



Munich Personal RePEc Archive

Covid-19 impact on spatial food prices dynamics

Timiryanova, Venera and Krasnoselskaya, Dina

Ufa University of Science and Technology

November 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/114638/>
MPRA Paper No. 114638, posted 27 Nov 2022 20:56 UTC

COVID-19 IMPACT ON SPATIAL FOOD PRICES DYNAMICS

V. Timiryanova, D. Krasnoselskaya

Ufa University of Science and Technology

E-mail: veneratimiryanova@mail.ru

External shocks affect the balance of supply and demand, and, consequently, the established price of goods. There were varying price reactions around the world in the early stages of the COVID-19 pandemic. The sharp increase in demand and prices for many goods posed threats to food security. The difference in reactions determined the regional price variance, the study of which is relevant for the formation of a regional policy of food security. The paper presents the results of the spatial change assessment in food prices in the context of the COVID-19 pandemic in Russia. We conducted analysis within 28 product groups from January 1, 2019 to March 31, 2022. Used data are considered in relation to data on the number of people infected with COVID-19 across 83 Russian constituent entities since March 12, 2020 to March 31, 2022. The study focused on the analysis of spatial variance and spatial autocorrelation of prices. The results indicated that changing trends in spatial relationships had their own peculiarities for each product. The event itself, but not an increase in the number of cases affected prices' dynamics that subsequently indirectly influenced the functioning of commodity markets and its filling with products.

Keywords: spatial price, spatial analysis, external shocks, COVID-19, Global Moran's Index

ВЛИЯНИЕ ПАНДЕМИИ COVID-19 НА ПРОСТРАНСТВЕННУЮ ДИНАМИКУ ПРОДОВОЛЬСТВЕННЫХ ЦЕН

В.М. Тимирьянова, Д.Х. Красносельская

Уфимский университет науки и технологий, Россия

E-mail: veneratimiryanova@mail.ru; dina-hamzina@mail.ru

Внешние шоки оказывают влияние на равновесие спроса и предложение, а, следовательно, и на формируемую цену товаров. На ранних стадиях пандемии COVID-19 наблюдалась различная ценовая реакция в странах мира. На многие товары отмечался резкий рост спроса и цен, возникали угрозы продовольственной безопасности. Различие реакций определяло региональную ценовую вариацию, исследование которой актуально в целях формирования региональной политики в области продовольственной безопасности. В материалах представлены результаты оценки пространственного изменения цен на продовольственные товары в условиях пандемии COVID-19 в России. Анализ проведен в разрезе 28 групп товаров за период с 1 января 2019 года по 31 марта 2022 года. Эти данные рассмотрены в привязке к данным о числе заразившихся COVID-19 в разрезе 83 субъектов РФ с 12 марта 2020г. по 31 марта 2022 г. Акцент сделан на анализе пространственной вариации и пространственной автокорреляции цен. Результаты указывают на то, что траектории изменения пространственных связей имеют свои особенности для каждого товара. На динамику цен оказывало влияние не рост числа заболевших, а само событие, которое в последующем косвенно сказывалось на функционировании рынков товаров, и наполнении его продукцией.

Ключевые слова: пространственное изменение цены, пространственный анализ, внешние шоки, COVID-19, Глобальный индекс Морана

Введение

Объявленная 11 марта 2020г. Всемирной организацией здравоохранения (ВОЗ) пандемия COVID-19 оказала влияние на различные аспекты социально-экономического развития стран и регионов. Пандемия привела к изменениям в социально экономической жизни людей. Многие страны вводили различные ограничительные меры, вплоть до полного локдауна, с целью сдерживания растущего потока инфекций, вызванных смертельным вирусом. Эти ограничения фактически сказывались на сокращении производства различных товаров, нарушениях цепочек поставок (Hamulczuk, Skrzypczyk, 2022; Liang et al., 2021; Hobbs, 2020; Emediegwu, Nnadozie, 2022; Surni et al., 2020; Bairagi et al., 2022). Одновременно, со стороны потребителя проявлялись панические покупки, что приводило к появлению пустых полок в продуктовых магазинах (Akter, 2020; Emediegwu, Nnadozie, 2022) при снижении потребления других товаров в условиях снижения доходов населения (Bai et al., 2022), их недоступности или ненужности (Найден и др., 2022). В совокупности эти явления определили пристальное внимание ученых к угрозе продовольственной безопасности различных стран, в том числе к проявляющемуся на фоне неустойчивого равновесия спроса и предложения товаров изменению цен.

