов рынка с помощью моделей σ- и β-сходимости цен в регионах dynamics of integration of each individual pair of spatial market segments using σ- and β-price convergence models in regions</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Цены на продукцию животноводства не интегрированы Livestock product prices are not integrated. • Выявленные тенденции противоречат полученным результатам при тестировании на единичный корень Identified trends contradict the results obtained in the unit root test
<p>построение авторегрессий, учитывающих цены предыдущего периода, сравнение качества моделей construction of autoregressions taking into account prices of the previous period, comparison of the quality of models</p>	<ul style="list-style-type: none"> • D – душевой доход/per capita income; • N – численность населения в регионе/population in the region; • L – расстояние между регионами/distance between regions; • P_{t-1} – уровень цен в предыдущий период/price level in the previous period; • $\ln(Pr/Ps) = \alpha (\ln(Dr/DS) + \beta * \ln(Nr/NS) + \gamma \ln L) + \ln(Pr/Ps)_{t-1} + \epsilon_{rs}$; • при взаимодействии между регионами возникают трансакционные издержки, которыми можно считать разницу между затратами на совершение сделки внутри региона и вне его/When interacting between regions, transaction costs arise, which can be considered as a difference between the costs of making a transaction within a region and outside it

Источник: составлено автором.
Source: compiled by the author.

Рис. 1. Этапы анализа интеграции рынков
Fig. 1. Stages of market integration analysis

Приведенные выше уравнения подразумевают сходимость к абсолютному паритету цен, то есть совершенную интеграцию, которая в действительности не наблюдается (только в редких случаях).

Оптимальным вариантом было бы использовать вместо 1 коэффициент произвольного постоянного соотношения цен α . Данные модели были изучены в работах D.C. Parsley, S.-J. Wei, C. Engel, J.H. Rogers [32, 33].

Но этот коэффициент должен отражать эффект только естественных помех, но не искусственных препятствий к интеграции рынка. Однако в рамках попарного анализа временных рядов разделить эти эффекты невозможно. Именно поэтому в качестве точки отсчета интеграции используется строгий закон единой цены, а любое детерминированное различие цен трактуется как признак неинтегрированности. Конечно, из-за этого интегрированность российского рынка может быть несколько недооценена.

Тестирование заключается в проверке того, что временной ряд $Prst$ не содержит единичный корень, то есть что процесс стационарен вокруг данного тренда, и, если это так, действительно ли ряд имеет затухающий тренд.

В работе К.П. Глущенко [29] тестировалась гипотеза $H1': \lambda = 0$ (против $\lambda < 0$). Для тестирования применена та же процедура, что и для $H1$. Отклонение гипотезы единичного корня интерпретируется как свидетельство того, что временной ряд колеблется вокруг нуля, то есть около равенства цен в r и s (а θ определяет «время полураспада» отклонений от равенства цен). Поэтому такие регионы классифицируются как интегрированные. Если гипотеза единичного корня не отвергается, регионы считаются неинтегрированными. Если единичный корень отвергается, r и s считаются интегрированными.

Следует указать на различную роль параметров γ и δ по сравнению с параметром λ . Первые два характеризуют долгосрочное поведение траектории цен, тогда как λ определяет краткосрочные свойства возврата на эту траекторию (которая в вырожденном случае $AR(1)$ представляет собой прямую линию вдоль оси времени, соответствующую равенству цен).

Для проверки гипотезы о наличии единичного корня использовался тест Дики–Фуллера. Временной ряд имеет единичный корень, или порядок интеграции один, если его первые разности образуют стационарный ряд. При помощи этого теста проверяют значение коэффициента a в авторегрессионном уравнении первого порядка $AR(1)$:

$$y_t = ay_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где y_t – временной ряд; ε_t – ошибка.

Если $a = 1$, то процесс имеет единичный корень, в этом случае ряд y_t не стационарен, является интегрированным временным рядом первого порядка – $I(1)$. Если $|a| < 1$, то ряд стационарный – $I(0)$.

Сравним результаты, полученные по регионам с толкающим рынком (Республика Марий Эл, Республика Мордовия, Удмуртская Республика, Чувашская Республика, Оренбургская область, Саратовская область), с результатами по регионам с тянувшим рынком (Республика Башкортостан, Республика Татарстан, Пермский край, Кировская область, Нижегородская область, Пензенская область, Самарская область, Ульяновская область). Первая выборка включает 6 регионов, что дает 6 пар, вторая – 8 регионов включая Пермский край, что дает 7 пар [34] (прил. 1).

Исходя из проведенного анализа можно заключить, что все регионы Приволжского округа интегрированы в отношении цен на молоко, крупный рогатый скот, яйцо. Важно отметить, что степень интеграции рынков не зависит от того, в паре с каким регионом – тянувшим или толкающим – рассматривается Пермский край.

Качество построенных моделей для рынка молока не превышает 80 %, в среднем 55 %, для рынка яйца – 70 %, в среднем 40 %, для рынка мяса – 90 %, в среднем 67 %.

Для обобщения представленного анализа проведем группировку регионов по степени интеграции (коэффициент λ) для каждого анализируемого рынка. Ориентировочно определим оптимальное количество групп с равными интервалами по формуле Стерджесса:

$$n = 1 + 3,322 \lg N = 1 + 3,322 \lg 14 = 4,$$

где N – численность единиц совокупности.

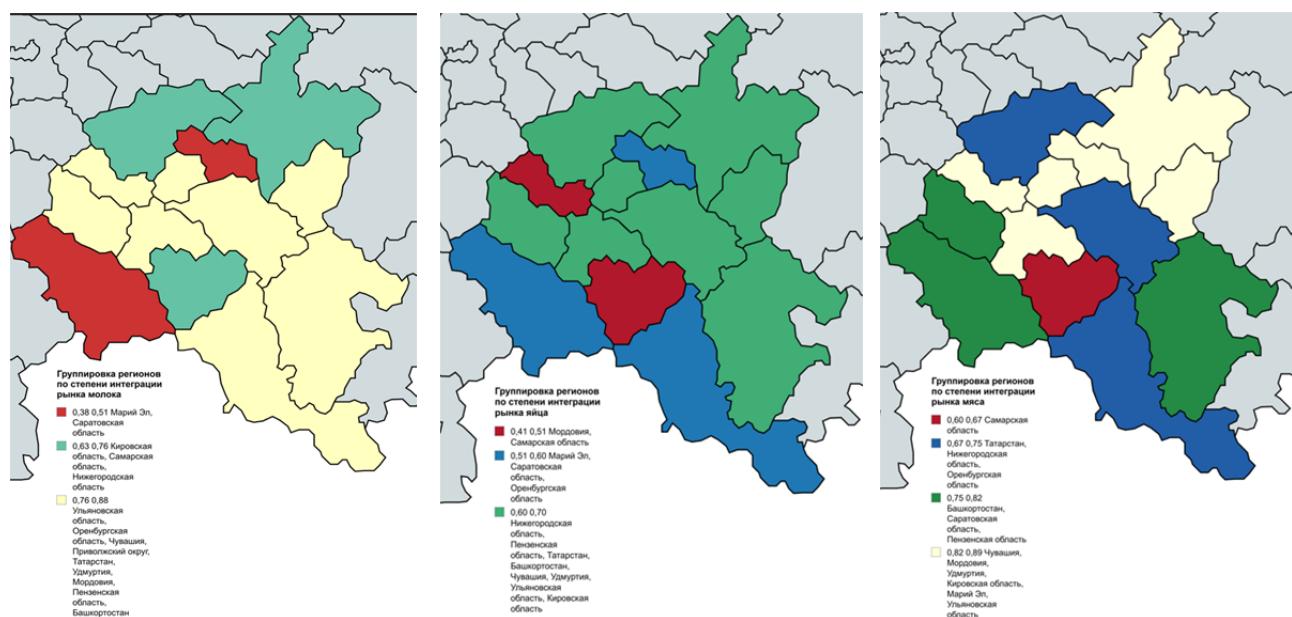
В нашем случае оптимальным число групп будет 4.

Длину интервала определим по формуле

$$i = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{n},$$

где x_{\max} , x_{\min} – наибольшее и наименьшее значение признака; n – число групп.

Полученные интервальные группы для каждого из трех анализируемых рынков представлены на рис. 2.



Источник: составлено автором.

Source: compiled by the author.

Рис. 2. Группировка регионов по степени интеграции рынков животноводческой продукции

Fig. 2. Grouping of regions by the degree of integration of livestock product markets

По результатам анализа рис. 2 можно сделать вывод о высокой степени интеграции на рынке молока и мяса по ценам, рынок яйца низкоинтегрирован.

На втором этапе проведено тестирование на причинность по Грейндже по примеру Глущенко с различным количеством лагов: $m = 3, 6$ и 12 . Результаты проведенного анализа интерпретируются следующим образом: на 5%-м уровне значимости, если $Prob. < 0,05$, то изменение цен в одном регионе оказывает влияние на другой, в противном случае ($Prob. > 0,05$) принимается гипотеза о том, что один ряд не является причиной другого (прил. 2).

В результате анализа представленных данных для шести лагов можно прийти к выводу, что на ценообразование в Пермском крае оказывает влияние 92,86 % регионов Приволжского округа (в отношении рынка молока), 50,00 % регионов (в отношении рынка скота). 35,71 % регионов (в отношении рынка яйца). Пермский край, в свою очередь, влияет на ценообразование на молоко в 78,57 % регионов Приволжского округа, цены на скот в живом весе – в 50,00 % регионов, на яйцо – в 78,57% регионов. Сложившееся соотношение может быть объяснено тем, что яйцом Пермский край себя практически полностью обеспечивает, более того – является его экспортёром. В отношении молока и скота ситуация значительно хуже: Пермский край не может полностью закрыть потребности в мясе и молоке, несмотря на развитие молочного животноводства. В результате цены на молоко в крае формируются под влиянием 92,86 % регионов Приволжского округа. Цены на скот в живом весе зависят от других регионов не более чем на 50 %.