Цель данного исследования состоит в раскрытии пространственного эффекта в изменении продовольственных цен под влиянием пандемии коронавируса в России. Для этого проанализированы панельные данные средней дневной цены в разрезе 28 групп товаров с детализацией по 83 субъектам РФ за период с 1 января 2019 года по 31 марта 2022 года. Эти данные рассмотрены в привязке к данным о числе заразившихся COVID-19 в разрезе 83 субъектов РФ с 12 марта 2020г. по 31 марта 2022 г.

Структура работы включает в себя литературный обзор по проблемам изменения цен в условиях пандемии, описание метода исследования, используемых данных, ограничений вводимых в целях нераспространения вируса в России, результаты анализа и их обобщение, выводы для последующих исследований.

Литературный обзор

Многочисленные исследования позволили выявить эмпирические свидетельства инфляции цен на продовольствие как непреднамеренного последствия мер по сдерживанию пандемии COVID-19 во многих странах. В целом, в мире отмечался более высокий средний индекс потребительских цен на продукты питания после марта 2020 года, но были выделены особенности для некоторых групп продуктов питания, и специфика стран с более высоким числом случаев COVID-19 (Bai et al., 2022).

В частности, исследование, проведенное на данных 31 европейской страны за январь–май 2020 г. позволило установить, что индексы потребительских цен хлебной продукции и хлопьев, фруктов, молока, сыра и яиц, масла и жиров не были затронуты ограничениями на пребывание дома, а индексы потребительских цен мяса, рыбы и морепродуктов значительно выросли в марте в странах с более строгими ограничениями на перемещение (Akter, 2020). Различное по времени введение ограничений в странах Евросоюза определяло различную динамику ценовой реакции, однако во всех анализируемых странах цены выросли к маю 2020г. Исследование динамики цен, проведенное позже на данных 21 страны Евросоюза в период до августа 2021г. показало, что розничные цены росли до июня 2020 г., на фоне панических настроений о недостаточности запасов, а также реакции на закрытие границ из-за введенных торговых ограничений. Далее продовольственные цены начали снижаться, достигнув минимума в период с декабря 2020 г. по март 2021 г. на фоне сформированных

запасов и ограничений, наложенных на предприятия. С марта по август 2021 г. цены снова росли, оставаясь выше чем до пандемии (Hamulczuk, Skrzypczyk, 2022). Исследование стран восточной Европы, показало, что в период с марта по декабрь 2020г. устойчивость цены отмечается для хлеба и растительного масла, снижение по фруктам и картофелю. При этом на Украине более высокие цены отмечались по сахару и яйцам, а в Словакии значительно упали цены на мясо (Vasylieva, 2021). Исследование пространственной зависимости протекающих процессов на данных 28 стран Евросоюза и стран кандидатов показало, что в период с января по июль 2020г., статистически значимая пространственная автокорреляция в уровне инфляции фиксировалась только в январе, марте, июне и июле (Erdoğan et al., 2020). Построенные модели пространственного лага и ошибки позволили обосновать, что в период пандемии в каждой из выбранных стран наблюдалась своя внутренняя динамика, на которую оказывали влияние события в соседних странах.

Исследование цен на данных Китая показало, что наиболее серьезные ограничительные меры повлекшие более высокий в сравнении с другими провинциями рост цен наблюдался в провинции Хубэй (Liang et al., 2021). Таким образом, и рост заболеваемости, и рост цен проявился в Китае локально, что рассматривается учеными как признак эффективности принимаемой политики в условиях COVID-19. В отличие от многих стран где одновременно фиксировался рост цен и объемов сбыта, в провинции Хубэй отмечалось снижение потребления пропорциональное росту цен (Liang et al., 2021). Это в том числе стало следствием значительных ограничений в деятельности предприятий и рынка труда, оказавших влияние и на доходы населения. Восходящая тенденция в динамике цен в Китае в период с появления COVID-19 учеными увязывается с блокировкой цепочек поставок, ростом мировых цен и нехваткой рабочей силы (Liang et al., 2021). Другое исследование, основанное на дневных ценах в трех провинциях Китая, показало, что наряду с ростом цен в Хубэй значительно выросли цены также в провинции Шаньдун и Пекине (Yu et al., 2020). Исследование показало влияние COVID-19 на динамику цен на свинину и капусту. Однако на дневных данных видны резкие скачки цен и в допандемийном периоде: на рис в Шаньдуне в феврале 2019г. и на капусту в январе в Ухане провинции Хубэй с достаточно быстрым падением к первоначальному уровню. То есть эти товары имели высокую волатильность и ранее. Более того, в исследовании отмечено, что информация о COVID-19 усиливала колебания цен на пекинскую капусту. Только на графиках свинины прослеживается отчетливый рост цен, соотносимый с началом пандемии и ее некоторое снижение после вспышки.

Розничные цены на продукты питания по-разному изменялись в Индии. Сравнение графиков цен с декабря 2019г. по август 2020г. указывает на то, что незначительно изменялись в пределах ранее наблюдаемых диапазонов цена риса, пшеницы, молока, пальмового масла, гур, чая, соли. Выросла цена на грам, тур, урад, мун, масур, сахар, арахисовое, горчичное, соевое и подсолнечное масла, томаты, картофель. Снижение цен наблюдалось по группе лук (Narayanan, Saha, 2021). Данные средней дневной цены сложившейся на 167 рынках в пяти регионах Индии позволили увидеть волатильность цены на рис, пшеницу, молоко и сахар (Emediegwu, Nnadozie, 2022). Согласно графикам в январе 2020 по всем этим продуктам наблюдался скачок цены, однако дальнейшее изменение у каждого товара имеет свои особенности. В частности, по ценам на рис и молоко отмечался еще один скачок в конце 2020г., а цена на сахар волнообразно изменялась несколько раз. Другое исследование также выявило значимое влияние пандемии на рост цен на рис и пшеницу, и одновременно показало, влияние пандемии на падение цен на лук, который относится к скоропортящимся культурам,

что объясняет стремление продавцов максимально сократить потери при его хранении за счет продажи по сниженной цене (Bairagi et al., 2022).

Исследование на данных стран Южной Африки показало противоречивые результаты. Цены на рынках в Восточной Африке росли под влиянием ограничений, в то время как в Западной Африке эффект был отрицательный (Dietrich et al., 2021). Анализ данных относимых к периоду первой волны пандемии показал, что количество зарегистрированных случаев COVID-19 в Южной Африке повлияло на цены кукурузы, сорго и риса, но карантин повлиял только на цены кукурузы и не оказал никакого влияния на цены на сорго и риса (Agyei et al., 2021). Другое исследование показало, что цены незначительно выросли в Либерии и фактически снизились в Малави, что частично связано с сезонным сбором кукурузы, который происходит примерно в это время и в 2020 году был большим (Aggarwal et al., 2022). Исследование цен в Нигерии во время и после первого карантина, связанного с COVID-19 показали увеличение розничных цен на кукурузу и рис, сильнее проявляющееся в более богатых и в основном урбанизированных районах. Анализ также показал, что пространственная вариация цены в период COVID-19 (в 2020 г.) была выше, чем в 2019 г. (Adewopo et al., 2021).