На третьем этапе, согласно подходу К.П. Глущенко, изучена динамика интеграции каждой отдельной пары пространственных сегментов рынка с помощью моделей σ - и β -сходимости цен в регионах.

Результаты анализа полученных данных свидетельствуют о том, что цены на скот в живом весе в более чем половине регионов не интегрированы. Неинтегрированность регионов объясняется значениями найденных коэффициентов выше 1. На рынке молока ситуация еще хуже – интегрированы только три региона (Республика Башкортостан, Пензенская область, Удмуртская Республика). Также можно отметить наличие β -сходимости цен на молоко в Пермском крае с Приволжским округом в целом. Самой оптимальной является ситуация на рынке молока, так как из 14 проанализированных пар неинтегрированными выступают лишь три (Удмуртская Республика, Чувашская Республика, Республика Марий Эл), при этом Марий Эл имеет β -сходимость на рынке яйца. Выявленные тенденции противоречат полученным результатам при тестировании на единичный корень.

Для построения модели интеграции продовольственного рынка Пермского края с рынками других регионов Приволжского федерального округа необходимо сделать следующее предположение: на интегрированном рынке изменение спроса на товар в некотором регионе не оказывает влияния на цену товара в нем: цена определяется соотношением спроса и предложения на всем рынке.

Модели, включающие цены как единственную переменную, оказываются неинформативными. Несомненно, наиболее оптимальным показателем выступают транзакционные издержки, однако получить статистическую информацию о них достаточно сложно.

Одним из «явных» видов транзакционных издержек являются транспортные затраты. Признаком интеграции служит наличие зависимости различия цен между регионами от транспортных издержек.

Среди авторов сложились различные точки зрения относительно того, что является мерой степени интегрированности рынка. В качестве допустимых барьеров для признания рынка интегрированным принимают физические расстояния между сегментами рынка. В терминах транзакционных издержек это означает, что рынок определяется как интегрированный, если издержки внешней сделки превышают издержки внутренней не более чем на величину транспортных затрат. В некоторых работах в число допустимых барьеров включают также таможенные пошлины, нетарифные барьеры и др.

Ч. Энджел и Дж. Роджерс исходя из слабого закона единой цены вида рассматривают в качестве транзакционных издержек арбитража только транспортные затраты и заключают, что чем больше расстояние между городами, тем в большем диапазоне может колебаться различие цен между ними [33].

Некоторые авторы использовали модель, учитывающую транспортные издержки:

$$\Delta P = c + \beta Tariffs + ai,$$

где ΔP – по модулю разница цен между регионами; c – свободный член; $Tariffs$ – значение транспортного тарифа [35].

Если рассматривать такую составляющую издержек, как транспортные затраты, возникают некоторые трудности: например, железнодорожные тарифы различаются по видам товаров, маршрутам (в частности, имеются случаи, когда тариф на транспортировку груза между двумя пунктами в прямом и обратном направлении различен).

Предположение о пропорциональности транспортных (и вообще транзакционных) затрат цене товара хотя и удобно, но практически не возможно. Например, если в s товар вдвое дороже, чем в r , это будет означать, что его перевозка из s в r также вдвое дороже, чем из r в s . В действительности такое вряд ли возможно: по утверждениям специалистов, для обычных грузов (продовольственные товары и т. п.) доля составляющей, зависящей от цены груза, в общих затратах на транспортировку не превышает единиц процентов.

Таким образом, более реалистично принять транспортные затраты для данных товара и пары регионов (r, s) постоянными, если трансакционные издержки содержат, кроме транспортных затрат, и другие компоненты. Например, в регионе r может действовать административный запрет на вывоз сельскохозяйственной продукции, в то время как в s такого запрета нет.

Поэтому транспортные затраты оцениваются, как правило, косвенно: в качестве их индикатора используются расстояния (в предположении, что транспортные затраты нелинейно – с убывающей скоростью – растут с расстоянием). Из-за трудностей измерения трансакционных издержек операциональное определение интеграции на основе только данного показателя вряд ли возможно (из-за чего такие определения не встречаются в литературе). Поэтому, если он используется, то лишь в сочетании с ценами.

Зависимой переменной в рассматриваемой модели будут являться цены производителей на продукцию животноводства, проанализированные ранее. Ценовые ряды представляют собой соотношение цен на начало каждого месяца рассматриваемого периода времени.

Исходя из анализа работ некоторых авторов, можно предложить к рассмотрению следующие факторы:

1. Соотношение цен на товары в регионах в определенный промежуток времени.
2. Соотношение численности населения регионов.
3. Показатель душевых доходов (представляет собой денежные доходы на душу населения в регионе).
4. Расстояния между регионами, которые по большей части представляют собой кратчайшие расстояния между центральными городами регионов. Они взяты на основе анализа данных, представленных в общем доступе, и выбора наиболее оптимальных измерений. Выбор был произведен с учетом наибольшей дешевизны железнодорожного транспорта. Если в регионе отсутствует железная дорога, то измерялось расстояние при передвижении речным или автомобильным транспортом с приоритетом первого. A. Alfaro-Urena, J. Castro-Vincenzi, S. Fanelli, E. Morales в качестве расстояния между регионами используют взвешенное по численности населения гармоническое среднее расстояний между городами [36].
5. Свободный член с можно рассматривать как результат воздействия на цены других факторов, в том числе административных барьеров или других скрытых барьеров.

Пусть P_r – цена товара в регионе r ; Dr – душевой доход в r ; Nr – численность населения в регионе r ; $D(\bullet)$ – функция спроса; $S(\bullet)$ – функция предложения, тогда условие рыночного равновесия выглядит следующим образом:

$$D(Pr, Dr, Nr) = S(Pr). \quad (2)$$

Решив относительно P уравнение (2), получаем цену как функцию от душевого дохода. При некоторых дополнительных допущениях ее можно выразить как

$$P_r = kI_r^\alpha N_r^\beta.$$

Пусть Pr и Ps – цена товара в регионах r и s в момент времени t , тогда закон единой цены будет выражаться как

$$Pr/Ps = 1$$

или в логарифмическом виде

$$\ln(Pr/Ps) = 0.$$

Полученное равенство является формализованным критерием интегрированности сегментов рынка r и s .

Тогда логарифм отношения цен в регионах r и s будет иметь вид

$$\ln(Pr/Ps) = \alpha \ln(Dr/DS) + \beta \ln(Nr/NS), \quad (3)$$

где α представляет собой эластичность различия цен по разнице душевых доходов, β характеризует эластичность различия цен по разнице в количестве потребителей.

Выражение (3) описывает собой модель закона единой цены в строгой форме, требующей точного равенства цен в любой паре регионов.

Чтобы перейти к слабой форме закона, допускающей различие цен на величину транспортных издержек, нужно «очистить» от них отношение цен:

$$\ln(Pr/Ps) - \ln Trs = \alpha \ln(Dr/Ds) + \beta \ln(Nr/NS) \text{ или}$$

$$\ln(Pr/Ps) = \alpha \ln(Dr/Ds) + \beta \ln(Nr/NS) + \ln Trs,$$

где Trs – транспортные издержки к цене товара, %.

Транспортные издержки зависят от расстояния между регионами. Введем новую переменную Lrs – расстояние между регионами. Предположим, что $\ln Trs = \gamma \ln Lrs$, получаем:

$$\ln(Pr/Ps) = \alpha \ln(Dr/Ds) + \beta \ln(Nr/NS) + \gamma \ln Lrs.$$

Величина β характеризует интегрированность рынка: чем меньше β , тем сильнее интегрирован рынок, а случай $\beta = 0$ соответствует интегрированному рынку.

С учетом в последнем выражении случайных возмущений εrs приходим к эконометрическому варианту модели:

$$\ln(Pr/Ps) = \alpha \ln(Dr/Ds) + \beta \ln(Nr/NS) + \gamma \ln Lrs + \varepsilon rs,$$

где α , β , γ – неизвестные (подлежащие оценке) коэффициенты; γ – эластичность различия цен по расстоянию; D – душевой доход; N – численность населения в регионе; L – расстояние между регионами.

Представленная регрессия оценивается по пространственному ряду наблюдений для каждой пары регионов, где N – количество регионов в выборке.

Для получения картины динамики интеграции соответствующего рынка необходима оценка величины β для каждого момента t некоторого периода, $t = 1, \dots, T$.

В это же уравнение для устранения автокорреляции Г.Г. Канторович предлагает добавить соотношение цен в предшествующий период. Для этого рассмотрим авторегрессионную модель:

$$\ln(Pr/Ps) = \alpha \ln(Dr/DS) + \beta \ln(Nr/NS) + \gamma \ln Lrs + \ln(Pr/Ps)t - 1 + \varepsilon rs. \quad (4)$$

В уравнении (4) появилась переменная $\ln(Pr/Ps)$ с запаздыванием, то есть регрессия переменной на саму себя. Именно поэтому такое уравнение и назвали авторегрессионным [37].

Степень сходимости рынка определяется прежде всего значениями коэффициентов перед переменными в уравнении: α показывает эластичность цен по разнице среднедушевых доходов (чем меньше α , тем сильнее интегрирован рынок), β показывает эластичность цен по разнице в численности населения (чем меньше β , тем сильнее интегрирован рынок), γ показывает эластичность цен в зависимости от расстояния между регионами (чем меньше γ , тем сильнее интегрирован рынок).