Анализ данных Турции в период с февраля 2020г. по февраль 2022г. показал, что в целом цены на все продукты выросли в сравнении с допандемийным уровнем. Однако статистическая значимость связи индекса цен и числа новых заражений обнаруживается только по молоку и сыру, жирам и маслам, яйцам, овощам. Статистически не значима была связь по ценам на хлеб, зерно, фрукты, мясо. Кроме того, согласно выводам, предыдущая волатильность индекса цен оказывала влияние на текущее изменение индекса цен для всех групп продуктов питания (Özocaklı, 2022).

На фоне представленных выше работ выделяется исследование, проведенное на данных Индонезии (Asmarani, 2021). В работе обосновано, что в долгосрочной перспективе нет связи между COVID-19 и ценами на продукты питания такими как рис, курица, куриные яйца, лук-шалот, кайенский перец, говядина, чеснок, красный перец чили, растительное масло и сахар. Самое сильное изменение в период COVID-19 наблюдалось по ценам на лук-шалот, кайенский перец и красным чили, связанное с изменением климата и праздниками («классическая проблема ежегодно»). При этом на графиках визуально видно, что рост цен на каждый вид товара географически проявился по-разному (Asmarani, 2021). Дополняет эту картину исследование рынка мяса Индонезии, согласно которому начало пандемии сопровождалось нарушением системы распределения в результате которого произошло скопление мяса у производителей. В итоге после пандемии наблюдалось падение цен на мясо (Surni et al., 2020).

Проведенный анализ позволил сделать следующие выводы.

Во-первых, отмечалась дифференциация ценовых трендов разных продуктов, которая определялась региональными особенностями производства и импорта, в том числе сезонной зависимостью тех или иных продуктов. В частности, отмечалось, что дополнительное влияние на рост оказывало весеннее изменение цен на овощи и фрукты в северном полушарии. На их фоне молочные продукты и яйца, мясо и бобовые, орехи и семена показывали более тесную связь с COVID-19 (Bai et al., 2022). Другим фактором дифференциации являлась длительность хранения продуктов. Отмечалось, что цены на скоропортящиеся продукты не испытывали структурной нестабильности из-за пандемии, в то время как цены на продукты длительного хранения были нестабильны (Emediegwu, Nnadozie, 2022). В частности, отмечалось, что в Индии цена на лук упала в следствии ограничений сроков его хранения и стремления продавцов сбыть его быстрее (Bairagi et al., 2022). В свою очередь в Китае, наблюдался рост

цен на свинину из-за возможности ее длительного хранения в холодильнике (Yu et al., 2020). В то же время, в том же Китае не наблюдалось сильного роста на длительно хранимый рис, что объясняется значительным вниманием правительства к запасам этих продуктов в предшествующие годы, как к продуктам, являющимся основной продовольственной безопасностью. Таким образом, дифференциация может быть связана и с особым отношением к тем или иным продуктам со стороны государства. В целом динамика цен многих продуктов характеризуется волатильностью, а именно волнообразным (Emediegwu, Nnadozie, 2022) или скачкообразным (Yu et al., 2020) изменением цен в достаточно широком диапазоне в первый период пандемии. При этом в исследованиях редко отражается динамика цен в привязке к конкретным последующим пандемийным волнам.