Построим модели зависимости цен на каждом отдельном рассматриваемом рынке. При этом сравним на качество две модели – учитывающую и не учитывающую цену предшествующего периода, например:

- $\log(yaf99) \log(df99) nf99 l c$ – первая модель без предыдущего значения;
- $\log(yaf99) \log(df99) nf99 l \log(yaya99) c$ – вторая модель с предшествующим значением.

Была проведена серия тестов модели множественной линейной регрессии, построенной с использованием панельных данных. Зависимости были построены за период 1991–2022 гг. с интервалом 1 месяц.

В ходе построения моделей была проанализирована значимость отдельных переменных и модели в целом. Качество переменных оценивалось на 5%-м уровне значимости с помощью t-критерия Стьюдента. Если $Prob. > 0,05$, то коэффициент незначим, если $Prob. < 0,05$, то коэффициент значим.

Сами построенные модели оценивались по двум критериям:

- по критерию R-квадрат (степень, с которой данная модель описывает действительность);
- по F-критерию Фишера (качество всей модели оценивалась на 5%-м уровне значимости): если $Prob. > 0,05$, то модель незначима, если $Prob. < 0,05$, то значима.

Выборочные результаты построения моделей представлены в прил. 3. Более значимыми и правдоподобными при описании зависимости цен от численности населения и транспортных издержек выступают модели с учетом цены прошлого периода. Вместе с тем такие факторы, как душевой доход, численность населения в регионе, расстояние между регионами, не значимы в построенных моделях. Значимым коэффициентом в моделях обеих типов выступил уровень цен в предыдущий период (вклад в формирование цены от 13 до 130 % в зависимости от месяца исследования). Расстояние между регионами L формирует цены на едином экономическом пространстве на 20–35 %. Свободный коэффициент (иные факторы) описывают цены на продовольствие на 15–30 %. Разброс цен на продовольствие в динамике свидетельствует о неинтегрированном экономическом пространстве Приволжского федерального округа, влиянии на формирование цен случайных факторов.

Заключение (выводы)

Вопросы формирования и интеграции продовольственных рынков должны рассматриваться в контексте современных проблем глобализации, цифровизации. В ходе разработки факторной модели формирования и интеграции продовольственных рынков необходимо учесть влияние социальных факторов, уровня цифровизации экономики, искусственных ограничений, введенных государствами и вертикальными структурами. В основу исследования могут быть положены не только производственная безопасность населения, но и коренное изменение человеческой сущности, переход от физического и умственного труда к всеобщему (духовному). Помимо традиционных факторов, влияющих на формирование и интеграцию рынков (цены, транспортные издержки, расстояние между регионами, уровень жизни населения, степень обеспечения региона средствами связи, доля инновационной экономики в ВРП, наличие торговых ограничений и т. д.), необходимы оценка и выявление новых факторов, способных оказать влияние на продовольственную безопасность. В свете современных исторических событий рассмотрение вопросов интеграции рынков невозможно без учета внешнеэкономических и социокультурных факторов.

Тестирование степени интеграции продовольственных рынков животноводческой продукции было проведено разными методами. Во-первых, было проведено тестирование ценовых рядов на единичный корень и стационарность. Если гипотеза единичного корня не отвергается, регионы считаются неинтегрированными. Если единичный корень отвергается, регионы r и s считаются интегрированными. Результат тестирования показал, что рынки Приволжского федерального округа интегрированы по ценам. Во-вторых, было проведено тестирование на причинность по Грейндже, в ходе которого было оценено влияние одного региона на формирование цен в других регионах (на примере Пермского края). Тестирование показало, что на ценообразование в Пермском крае оказывает влияние 92,86 % регионов Приволжского округа (в отношении рынка молока), 50,00 % регионов (в отношении рынка скота). 35,71 % регионов (в отношении рынка яйца). Пермский край, в свою очередь, влияет на ценообразование на молоко в 78,57 % регионов Приволжского округа, на цены на скот в живом весе в 50,00 % регионов, на яйцо – в 78,57 % регионов. В-третьих, была изучена ди-

намика интеграции каждой отдельной пары пространственных сегментов рынка с помощью моделей σ - и β -сходимости цен в регионах. Названные модели показали, что цены на продукцию животноводства не интегрированы. Выявленные тенденции противоречат полученным результатам при тестировании на единичный корень.

Для повышения качества построенных моделей в рамках оценки интеграции продовольственных рынков построены авторегрессии, учитывающие цены предыдущего периода, с использованием следующих факторов: D – душевой доход; N – численность населения в регионе; L – расстояние между регионами; $P - 1$ – уровень цен в предыдущий период. При взаимодействии между регионами возникают трансакционные издержки, которыми можно считать разницу между затратами на совершение сделки внутри региона и вне его, выраженные как расстояние между регионами. Оценка интеграции рынков продовольствия с помощью многофакторных моделей с включенными ценами прошлого периода и без их включения показала высокую значимость построенных моделей с включенными ценами прошлого периода. Вместе с тем в основной части уравнений значимыми коэффициентами выступили цены предыдущего периода, однако включенные в модель факторы (душевой доход, численность населения в регионе, расстояние между регионами) оказались незначимыми для прогнозирования цен в регионах.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ступникова А.В. Влияние санкций на уровень интеграции российского рынка овощей // Пространственная Экономика. – 2015. – № 3. – С. 74–96. DOI: 10.14530/se.2015.3.074-096. EDN: VCHKBD.
2. Злобин Е.Ф. Управление агропромышленным холдингом. – М.: АгриПресс, 2007. – 240 с.
3. Ворожейкина Т.М. Влияние состояния регионального продовольственного рынка на организацию взаимоотношений его участников // Экономика сельскохозяйственных и перерабатывающих предприятий. – 2008. – № 8. – С. 70–72. EDN: JULZAT.
4. Гусаков В.Г., Ильина З.М., Бельский В.И. Продовольственная безопасность: термины и понятия. Энциклопедический справочник. – Минск: Белорусская наука, 2008. – 535 с.
5. Rose A.K. One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade. URL: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7432/w7432.pdf (дата обращения 12.06.2025).
6. Гантимуров Н.И. Формирование и развитие межгосударственных межрегиональных продовольственных связей в региональном продовольственном рынке // Российский экономический интернет-журнал. – 2007. – № 1. – С. 1–5. EDN: PYEGRN.
7. Gardner B., Brooks K.N. Food prices and market integration in Russia: 1992–1994 // American Journal of Agricultural Economics. – 1994. – Vol. 76. – Iss. 3. – P. 641–646. DOI: <https://doi.org/10.2307/1243681>.
8. Махновский Д.Е. Современное экономическое развитие приграничных регионов северо-запада России и соседних государств // Север и Арктика в новой парадигме мирового развития. Лузинские чтения – 2022: материалы XI Международной научно-практической конференции. – Апатиты: Изд-во ФИЦ КНЦ РАН, 2022. – С. 105–106. EDN: ZSPZHQ.
9. Оборин М.С. Влияние агропромышленной интеграции на пространственное развитие сельских территорий // Экономика. Налоги. Право. – 2021. – Т. 14. – № 6. – Р. 116–126. DOI: 10.26794/1999-849X-2021-14-6-116-126 EDN: TSUVAH.
10. Кузавко А.С. Приграничные регионы в условиях интеграции: теоретические оценки и практические результаты // Вестник Института экономики Российской академии наук. – 2023. – № 2. – С. 108–130. DOI: 10.52180/2073-6487_2023_2_108_130. EDN: WMGGWU.
11. Вильданова А.Н., Хайбиева Л.Р. Коронавирус и его влияние на эффективность грузовых железнодорожных перевозок // Теория права и межгосударственных отношений. – 2021. – № 5. – С. 134–140. EDN: JEIOKU.
12. Cao Yi, Turvey Calum G., Kaiser Harry M. Integration, insulation, and realignment: global wheat market dynamics in the Russia-Ukraine war. URL: <https://ssrn.com/abstract=5284404> (дата обращения 12.06.2025).
13. Amendments to the listing schedule for all futures and options of the Ukrainian wheat (Platts), Black Sea wheat financially settled (Platts), and Black Sea corn financially settled (Platts) contracts and the temporary suspension of trading and clearing of the contracts // CME Group. URL: <https://www.cmegroup.com/notices/ser/2023/08/SER-9233.html> (дата обращения 12.06.2025).
14. Bai J., Perron P. Computation and analysis of multiple structural change models // Journal of Applied Econometrics. – 2003. – Vol. 18. – Iss. 1. – P. 1–22. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.659>.
15. Working H. War and commodity prices // Journal of the American Statistical Association. – 1940. – Vol. 35. – Iss. 210. – P. 309–324. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1940.10502043>.

16. Goychuk K., Meyers W.H. Black Sea and world wheat market price integration analysis // Can J Agric Econ. – 2014. – Vol. 62. – Iss. 4. – P. 245–261. DOI: <https://doi.org/10.1111/cjag.12025>.
17. Svanidze M., Đurić I. Global wheat market dynamics: what is the role of the EU and the Black Sea wheat exporters? // Agriculture. – 2021. – № 11 (8). – 799. DOI: <https://doi.org/10.3390/agriculture11080799>.
18. Dethier J., Effenberger A. Agriculture and development: a brief review of the literature // Economic Systems. – 2012. – Vol. 36. – Iss. 2. – P. 175–205. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.09.003>.
19. Construction of grain price determinants analysis model based on structural vector autoregressive model / S. Wang, M. Zhang, Y. Wang, H. Meng // Scientific Programming. – 2022. DOI: <https://doi.org/10.1155/2022/5694780>.
20. Snapshot – Australian wheat exports // Australian Government, Department of Agriculture, Fisheries and Forestry. URL: <https://www.agriculture.gov.au/about/news/australian-wheat-export-snapshot-jan-23> (дата обращения 12.06.2025).
21. Climate impacts on global agriculture emerge earlier in new generation of climate and crop models Publication date / J. Jägermeyr, Ch. Müller, A.C. Ruane, J. Elliott, J. Balkovic, O. Castillo, B. Faye, I. Foster, Ch. Folberth, J.A. Franke, K. Fuchs, J.R. Guarin, J. Heinke, G. Hoogenboom, T. Iizumi, A.K. Jain, D. Kelly, N. Khabarov, S. Lange, Tzu-Shun Lin, W. Liu, O. Mialyk, S. Minoli, E.J. Moyer, M. Okada, M. Phillips, Ch. Porter, S. Rabin, C. Scheer, J.M. Schneider, J.F. Schyns, R. Skalsky, A. Smerald, T. Stella, H. Stephens, H. Webber, F. Zabel, C. Rosenzweig // Nature Food. – 2021. – № 2. – P. 873–885.
22. Aloisi S., Polityuk P. Insight: thousands of goods railcars stuck at Ukraine's border as war hits exports // Reuters. – 2022. URL: <https://www.reuters.com/world/europe/thousands-goods-railcars-stuck-ukraines-border-war-hits-exports-2022-04-07/> (дата обращения 12.06.2025).
23. Huffstutter P.J., Flowers B. Insight: end of cheap money for U.S. farmers plows trouble into food production // Reuters. – 2022. URL: <https://www.reuters.com/markets/commodities/end-cheap-money-us-farmers-plows-trouble-into-food-production-2022-11-22/> (дата обращения 12.06.2025).
24. Impact of climate change, weather extremes, and price risk on global food supply / M.G. Haile, T. Wossen, K. Tesfaye, J. von Braun // Econ Disasters Clim Change. – 2017. – № 1 (1). – P. 55–75. DOI: <https://doi.org/10.1007/s41885-017-0005-2>.
25. Braun K. USA, former wheat giant, posts a 40-year export low as demand sags // Reuters. – 2023. URL: <https://www.reuters.com/markets/commodities/usa-former-wheat-giant-posts-40-year-40export-low-demand-sags-2023-01-10/> (дата обращения 12.06.2025).
26. Black Sea Grain Initiative offers hope, shows power of trade // UNCTAD. – 2022. URL: <https://unctad.org/news/black-sea-grain-initiative-offers-hope-shows-power-trade> (дата обращения 12.06.2025).
27. The impact of staple crop price instability and fragmented policy on food security and sustainable development: a case study from Bangladesh / Z. Ahmed, A. Kadir, R. Alam, Hafiz-Al-Rezoan, Md. Aminul Haque Laskor // Discover Sustainability. – 2025. – Vol. 6. – article number 79. DOI: <https://doi.org/10.1007/s43621-025-00878-7>.
28. Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // Journal of Econometrics. – 1986. – Vol. 31. – Iss. 3. – P. 307–327. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1).
29. Глущенко К.П., Химич А.Е. Динамика интеграции рынков продовольственных товаров в России // Регион: экономика и социология. – 2007. – № 4. – С. 74–87.
30. De Masi, Paula and Koen, Vincent, Relative Price Convergence in Russia (May 1995). IMF Working Paper No. 95/54. URL: <https://ssrn.com/abstract=883202> (дата обращения 12.06.2025).
31. Зарова Е.В., Проживина Н.Н. Спрос на продовольственном рынке региона: методология статистического исследования. – М.: Изд-во Рос. экон. акад. им. Г.В. Плеханова, 2000. – 172 с.
32. Parsley D.C., Wei S.-J. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations // The Quarterly Journal of Economics. – 1996. – Volume 111. – Issue 4. – P. 1211–1236. DOI: <https://doi.org/10.2307/2946713>.
33. Engel C., Rogers J.H. How wide is the border? // American Economic Review. – 1996. – Vol. 86. – № 5. – P. 1112–1125. DOI: [10.1257/aer.86.5.1112](https://doi.org/10.1257/aer.86.5.1112).
34. Мазеина Е.А. Оценка интеграции региональных продовольственных рынков Приволжского федерального округа // Статистика – главный информационный ресурс современного общества: сборник статей по материалам Всероссийской научно-практической конференции. – Пермь: Пермский государственный национальный исследовательский университет, 2025. – С. 98–109. EDN: YBNAQA.
35. Юсупова Г.Ф. Действует ли закон единой цены на российских рынках (на примере рынка пшеницы). – М.: ГУ ВШЭ, 2004. – 30 с.
36. Firm export dynamics in interdependent markets / A. Alfaro-Urena, J. Castro-Vincenzi, S. Fanelli, E. Morales. URL: <https://ssrn.com/abstract=4553614> (дата обращения 12.06.2025).
37. Канторович Г.Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал ВШЭ. – 2003. – Т. 7. – № 1. – С. 79–103. EDN: YYSVZ.

Информация об авторе

Екатерина Александровна Мазеина, аспирант кафедры мировой и региональной экономики, экономической теории Пермского государственного национального исследовательского университета, Россия, 614990, г. Пермь, ул. Букирева, 15; ekaterina-mazeina@yandex.ru

Поступила в редакцию: 13.07.2025

Поступила после рецензирования: 20.10.2025

Принята к публикации: 25.12.2025

REFERENCES

1. Stupnikova A.V. The Sanctions impact on the integration level of the Russian market of vegetables. *Spatial Economics*, 2015, no. 3, pp. 74–96. (In Russ.) DOI: 10.14530/se.2015.3.074-096. EDN: VCHKBD.
2. Zlobin E.F. *Management of an agro-industrial holding*. Moscow, AgriPress Publ., 2007. 240 p. (In Russ.)
3. Vorozheykina T.M. The influence of the state of the regional food market on the organization of relationships between its participants. *Economy of agricultural and processing enterprises*, 2008, no. 8, pp. 70–72. (In Russ.) EDN: JULZAT.
4. Gusakov V.G., Ilyina Z.M., Belsky V.I. *Food security: terms and concepts. Encyclopedic reference book*. Minsk, Belarusian science Publ., 2008. 535 p. (In Russ.)
5. Rose A.K. *One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade*. Available at: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7432/w7432.pdf (accessed 12 June 2025).
6. Gantimurov N.I. Formation and development of interstate interregional food relations in the regional food market. *Russian Economic Internet Journal*, 2007, no. 1, pp. 1–5. (In Russ.)
7. Gardner B., Brooks K.N. Food Prices and Market Integration in Russia: 1992–1994. *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, vol. 76, Iss. 3, pp. 641–646. DOI: <https://doi.org/10.2307/1243681>.
8. Makhnovsky D.E. Modern economic development of border regions of northwestern Russia and neighboring states. *The North and the Arctic in the new paradigm of world development. Luzin Readings – 2022. Proc. of the XI International Scientific and Practical Conference*. Apatity, Federal Research Center of the Kola Science Center of the Russian Academy of Sciences Publ. house, 2022. pp. 105–106. (In Russ.) EDN: ZSPZHQ.
9. Oborin M.S. The impact of agro-industrial integration on the spatial development of rural areas. *Economy. Taxes. Law*, 2021, vol. 14, no. 6, pp. 116–126. (In Russ.) DOI: 10.26794/1999-849X_2021-14-6-116-126 EDN: TSUVAH
10. Kuzavko A.S. Border regions in conditions of integration: theoretical estimations and practical results. *Vestnik instituta ekonomiki Rossiyskoy akademii nauk*, 2023, no. 2, pp. 108–130. (In Russ.) DOI: 10.52180/2073-6487_2023_2_108_130. EDN: WMGGWU.
11. Vildanova A.N., Khaibieva L.R. Coronavirus and its impact on the efficiency of freight rail transportation. *Theory of Law and Interstate Relations*, 2021, no. 5, pp. 134–140. (In Russ.) EDN: JEIOKU.
12. Cao Yi, Turvey Calum G., Kaiser Harry M. *Integration, insulation, and realignment: global wheat market dynamics in the Russia-Ukraine war*. Available at: <https://ssrn.com/abstract=5284404> (accessed 12 June 2025).
13. Amendments to the listing schedule for all futures and options of the Ukrainian wheat (Platts), Black Sea wheat financially settled (Platts), and Black Sea corn financially settled (Platts) contracts and the temporary suspension of trading and clearing of the contracts. *CME Group*. Available at: <https://www.cmegroup.com/notices/ser/2023/08/SER-9233.html> (accessed 12 June 2025).
14. Bai J., Perron P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, vol. 18, Iss. 1, pp. 1–22. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.659>.
15. Working H. War and commodity prices. *Journal of the American Statistical Association*, 1940, vol. 35, Iss. 210, pp. 309–324. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1940.10502043>.
16. Goychuk K., Meyers W.H. Black Sea and world wheat market price integration analysis. *Can J Agric Econ.*, 2014, vol. 62, Iss. 4, pp. 245–261. DOI: <https://doi.org/10.1111/cjag.12025>.
17. Svanidze M., Đurić I. Global wheat market dynamics: what is the role of the EU and the Black Sea wheat exporters? *Agriculture*, 2021, no. 11 (8), 799. DOI: <https://doi.org/10.3390/agriculture11080799>.
18. Dethier J., Effenberger A. Agriculture and development: a brief review of the literature. *Economic Systems*, 2012, vol. 36, Iss. 2, pp. 175–205. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.09.003>.
19. Wang S., Zhang M., Wang Y., Meng H. Construction of grain price determinants analysis model based on structural vector autoregressive model. *Scientific Programming*, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1155/2022/5694780>.
20. Snapshot – Australian wheat exports. *Australian Government, Department of Agriculture, Fisheries and Forestry*. Available at: <https://www.agriculture.gov.au/about/news/australian-wheat-export-snapshot-jan-23> (accessed 12 June 2025).