Во-вторых, проводимые исследования пока слабо затрагивают вопросы пространственного эффекта в изменении цен в условиях такого шока. Учеными отмечается, что реакция цен на продовольственные товары во время пандемии варьируется как в пространстве, так и во времени (Hamulczuk, Skrzypczyk, 2022). Региональные различия определяются региональными особенностями в потреблении и продовольственной самообеспеченности. Последняя показала статистическую значимость для стран Евросоюза во время первой фазы кризиса COVID-19 (Hamulczuk, Skrzypczyk, 2022). Важной она была и для Китая, где выявлено существенное влияние исторически сложившихся различий в торговле продуктами как отдельных провинций, так и соседних по отношению к ним (Liang et al., 2021). В целом исследование проведенное на данных 47 стран с низкими и средними доходами населения показало, что более высокая волатильность наблюдалась именно на интегрированных рынках, зависящих от внешней торговли (Dietrich et al., 2021). Другими факторами, определяющими региональную дифференциацию динамики розничных цен, выступали сила ограничений на пребывание дома (Akter, 2020; Hamulczuk, Skrzypczyk, 2022; Dietrich et al., 2021) и число случаев заражения (Bai et al., 2022). В частности, сильное отличие в росте цен отмечается в провинции Хубэй (Liang et al., 2021). При этом сравнение цен в Хубэй и Шандунь в периоды выявляемых вспышек указывает на различие ценовых эффектов, что по мнению ученых связано с тем, что более сильная блокировка Хубэй сопровождалась более серьезными усилиями Китайского правительства направленными на обеспечение продовольствием (Yu et al., 2020). В результате на отдельные виды товаров в Хубэй удалось обеспечить меньший рост цен, чем в Шандунь. Еще одна региональная специфика выделялась учеными. Отмечалась сезонность овощей и фруктов, характерная странам северного полушария (Bai et al., 2022), которая так же проявила себя и в Африке: небывалый урожай Малави определил снижение цены не смотря на пандемию (Aggarwal et al., 2022). Эта специфика наиболее актуальная для России и на текущий момент слабо изучена.

В третьих, следует констатировать слабое раскрытие связи распространения вируса COVID-19 и динамики цен в России в региональном разрезе. Следует выделить работу Найден С.Н., Домнич Е.Л. и Ступниковой А.В. (2022) в которой проанализирована стоимости минимального набора продуктов питания с апреля 2020г. по декабрь 2021г. Ими выявлено слабое положительное статистически значимое влияние числа заболевших, показано, что пандемия вызвала неоднозначную ценовую реакцию в дальневосточных регионах на рост числа заболевших после заражения вирусной инфекцией COVID-19 (Наиден и др., 2022). Авторами сделано предположение о том, что региональные рынки продовольствия в Хабаровском и Приморском краях склонны более оперативно реагировать на распространение пессимистических ожиданий и паники, чем в северных регионах ДФО, а задержка эффекта превышает 3 месяца. В исследовании Ступниковой А.В. (2022) дополнительно выделено, что

степень ценового шока в условиях пандемии различалась по группам товаров и отдельным дальневосточным регионам, а пространственная дифференциация цен усилилась. В работе Никоновой Г. Н. и Никонова А. Г. (2020) внимание уделено изменениям цен в Санкт-Петербурге в сравнении с общероссийскими тенденциями. Отмечено, что резкий рост цен произошел в марте 2020 г., в июне 2020 г. относительно января выросли цены на все продукты (кроме яиц), особенно по группе мясных продуктов, сырам, крупе гречневой, по итогам 2020г. наибольший рост наблюдался по капусте (+53%) и картофелю (+70%), что выше значений 2019 г. Общую тенденцию изменения цен и факторов их определяющих приводят Брынцев А.Н., Лапин А.В. и Левина Е.В. (2021). В частности, рекордный с 2017г. рост цен на сахар объясняется ожиданиями снижения уровня предложения на урожай в РФ, ЕС и Таиланде, что связывается с засушливой погодой и укреплением реала в Бразилии, крупнейшем в мире экспортером сахара. Рост индекса цен на кукурузу и пшеницу объясняется двукратным повышением пошлины на экспорт, цен на растительные масла (пальмовое, соевое и подсолнечное) - низкими объемами его производства в Малайзии и Индонезии, а цен на соевое масло – забастовками в Аргентине и сокращением экспортного предложения. Более детальных исследований региональных проявлений изменения цен в регионах в условиях пандемии найти сложно. Таким образом, следует предположить, что в России ограничено рассмотрено пространственное изменение цен в период пандемии.