21. Jägermeyr J., Müller Ch., Ruane A.C., Elliott J., Balkovic J., Castillo O., Faye B., Foster I., Folberth Ch., Franke J.A., Fuchs K., Guarin J.R., Heinke J., Hoogenboom G., Iizumi T., Jain A.K., Kelly D., Khabarov N., Lange S., Tzu-Shun Lin, Liu W., Mialyk O., Minoli S., Moyer E.J., Okada M., Phillips M., Porter Ch., Rabin S., Scheer C., Schneider J.M., Schyns J.F., Skalsky R., Smereald A., Stella T., Stephens H., Webber H., Zabel F., Rosenzweig C. Climate impacts on global agriculture emerge earlier in new generation of climate and crop models Publication date. *Nature Food*, 2021, no. 2, pp. 873–885.
22. Reidy J. Russia temporarily bans grain exports to Eurasian Economic Union. *World-Grain.com*. 2022. Available at: <https://www.world-grain.com/articles/16623-russia-temporarily-bans-grain-exports> (accessed 12.06.2025).
23. Huffstutter P.J., Flowers B. Insight: End of cheap money for U.S. farmers plows trouble into food production. *Reuters*. 2022. Available at: <https://www.reuters.com/markets/commodities/end-cheap-money-us-farmers-plows-trouble-into-food-production-2022-11-22/> (accessed 12.06.2025).
24. Haile M.G., Wossen T., Tesfaye K., Von Braun J. Impact of climate change, weather extremes, and price risk on global food supply. *Econ Disasters Clim Change*, 2017, no. 1 (1), pp. 55–75. DOI: <https://doi.org/10.1007/s41885-017-0005-2>.
25. Sakai Y., Estudillo J.P., Fuwa N., Higuchi Y., Sawada Y. Do natural disasters affect the poor disproportionately? Price change and welfare impact in the aftermath of Typhoon Milenyo in the rural Philippines. *World Dev.*, 2017, vol. 94, pp. 16–26. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.036>.
26. Bairagi S., Mishra A.K., Mottaleb K.A. Impacts of the COVID-19 pandemic on food prices: Evidence from storable and perishable commodities in India. *PLoS ONE*, 2022, vol. 17 (3), e0264355. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264355>
27. Ahmed Z., Kadir A., Alam R., Hafiz-Al-Rezoan, Md. Aminul Haque Laskor. The impact of staple crop price instability and fragmented policy on food security and sustainable development: a case study from Bangladesh. *Discover Sustainability*, 2025, vol. 6, article number 79. DOI: <https://doi.org/10.1007/s43621-025-00878-7>.
28. Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 1986, vol. 31, Iss. 3, pp. 307–327. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1).
29. Glushchenko K.P., Khimich A.E. Dynamics of integration of food markets in Russia. *Region: economics and sociology*, 2007, no. 4, pp. 74–87.
30. De Masi, Paula and Koen, Vincent, *Relative Price Convergence in Russia (May 1995)*. IMF Working Paper No. 95/54, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=883202>
31. Zarova E.V., Zhizhina N.N. *Demand in the food market of the region: methodology of statistical research*. Moscow, Russian Economics. Plekhanov Academy of Economics Publ. House, 2000. 172 p.
32. Parsley D.C., Wei S.-J. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, vol. 111, Iss. 4, pp. 1211–1236. DOI: <https://doi.org/10.2307/2946713>.
33. Engel C., Rogers J.H. How wide is the border? *American Economic Review*, 1996, vol. 86, no. 5, pp. 1112–1125. DOI: [10.1257/aer.86.5.1112](https://doi.org/10.1257/aer.86.5.1112).
34. Mazeina E.A. Analysis of the integration of regional food markets in the Volga federal district. *Statistics is the main information resource of modern society. Collection of articles based on the materials of the All-Russian scientific and practical conference*. Perm, Perm State National Research University Press, 2025. pp. 98–109. (In Russ.) EDN: YBNAQA.
35. Yusupova G.F. *Does the law of a single price work in Russian markets (using the wheat market as an example)?* Moscow, HSE Publ., 2004. 30 p. (In Russ.)
36. Alfaro-Urena A., Castro-Vincenzi J., Fanelli S., Morales E. *Firm export dynamics in interdependent markets*. Available at: <https://ssrn.com/abstract=4553614> (accessed 12 June 2025).
37. Kantorovich G.G. Time series analysis. *HSE Economic Journal*, 2003, vol. 7, no. 1, pp. 79–103. (In Russ.) EDN: YY SZVZ.

Information about the author

Ekaterina A. Mazeina, Postgraduate Student, Perm State National Research University, 15, Bukirev street, Perm, 614990, Russian Federation; ekaterina-mazeina@yandex.ru

Received: 13.07.2025

Revised: 20.10.2025

Accepted: 25.12.2025

Приложение 1**Результаты тестирования на единичный корень**

Модель	Тест на единичный корень $\lambda < 1$	R-squared	Adjusted R-squared	Akaike info criterion	Schwarz criterion	Тест Бреуша–Годфри (автокорреляция), отсутствие – больше 0,05, 1 лаг, 2 лага, 3 лага	ARCH Test (гетероскедастичность) Prob(F-statistic), отсутствие – больше 0,05	Тест Жака–Бера (нормальность распределения), больше 0,05
Рынок яйца								
Толкающий рынок								
yapermmari c yapermmari(-1)	0,594542	0,371726	0,367038	-1,909205	-1,866371	0,900740 0,462683	0,001966	0,000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
yapermmord c yapermmord(-1)	0,414910	0,179249	0,173124	-1,335897	-1,293064	0,487412 0,723683	0,003279	0,00
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
yapermudmurt c yapermudmurt(-1)	0,685835	0,485623	0,481784	-2,334625	-2,291792	0,273043 0,214167	0,891851	0,000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
yapermtchuvash c yapermtchuvash(-1)	0,676880	0,483676	0,479823	-2,315757	-2,272924	0,122104 0,264457	0,362654	0,0000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
yapermorenb c yapermorenb(-1)	0,571773	0,333782	0,328810	-1,904346	-1,86151	0,868191 0,971899	0,002349	0,0012
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
yapermsarat c yapermsarat(-1)	0,572370	0,336799	0,331850	-2,265726	-2,222892	0,600276 0,826295	0,234393	0,000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
Толкающие рынки								
yapermbaskortos c yapermbaskortos(-1)	0,675878	0,427491	0,423219	-0,479784	-0,436951	0,381669	0,000647	0,00
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
yapermkirov c yapermkirov(-1)	0,695108	0,485671	0,481833	-1,853320	-1,810487	0,644768	0,512528	0,00
	Есть единичный корень, ряд не стационарен					Нет автокорреляции	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
yapermnigeg c yapermnigeg(-1)	0,632157	0,418746	0,414408	-2,106265	-2,063432	0,855677	0,155773	0,0021

Модель	Тест на единичный корень $\lambda < 1$	R-squared	Adjusted R-squared	Akaike info criterion	Schwarz criterion	Тест Бреуша–Годфри (автокорреляция), отсутствие – больше 0,05, 1 лаг, 2 лага, 3 лага	ARCH Test (гетероскедастичность) Prob(F-statistic), отсутствие – больше 0,05	Тест Жака–Бера (нормальность распределения), больше 0,05
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
yapermpenz c yapermpenz(-1)	0,638192	0,407889	0,403470	-1,584243	-1,541410	0,086996 0,091336	0,854994	0,00
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
yapermsamar c yapermsamar(-1)	0,502918	0,256874	0,251328	-1,000996	-0,958163	0,335838 0,497183	0,002015	0,1755
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет автокорреляции	Есть гетероскедастичность	Нормальное распределение
yapermtatar c yapermtatar(-1)	0,665967	0,427198	0,422924	-1,605076	-1,562243	0,046920 0,068974	0,961700	0,000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть автокорреляция (лаг 1) Нет автокорреляции (лаг 2)	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
yapermulyanov c yapermulyanov(-1)	0,686681	0,524695	0,521148	-2,020550	-1,977717	0,066741 0,120234	0,098070	0,137
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Нормальное распределение
yapermprivil c yapermprivil(-1)	0,789470	0,656899	0,654338	-2,777831	-2,734997	0,312753 0,493510	0,008668 0,062745	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Есть гетероскедастичность (лаг 1). Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
Рынок молока								
Толкающий рынок								
mpermari c mpermari(-1)	0,382183	0,146064	0,139691	-0,101839	-0,059006	0,000239	0,007407	0,0000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermmod c mpermmod(-1)	0,834592	0,679240	0,676846	-3,301317	-3,258484	0,188389 0,000449	0,620240	0,00000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК (лаг 1). Есть АК (лаг 2)	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermorenb c mpermorenb(-1)	0,785777	0,631826	0,629078	-3,382848	-3,340015	0,001745	0,949986	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение

Модель	Тест на единичный корень $\lambda < 1$	R-squared	Adjusted R-squared	Akaike info criterion	Schwarz criterion	Тест Бреуша–Годфри (автокорреляция), отсутствие – больше 0,05, 1 лаг, 2 лага, 3 лага	ARCH Test (гетероскедастичность) Prob(F-statistic), отсутствие – больше 0,05	Тест Жака–Бера (нормальность распределения), больше 0,05
mpermssarat c mpermssarat(-1)	0,486539	0,220723	0,214908	-2,441891	-2,399058	0,097165 0,009465	0,000018	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК (лаг 1) Есть АК (лаг 2)	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermudmurt c mpermudmurt(-1)	0,823787	0,640015	0,637328	-2,921248	-2,878415	0,000023	0,201944	0,0000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermchuvash c mpermchuvash(-1)	0,816759	0,636013	0,633296	-3,245644	-3,202811	0,012516	0,782337	0,00000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
Тянувший рынок								
mpermbskortos c mpermbskortos(-1)	0,880090	0,763734	0,761971	-2,923773	-2,880940	0,001738	0,296501	0,0000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermkirov c mpermkirov(-1)	0,664484	0,489567	0,485758	-2,350878	-2,308045	0,004098	0,259824	0,0616
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Нормальное распределение
mpermnigeg c mpermnigeg(-1)	0,735632	0,544685	0,541287	-2,495771	-2,452938	0,164526	0,000763	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
mpermppenz c mpermppenz(-1)	0,834611	0,683051	0,680686	-2,808136	-2,765303	0,041037	0,124799	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermssamar c mpermssamar(-1)	0,701442	0,510177	0,506522	-2,691734	-2,648900	0,001800	0,000408	0,0359
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Есть гетероскедастичность	Нормальное распределение
mpermstatar c mpermstatar(-1)	0,821715	0,781615	0,779985	-3,223573	-3,180740	0,008860	0,730874	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermulyanov c mpermulyanov(-1)	0,782197	0,720892	0,718809	-2,899682	-2,856849	0,150196	0,568681	0,00000000

Модель	Тест на единичный корень $\lambda < 1$	R-squared	Adjusted R-squared	Akaike info criterion	Schwarz criterion	Тест Бреуша–Годфри (автокорреляция), отсутствие – больше 0,05, 1 лаг, 2 лага, 3 лага	ARCH Test (гетероскедастичность) Prob(F-statistic), отсутствие – больше 0,05	Тест Жака–Бера (нормальность распределения), больше 0,05
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
mpermprivol c mpermprivol(-1)	0,819472	0,653321	0,650734	-3,540750	-3,497917	0,498186	0,857948	0,00000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
Рынок мяса								
Толкающий рынок								
spermimari c spermimari(-1)	0,886687	0,812310	0,810909	-2,884681	-2,841848	0,126499	0,628007	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermmord c spermmord(-1)	0,853052	0,794988	0,793458	-2,801106	-2,758273	0,676988	0,640220	0,00000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermmorenb c spermmorenb(-1)	0,740323	0,634385	0,631656	-2,694351	-2,651518	0,542014	0,000489	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
spermsarat c spermsarat(-1)	0,788418	0,685471	0,683124	-3,091388	-3,048555	0,479621	0,103983	0,03248
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Нормальное распределение
spermudmurt c spermudmurt(-1)	0,866783	0,808838	0,807412	-2,978392	-2,935559	0,874432	0,552664	0,0092
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermchuvalash c spermchuvalash(-1)	0,847404	0,755622	0,753799	-3,029743	-2,986909	0,020259	0,014222	0,05304
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Есть гетероскедастичность	Нормальное распределение
Тянувший рынок								
spermbaskortos c spermbaskortos(-1)	0,789328	0,684891	0,682539	-2,823112	-2,780279	0,021789	0,331377	0,0000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение

Модель	Тест на единичный корень $\lambda < 1$	R-squared	Adjusted R-squared	Akaike info criterion	Schwarz criterion	Тест Бреуша–Годфри (автокорреляция), отсутствие – больше 0,05, 1 лаг, 2 лага, 3 лага	ARCH Test (гетероскедастичность) Prob(F-statistic), отсутствие – больше 0,05	Тест Жака–Бера (нормальность распределения), больше 0,05
spermkirov c spermkirov(-1)	0,879755	0,792619	0,791072	-2,961100	-2,918267	0,576166	0,861833	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermnigeg c spermnigeg(-1)	0,717317	0,551492	0,548145	-3,083617	-3,040784	0,514073	0,795401	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermpenz c spermpenz(-1)	0,800572	0,650353	0,647744	-1,239176	-1,196343	0,606604	0,006839	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
spermsamar c spermsamar(-1)	0,633560	0,436553	0,432348	-1,716303	-1,673470	0,001523	0,355577	0,0000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermtatar c spermtatar(-1)	0,699531	0,576372	0,573211	-3,324016	-3,281183	0,249984	0,354947	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Нет гетероскедастичности	Ненормальное распределение
spermulyanov c spermulyanov(-1)	0,891926	0,831004	0,829743	-2,761860	-2,719027	0,045772	0,043455	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Есть АК	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение
spermprivil c spermprivil(-1)	0,602011	0,422313	0,418002	-2,749647	-2,706813	0,353906	0,025153	0,000000
	Нет единичного корня, ряд стационарен, регионы интегрированы					Нет АК	Есть гетероскедастичность	Ненормальное распределение

Приложение 2**Результаты тестирования на причинность по Грейндженеру**

Регион	Лаг = 3		Лаг = 6		Лаг = 12	
	Влияние Пермского края	Влияние на Пермский край	Влияние Пермского края	Влияние на Пермский край	Влияние Пермского края	Влияние на Пермский край
Молоко						
Приволжский округ	0,00046	0,00000	0,00013	0,00000	0,00030	0,00685
Башкортостан	0,00000	0,00013	0,00000	0,00022	0,00000	0,21198
Кировская область	0,00191	0,00000	0,01329	0,00008	0,03371	0,00011
Марий Эл	0,07678	0,01144	0,26402	0,28333	0,99463	0,74998
Мордовия	0,00160	0,00000	0,01834	0,00023	0,00761	0,00234
Нижегородская область	0,00000	0,02037	0,00000	0,00577	0,00000	0,23356
Оренбургская область	0,55869	0,00000	0,28885	0,00000	0,03531	0,00000
Пензенская область	0,00000	0,00001	0,00000	0,00081	0,00000	0,34797
Самарская область	0,00000	0,52117	0,00000	0,04367	0,00000	0,57232
Саратовская область	0,00000	0,00001	0,00000	0,00001	0,00005	0,00132
Татарстан	0,00226	0,00000	0,00041	0,00046	0,00000	0,02096
Чувашия	0,02155	0,00000	0,11005	0,00000	0,06627	0,00003
Удмуртия	0,00000	0,00552	0,00000	0,01693	0,00000	0,03617
Ульяновская область	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00033
Скот						
Приволжский округ	0,00643	0,44519	0,02612	0,64037	0,16482	0,67302
Башкортостан	0,00646	0,19427	0,00111	0,15015	0,00041	0,03160
Кировская область	0,00068	0,00296	0,00314	0,00204	0,04314	0,00002
Марий Эл	0,41129	0,41487	0,13532	0,76113	0,30946	0,74046
Мордовия	0,03698	0,55892	0,09523	0,53182	0,44999	0,80353
Нижегородская область	0,00664	0,00233	0,01652	0,00362	0,00525	0,01333
Оренбургская область	0,01962	0,01790	0,05831	0,04725	0,28523	0,05359
Пензенская область	0,03366	0,95401	0,07758	0,79740	0,01227	0,55457
Самарская область	0,00817	0,21916	0,01231	0,24095	0,04633	0,45007
Саратовская область	0,18572	0,01613	0,18631	0,02809	0,17145	0,09805
Татарстан	0,01441	0,08427	0,02969	0,09518	0,27854	0,01820
Чувашия	0,61780	0,00166	0,66085	0,00053	0,18360	0,01278
Удмуртия	0,08293	0,11140	0,08894	0,35773	0,07048	0,46557
Ульяновская область	0,00205	0,06600	0,04139	0,00834	0,09938	0,12858
Яйцо						
Приволжский округ	0,07260	0,00032	0,13872	0,00232	0,09307	0,00121
Башкортостан	0,00000	0,08237	0,00000	0,04835	0,00012	0,00486
Кировская область	0,00000	0,25240	0,00006	0,46834	0,00236	0,10443
Марий Эл	0,00651	0,42477	0,00334	0,17053	0,01539	0,01622
Мордовия	0,00000	0,03403	0,00000	0,05782	0,00000	0,00230
Нижегородская область	0,05361	0,00095	0,00171	0,00013	0,00011	0,00027
Оренбургская область	0,06187	0,00026	0,04501	0,00298	0,03735	0,24405
Пензенская область	0,00000	0,84689	0,00000	0,23233	0,00003	0,00030
Самарская область	0,00000	0,00802	0,00000	0,08151	0,00000	0,12772
Саратовская область	0,02263	0,23019	0,00083	0,06829	0,01046	0,02572
Татарстан	0,02420	0,00000	0,01927	0,00000	0,04132	0,00081
Чувашия	0,50012	0,05813	0,59533	0,20302	0,01785	0,08539
Удмуртия	0,06115	0,05233	0,20471	0,33708	0,07761	0,22507
Ульяновская область	0,00000	0,68801	0,00000	0,17309	0,00003	0,60857

Приложение 3**Выборочные результаты построения авторегрессионных моделей (отбор по значимости модели)**