Несмотря на то, что в большинстве рассмотренных выше работ анализируется региональная дифференциация цен, а также рассматривается связь поставок и обеспеченность соседних территорий, фактически пространственный аспект в них исследован слабо. Пространственная автокорреляция в большинстве случаев не оценивалась, в выстраиваемые модели не включался пространственный лаг, а учитывалась только автокорреляция по времени. Текущее исследование направлено на дополнение имеющейся базы о влиянии COVID-19 на динамику цен, сведениями из регионов России, а также на восполнение пробела в анализе пространственной автокорреляции цен в условиях пандемии.

Метод исследования

В научной литературе встречается несколько подходов к пространственному анализу цен. Как правило внимание ученых акцентируется на региональной дифференциации, оцениваемой с помощью коэффициента вариации. В нашем исследовании мы обратили внимание на изменение вариации цен во времени. Поэтому мы оценили вариацию цен на каждый день анализируемого периода:

$$CV_t = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum (AP_{it} - \overline{AP}_t)^2}}{\overline{AP}_t}, \quad (1)$$

where AP_{it} – средняя дневная цена в i -ом субъекте РФ (1..83) в день t (1..1186)
 \overline{AP}_t – среднерегиональная цена в день t (1..1186).

В отличие от подхода, предполагающего анализ пространственной дифференциации, методы пространственной статистики смещают акцент с простого выявления различий между регионами, на выявление различий между соседними регионами. Они учитывают соседство территорий и обеспечивают оценку пространственной автокорреляции цен. Наиболее распространенным показателем, позволяющим оценивать пространственную зависимость показателя является глобальный (одномерный) индекс Морана:

$$MoranI_t = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (AP_{it} - \overline{AP_t})(AP_{jt} - \overline{AP_t})}{\sum_i (AP_{it} - \overline{AP_t})^2}, \quad (2)$$

где N – число регионов;

w_{ij} – матрица пространственных весов для регионов i и j .

Данный показатель активно использовался при анализе средней цены и темпа ее роста как отечественными, так и зарубежными авторами (Алиева, Жуковская, 2021; Тимирьянова и др., 2018; Wu et al., 2019), в том числе при анализе уровня инфляции в период пандемии (Erdoğan et al., 2020).

Используемая в расчетах пространственная матрица формировалась с учетом следующих критериев:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{если субъекты РФ имеют общую границу;} \\ 0, & \text{если } i = j; \\ 0, & \text{если субъекты РФ не имеют общую границу.} \end{cases}$$

Фактически матрица учитывала соседство первого порядка. Однако в целях недопущения формирования изолянтов, в ней сделаны следующие допущения: Сахалинская область несмотря на водную преграду рассматривалась как соседняя с Приморским, Хабаровским и Камчатским краями, Калининградская область – с Санкт-Петербургом и Смоленской областью. Последнее допущение является спорным, но оно позволило захватывать в исследовании Калининградскую область и анализировать всю территорию как единой целое, учитывая факт морского и железнодорожного сообщения между этими территориями. В ходе расчета индексов значения матрицы взвешивались построчно.

При интерпретации индекса Морана учитывалось его значение относительно ожидаемого уровня: $E(I) = -\frac{1}{N-1}$. Если значение индекса превышает ожидаемый уровень, то имеется положительная пространственная автокорреляция, т. е. в целом значения наблюдений в соседних регионах являются подобными. В противном случае делался вывод об обратной зависимости цен в регионах. При этом значение $MoranI$ близкое к ожидаемому указывает на то, что пространственной зависимости цен не наблюдается. Для оценки статистической значимости полученных результатов оценивается Z -score и соответствующие им псевдо-значения p (pseudo p -value).

Анализ проводился с использованием программы GeoDA, а также пакета R с подключением библиотек ‘sf’, ‘spdep’, ‘ape’.

Описание данных

Для анализа были использованы две базы данных.

Первая база содержит информацию о средних дневных ценах в разрезе 28 групп товаров с детализацией по 83 субъектам РФ за период с 1 января 2019 года по 31 марта 2022 года. Одновременно анализировалась относящаяся к этим данным информация об объеме продаж (в кг), содержащаяся в этой же базе.