Модель без предыдущего значения	Значимость модели		Значимость коэффициентов				Модель с учетом цены прошлого периода	Значимость модели		Значимость коэффициентов				
	Adjusted R-squared	Prob(F-statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (C)		Adjusted R-squared	Prob(F-statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (P.)	Prob (C)
LOG(YAYA99) = -0,03688948549 + 0,3106627908*LOG(DYA99) + 0,1120623988*NYA99 + 0,3097655866*L	0,582358	0,227746	0,0697	0,1114	0,113	0,7455								
LOG(YAMAR00) = -0,1311114982*LOG(DMAR00) + 0,03351595274*NMAR00 + 0,3471022532*L - 0,1431269533	0,412672	0,041185	0,4251	0,1125	0,2716	0,462	LOG(YAMAR00) = -0,1190811811*LOG(DMAR00) + 0,03583683732*NMAR00 + 0,2943362215*L + 0,2067085388*LOG(YAF00) - 0,1121134126	0,400393	0,069485	0,4227	0,0494	0,3957	0,4076	0,507
LOG(YAAPR02) = 0,1915703449*LOG(DAPR02) + 0,09676597825*NAPR02 + 0,4882479868*L - 0,3561431907	0,697	0,011662	0,1746	0,1109	0,0022	0,0037	LOG(YAAPR02) = 0,1690020047*LOG(DAPR02) + 0,1225556035*NAPR02 + 0,5482046552*L - 0,1727360904*LOG(YAMAR02) - 0,3808654947	0,680595	0,005065	0,2533	0,1125	0,0118	0,5076	0,0051
LOG(YAMAI04) = 0,22297635963*LOG(DMAI04) + 0,05644748932*NMAI04 + 0,341349386*L - 0,2812246969	0,47372	0,223939	0,8734	0,121	0,0048	0,22	LOG(YAMAI04) = -0,09109555116*LOG(DMAI04) - 0,011411596331*NMAI04 + 0,04923107608*L + 0,5984603841*LOG(YAAPR04) - 0,06809054482	0,72079	0,113628	0,5183	0,9734	0,775	0,0751	0,6346
LOG(YAYN06) = 0,2824127289*LOG(DYN06) + 0,07186266744*NYN06 + 0,3551806849*L - 0,2055547067	0,842571	0,002244	0,004	0,0225	0	0,0039	LOG(YAYN06) = 0,2746220842*LOG(DYN06) + 0,0527446923*NYN06 + 0,2395576661*L + 0,3387608687*LOG(YAMAI06) - 0,1103050759	0,861973	0,001131	0,0117	0,1118	0,0045	0,039	0,0061
LOG(YAYL07) = 0,258095848*LOG(DYL07) + 0,05394861262*NYL07 + 0,2890550897*L - 0,1081928852	0,425505	0,036222	0,0747	0,1096	0,0078	0,2761	LOG(YAYL07) = 0,2198761072*LOG(DYL07) + 0,04422538613*NYL07 + 0,2409886548*L + 0,1353289638*LOG(YAYN07) - 0,08037888569	0,365682	0,086845	0,3232	0,4171	0,3047	0,8168	0,6115
LOG(YAAVG07) = 0,2194882508*LOG(DAVG07) + 0,05211967638*NAV07 + 0,2387350509*L - 0,193273481	0,407551	0,141144	0,1619	0,156	0,0364	0,1004	LOG(YAAVG07) = 3,247707481e-17*LOG(DAVG07) + 8,759361256e-18*NAV07 + 9,28433348e-17*L + 1*LOG(YAAVG07) - 7,82594942e-17	1	0	0,5313	0,4721	0,0392	0	0,0722

Модель без предыдущего значения	Значимость модели		Значимость коэффициентов				Модель с учетом цены прошлого периода	Значимость модели		Значимость коэффициентов				
	Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (C)		Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (P. _t)	Prob (C)
LOG(YAOKT08) = 0,1894978555*LOG(DOKT08) + 0,06894311668*LOG(NOKT08) + 0,3224606559*L - 0,1349311113	0,364033	0,058282	0,1806	0,0818	0,1123	0,1939	LOG(YAOKT08) = 0,143671738*LOG(DOKT08) + 0,22969440344*NOKT08 + 0,1453981756*L + 0,6794568111*LOG(YASEN08) - 0,22324319088	0,870538	0,080898	0,0616	0,1048	0,1196	0,0822	0,691
LOG(YADEK08) = 0,2188538093*LOG(DDEK08) + 0,1221377773*LOG(NDEK08) + 0,1504508533*L + 0,22722986822	0,211335	0,164908	0,187	0,0344	0,2272	0,8177	LOG(YADEK08) = 0,1551080836*LOG(DDEK08) + 0,08466681576*NDEK08 + 0,1233624466*L + 0,5503872361*LOG(YANOYA08) - 0,1616987519	0,698694	0,083944	0,2262	0,1104	0,1259	0,1125	0,0726
LOG(YAF09) = 0,1922662056*LOG(DF09) + 0,07310944482*LOG(NF09) + 0,1474661116*L - 0,11113079942	-0,076172	0,57682	0,3585	0,2139	0,3482	0,9394	LOG(YAF09) = -6,904995636e- 18*LOG(DF09) - 3,959817622e- 18*NF09 + 8,378950304e-18*L + 1*LOG(YAF09) + 0	1	0	-0,0909091	-3,96E-18	8,38E-18	1	0
LOG(YAMAR09) = 0,1605815271*LOG(DMAR09) + 0,03598059632*NMAR09 + 0,1783046032*L - 0,22627297232	0,157158	0,782992	0,5646	0,6203	0,3423	0,8904	LOG(YAMAR09) = 0,09526713836*LOG(DMAR09) + 0,22911309737*NMAR09 + 0,1221208126*L + 0,9882035676*LOG(YAF09) - 0,22116511826	0,758237	0,011524	0,4578	0,3878	0,2449	0,0911	0,8176
LOG(YAMAI10) = 0,1407035624*LOG(DMAI10) + 0,04848855113*NMAI10 + 0,231395768*L - 0,152745678	-0,050956	0,5266	0,5466	0,4286	0,1589	0,3584	LOG(YAMAI10) = - 0,08511739668*LOG(DMAI10) - 0,22411164457*NMAI10 + 0,0937376604*L + 0,8432228277*LOG(YAAPR10) - 0,1117083441	0,625112	0,110225	0,5698	0,5518	0,3549	0,0118	0,3146
LOG(YAYN10) = 0,1238994523*LOG(DYN10) + 0,07748221507*NYN10 + 0,2052541894*L - 0,2078488452	0,22248	0,394115	0,5483	0,1943	0,1579	0,1694	LOG(YAYN10) = 0,103072217409*LOG(DYN10) + 0,03288936159*NYN10 + 0,8551068963*LOG(YAMAI10) + 0,107038180395*L - 0,07691174861	0,929797	0,101006	0,9563	0,0618	0,8642	0	0,0822
LOG(YAYL11) = 0,3244146805*LOG(DYL11) + 0,1128065538*NYL11 + 0,2361192097*L - 0,1083338638	0,109326	0,266137	0,1576	0,0866	0,1319	0,4874	LOG(YAYL11) = 0,2112604293*LOG(DYL11) + 0,04184455122*NYL11 + 0,05223811852*L + 0,8997289454*LOG(YAYN11) + 0,0822761604	0,722782	0,11372	0,1257	0,295	0,6011	0,0113	0,425
LOG(YAAVG11) = 0,2265647534*LOG(DAVG11) + 0,0872262422*NAVG11 + 0,2326616941*L - 0,1411356673	0,218587	0,149561	0,1644	0,0654	0,049	0,2274	LOG(YAAVG11) = 0,1107415111*LOG(DAVG11) + 0,11153133993*NAVG11 + 0,06975929979*L + 0,6957908094*LOG(YAYL11) - 0,06437961451	0,951151	0,111111	0,8223	0,3685	0,0404	0	0,0465

Модель без предыдущего значения	Значимость модели		Значимость коэффициентов				Модель с учетом цены прошлого периода	Значимость модели		Значимость коэффициентов				
	Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (C)		Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (P. _t)	Prob (C)
LOG(YASEN12) = 0,1427189228*LOG(DSEN12) + 0,073966894*NSEN12 + 0,1707394333*L - 0,1857211224	0,143185	0,224937	0,322	0,0813	0,0999	0,0895	LOG(YASEN12) = - 0,04433456123*LOG(DSEN12) + 0,022131875614*NSEN12 + 0,8250888518*LOG(YAAVG12) - 0,22124673252*L - 0,07114915423	0,835434	0,122284	0,5214	0,9174	0,6844	0,1211	0,1676
LOG(YAOKT12) = 0,1625165192*LOG(DOKT12) + 0,08752454885*NOKT12 + 0,1910833332*L - 0,1712127876	0,297345	0,092368	0,2195	0,2297	0,049	0,0865	LOG(YAOKT12) = 0,05745186819*LOG(DOKT12) + 0,033088074*NOKT12 + 0,7360727082*LOG(YASEN12) + 0,06541715717*L - 0,03332229678	0,734907	0,022272	0,4922	0,2165	0,0224	0,3069	0,6147
LOG(YANOYA13) = 0,1989481844*LOG(DNOYA13) + 0,07445994989*NNOYA13 + 0,2222627627*L - 0,1935193051	0,411189	0,040988	0,0683	0,1194	0,113	0,1198	LOG(YANOYA13) = 0,09557212222*LOG(DNOYA13) + 0,11964304453*NNOYA13 + 0,6337349111*LOG(YAOKT13) + 0,08060971287*L - 0,08676169231	0,773227	0,011154	0,1778	0,3797	0,1459	0,0226	0,1198
LOG(YADEK13) = 0,0821172588*LOG(DDEK13) + 0,22855634444*NDEK13 + 0,1593609695*L - 0,1041524397	0,064295	0,328415	0,5119	0,3978	0,0771	0,2473	LOG(YADEK13) = - 0,09562875156*LOG(DDEK13) - 0,03811060369*NDEK13 - 0,22151725344*L + 0,9110687512*LOG(YANOYA13) + 0,0711182535	0,539156	0,223786	0,355	0,2386	0,7894	0,1384	0,3973
LOG(YAYA14) = 0,2231488699*LOG(DYA14) + 0,05533855878*NYA14 + 0,1487360779*L - 0,05428759175	0,218939	0,149258	0,0773	0,061	0,0586	0,4676	LOG(YAYA14) = 0,1693731858*LOG(DYA14) + 0,0383790093*NYA14 + 0,03657282626*L + 0,7166882358*LOG(YADEK00) + 0,14871454688	0,75875	0,01451	0,2266	0,0307	0,4387	0,0009	0,6716
LOG(YAFEV15) = 0,1575254313*LOG(DF15) + 0,22887372884*NF15 + 0,2447829483*L - 0,1751515566	0,416151	0,039079	0,3295	0,3223	0,006	0,0368	LOG(YAFEV15) = - 0,03151577064*LOG(DF15) - 0,007986100896*NF15 + 0,1458915068*L + 0,6648062266*LOG(YAYA15) - 0,1388402225	0,631795	0,00928	0,779	0,7599	0,0589	0,2279	0,0441
LOG(YAMAR15) = 0,07997221524*LOG(DMAR15) + 0,15229934204*NMAR15 + 0,1688103533*L - 0,03617834321	0,254074	0,121285	0,4637	0,6237	0,2257	0,5985	LOG(YAMAR15) = 0,15669682219*LOG(DMAR15) - 0,00324401567*NMAR15 + 0,03709320434*L + 0,5380784899*LOG(YAFEV15) + 0,05799042297	0,457544	0,046443	0,8631	0,8856	0,6605	0,0572	0,4371
LOG(YAAPR16) = - 0,022162391294*LOG(DAPR16) + 0,169175079*NAPR16 + 0,2581590944*L - 0,2166036819	0,248863	0,125169	0,9906	0,6257	0,2298	0,0864	LOG(YAAPR16) = - 0,0982095456*LOG(DAPR16) + 0,003662049358*NAPR16 + 0,06262299851*L + 1,149528881*LOG(YAMAR16) - 0,1573558713	0,616162	0,163161	0,4506	0,8996	0,5349	0,162	0,0745