Открытый доступ к этим данным предоставляет Федеральная налоговая служба России (<https://www.nalog.gov.ru/opendata/>). Они сформированы на основе чеков, направляемых в соответствии с законом РФ в налоговый орган через операторов фискальных данных. Эти данные не используются для оценки индекса потребительских цен, а являются альтернативным взглядом на динамику цен. Их выделяет способ сбора и оценки. В отличие от существующего подхода, при котором применяется стандартизированный подход (Akter, 2020), предусматривающий регистрацию цен специалистами территориальных органов

государственной статистики, наши данные получены в результате обработки первичных данных об операциях на контрольно-кассовой технике. Это цены отражают фактически уплаченную стоимость товара потребителем в момент покупки. Ее называют ценой спроса (Калинин, Волин, 2022). Данные о таких транзакциях могут отличаться от официальных индексов цен, регистрируемых федеральной налоговой службой (Guha, Ng, 2019). Цены могут варьироваться из-за ошибки регистрации в магазине, учета рекламных акций или личных скидок на кассе. Средняя цена реализованных товаров может показывать рост, даже если ценники в магазинах остаются на прежнем уровне, например в результате изменения структуры спроса в сторону более дорогих брендов в праздничные дни (Leclair et al., 2019). Фактически набор данных о средней цене реализованных товаров, отражает и потребительское настроение. В условиях паники, когда товар моментально исчезает с полок, спрос в условиях отсутствия альтернативы может перераспределиться на более дорогие товары, в результате чего средняя цена также возрастет. В то же время, очевидно, что фиксируемая длительное время более высокая цена указывает на то, что произошло устойчивое изменение в цене и/или структуре приобретаемых товаров. Несмотря на эти нюансы аналогично средняя дневная цена анализировалась во многих исследованиях цен в период пандемии, в силу ее более высокой детализации и более ранней публикации (Emediegwu, Nnadozie, 2022; Yu et al., 2020).

Таблица 1. Описательная статистика

Наименование группы	Число наблюдений			Средняя дневная цена зафиксированная в регионах, руб.			
	всего	мин. в день	в среднем в день	мин.	макс.	средняя	ст.откл.
Макароны/pasta	97524	79	82,2	67,28	111,49	82,75	8,79
Бобовые /legumes	94661	72	79,8	75,96	158,11	101,91	12,41
Хлеб/bread	97700	81	82,4	63,92	87,06	74,29	5,90
Мука/flour	94950	74	80,1	30,09	52,09	35,99	3,79
Рис/rice	95833	74	80,8	65,44	107,71	79,00	7,89
Другие крупы /groats	96922	77	81,7	42,98	89,23	61,64	10,93
Картофель /potatoes	96545	77	81,4	18,45	67,57	35,27	11,55
Огурцы и помидоры/cucumber	97372	79	82,1	59,59	241,79	141,56	44,70
Прочие овощи /vegetable	96871	76	81,7	22,61	56,87	34,10	7,62
Столовые корнеплоды /roots	96898	78	81,7	29,37	101,04	52,17	15,10
Капуста/cabbage	95227	70	80,3	17,71	102,76	34,64	14,84
Фрукты/fruit	97704	81	82,4	82,48	132,08	100,43	10,49
Сахар /sugar	95901	78	80,9	29,09	83,91	43,97	9,70
Конфеты /candy	97700	81	82,4	254,87	799,03	310,37	50,21
Печенье /biscuits	97701	79	82,4	153,82	256,04	181,73	16,44
Мясо птицы/poultry	97387	80	82,1	150,55	229,51	175,80	17,65
Свинина /pork	92929	70	78,4	227,78	351,42	269,96	20,55
Сельдь /herring	92884	70	78,3	202,36	340,17	245,84	25,09
Творог /curd	96745	75	81,6	262,44	350,99	290,25	15,42
Сметана /sour_cream	97352	78	82,1	189,80	254,90	211,08	11,87
Масло сливочное /butter	97116	78	81,9	454,76	704,92	531,88	38,94
Молоко кефир /milk_kefir	97681	80	82,4	54,15	72,10	59,41	3,85