Модель без предыдущего значения	Значимость модели		Значимость коэффициентов				Модель с учетом цены прошлого периода	Значимость модели		Значимость коэффициентов				
	Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (C)		Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (P. _t)	Prob (C)
LOG(YAYL16) = 0,16322191335*LOG(DYL16) - 0,022160064553*NYL16 + 0,07372841527*L - 0,05144868575	-0,256766	0,949488	0,9567	0,9705	0,6194	0,7364	LOG(YAYL16) = 0,03692889743*LOG(DYL16) + 0,16192259412*NYL16 - 0,04000571035*L + 1,07142579*LOG(YAYN16) + 0,2263049274	0,530388	0,225718	0,8169	0,7416	0,6738	0,0223	0,783
LOG(YAAVG17) = 0,05923580719*LOG(DAVG17) + 0,17173690617*NAVG17 + 0,04773228713*L - 0,09300073512	0,171433	0,978482	0,7696	0,8174	0,7179	0,4746	LOG(YAAVG17) = 0,04882367862*LOG(DAVG17) + 0,173417267*NAVG17 - 0,17067824684*L + 0,7917229714*LOG(YAYL17) - 0,0522328505	0,834337	0,002292	0,5086	0,4571	0,8146	0	0,2793
LOG(YASEN17) = 0,1043086395*LOG(DSEN17) + 0,03748217437*NSEN17 + 0,1213226121*L - 0,1662084585	-0,005884	0,442717	0,4177	0,2399	0,1463	0,064	LOG(YASEN17) = 0,07179964429*LOG(DSEN17) + 0,03048214073*NSEN17 + 0,096326154*L + 0,4942122317* LOG(YAAVG17) - 0,1787717648	0,556972	0,221791	0,406	0,1617	0,0945	0,0049	0,0573
LOG(YANOYA18) = 0,04457868349*LOG(DNOYA18) + 0,22236475967*NNOYA18 + 0,1744171222*L - 0,1693053945	0,124467	0,247126	0,7361	0,4882	0,0559	0,0708	LOG(YANOYA18) = 0,003100926106*LOG(DNOYA18) - 0,018691250892*NNOYA18 + 0,22792218159*L + 1,185724829*LOG(YAOKT18) + 0,18189193814	0,807831	0,00056	0,9603	0,9132	0,5497	0,0022	0,8255
LOG(YADEK18) = - 0,1284523606*LOG(DDEK18) - 0,0005680417188*NDEK18 + 0,2179286069*L - 0,3099570604	0,433193	0,033996	0,3127	0,9849	0,1865	0,0228	LOG(YADEK18) = - 0,1622171654*LOG(DDEK18) - 0,18750081321*NDEK18 + 0,0858875457*L + 0,7572288335*LOG(YANOYA18) - 0,181791203	0,779371	0,018224	0,0618	0,3731	0,1679	0,0227	0,1823
LOG(YAYA19) = 0,1706161596*LOG(DYA19) + 0,05110459838*NYA19 + 0,1972797483*L - 0,2731151567	0,351046	0,064119	0,1852	0,0956	0,1111	0,0049	LOG(YAYA19) = 0,2419515128*LOG(DYA19) + 0,04775040693*NYA19 + 0,07051503*L + 0,6992721244* LOG(YADEK11) - 0,05988640936	0,674089	0,005521	0,192	0,0354	0,342	0,0092	0,4942
LOG(YAF20) = 0,2361042977*LOG(DF20) + 0,03037289298*NF20 + 0,09713137366*L - 0,03549203516	0,049809	0,352095	0,1127	0,3481	0,2682	0,6885	LOG(YAF20) = 0,09576589682*LOG(DF20) - 0,11086075297*NF20 - 0,08970529136*L + 0,8200908586*LOG(YAYA20) + 0,1890874549	0,500938	0,033045	0,398	0,6845	0,3142	0,1114	0,0761
LOG(YAYN20) = - 0,1271176082*LOG(DYN20) - 0,04075931183*NYN20 + 0,11933999553*L + 0,05854954285	-0,215954	0,873143	0,6311	0,4996	0,9046	0,7279	LOG(YAYN20) = - 0,05290558116*LOG(DYN20) - 0,20921315320*NYN20 - 0,11162088617*L + 1,398281426*LOG(YAMAI20) - 0,11147179866	0,827528	0,000349	0,5978	0,2162	0,8495	0	0,8579

Модель без предыдущего значения	Значимость модели		Значимость коэффициентов				Модель с учетом цены прошлого периода	Значимость модели		Значимость коэффициентов				
	Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (C)		Adjusted R-squared	Prob(F- statistic)	Prob (D)	Prob (N)	Prob (L)	Prob (P. _t)	Prob (C)
LOG(YAYL21) = -0,1118581892*LOG(DYL21) - 0,004163735259*NYL21 + 0,011853294828*L + 0,0912879211	-0,267754	0,966793	0,6957	0,9488	0,9916	0,6188	LOG(YAYL21) = 0,1172750349*LOG(DYL21) + 0,03726306119*NYL21 - 0,1178709478*L + 1,117453876*LOG(YAYN21) + 0,0317797211	0,826338	0,000359	0,8719	0,1544	0,7843	0	0,6428
LOG(YAAVG21) = 0,01114976983*LOG(DAVG21) + 0,11765750992*NAVG21 + 0,08739320736*L - 0,11447989714	-0,231232	0,903386	0,9959	0,7325	0,5348	0,9204	LOG(YAAVG21) = 0,08006268423*LOG(DAVG21) + 0,2105630339*NAVG21 + 0,08604564499*L + 0,7064270523*LOG(YAYL21) - 0,07892663212	0,712455	0,003216	0,4758	0,419	0,2128	0,0003	0,2835
LOG(YASEN21) = 0,08913267211*LOG(DSEN21) + 0,04369087008*NSEN21 + 0,140362533*L - 0,1156167005	0,058841	0,336547	0,5218	0,1839	0,1211	0,2092	LOG(YASEN21) = 0,08845752635*LOG(DSEN21) + 0,03394233812*NSEN21 + 0,09215607759*L + 0,5514538785*LOG(YAAVG21) - 0,1076211693	0,810377	0,000528	0,1772	0,0364	0,0381	0,0011	0,2113
LOG(YAOKT22) = 0,04292964209*LOG(DOKT22) + 0,03158812788*NOKT22 + 0,1088994663*L - 0,1342265657	-0,035112	0,496282	0,7063	0,2848	0,2117	0,2225	LOG(YAOKT22) = -0,05195824622*LOG(DOKT22) - 0,1125515456*NOKT22 - 0,22205469866*L + 1,01147229*LOG(YASEN22) + 0,22393517666	0,946242	0,000022	0,0785	0,1133	0,3116	0	0,3679
LOG(YANOYA22) = 0,1982782277*LOG(DNOYA22) + 0,05435721837*NNOYA22 + 0,1241114239*L - 0,1844879195	0,093154	0,287508	0,1484	0,1162	0,1973	0,1317	LOG(YANOYA22) = 0,1565295416*LOG(DNOYA22) + 0,22269132468*NNOYA22 + 0,11403207676*L + 1,11147404*LOG(YAOKT22) - 0,04863712369	0,805107	0,000596	0,15653	0,222691	0,114032	1,111474	-0,048637
LOG(YADEK22) = 0,116154642*LOG(DDEK22) + 0,03693878853*NDEK22 + 0,05418261199*L - 0,1041776325	-0,119563	0,667334	0,3796	0,2568	0,5606	0,3675	LOG(YADEK22) = -0,03942169122*LOG(DDEK22) - 0,005811005233*NDEK22 + 0,8110805109*LOG(YANOYA22) - 0,04600824635*L + 0,04076967567	0,566837	0,118381	0,6621	0,7958	0,4705	0,0227	0,6122