Сыр /cheese	97631	80	82,3	447,32	625,49	511,44	34,46
Яйца /egg	97512	78	82,2	4,46	8,20	6,04	1,02
Масло растительное /oil	97015	78	81,8	73,82	132,75	98,41	19,13
Соль /salt	93768	68	79,1	16,67	1003,46	23,16	35,24
Специи /spice	97685	79	82,4	29,37	45,19	35,17	3,36
Чай /tea	97798	79	82,5	61,43	110,63	80,39	8,08

Следует отметить, что данные панели неполные и по ряду регионов отсутствуют значения показателей в отдельные периоды времени. Наиболее характерна такая ситуация для 1 января (первый день нового года), товары в этот день на фоне запасов приобретаются в значительно меньшем объеме. Минимальное количество учитываемых в анализе субъектов РФ составляет 68 для соли на 1 января 2020г. Другой причиной отсутствия данных по ряду субъектов является социокультурная особенность потребления населения этих регионов. В частности не высокое потребление свинины в ряде регионов, в которых высокая доля населения исповедует ислам, не позволяет сформировать на определенный день значение, характеризующее среднюю цену приобретения товара. В разрезе видов анализируемых продуктов наиболее полные ряды сформированы по группам чай, хлеб, фрукты, конфеты. Таким образом, анализ проводился по неполным данным, что в целом учитывая степень детализации данных не сильно сказывается на стабильности получаемых результатов.

Данные средних дневных цен рассмотрены в привязке к данным о числе заразившихся COVID-19 в разрезе 83 субъектов РФ с 12 марта 2020г. по 31 марта 2022 г. Эти данные размещены в сервисе визуализации и анализа данных Yandex DataLens (<https://datalens.yandex.ru/>).

В целях анализа допандемийного и пандемийного периода в работе была разделена выборка на две части: до 1 марта 2020г. и после. Такая дата была выбрана исходя из необходимости захватить период уже складывающихся волнений до официального объявления пандемии. Рассматривая эти два периода, следует учитывать их сопоставимость, в связи с чем непосредственное сравнение проводилось для периода с 1 марта 2019г., по 28 февраля 2020г. с периодом с 1 марта 2020г. по 28 февраля 2021г. Взять более длительные периоды не удалось в связи с отсутствием данных о ценах за 2018г. в той же детализации. В то же время анализ динамики цен в увязке с динамикой числа заразившихся проводился на данных с 12 марта 2020г. (т.е. с момента фиксации первых случаев заболевания) до 31 марта 2022г.

Ограничения в период COVID-19 в России

11 марта 2020г. Всемирной организацией здравоохранения была объявлена пандемия COVID-19. В России на тот момент начали регистрироваться первые случаи, быстрый рост которых побудил президента России обратиться к населению по телевидению, объявив с 30 марта 2020 г. режим нерабочих дней. В Москве локдаун был начат на два дня раньше. Фактически первый локдаун был объявлен до 30 апреля. Однако далее последовали праздничные дни между которыми также было объявлено о нерабочих днях. Таким образом, в той или иной степени он продлился до 11 мая 2020 г., в Москве до 31 мая 2020г. Ограничения распространялись практически на все сферы жизни, но не затрагивали аптеки, предприятия непрерывного цикла, банки, продуктовые магазины и некоторые другие организации. Первый локдаун был наиболее жестким и предполагал в ряде регионов запрет на выход из дома без соответствующего разрешения. В последующем режим нерабочих дней, который

распространялся на всю территорию страны объявлялся с 4 по 7 мая 2021 года, с 30 октября по 7 ноября 2021 года. Однако в эти периоды ограничения были не столь строгими, определенные послабления имели вакцинированные люди.

Второй всплеск заболеваемости пришелся на осень 2020г. В регионах в зависимости от складывающейся ситуации вводились дополнительные ограничения и изменялись периоды нерабочих дней. С 28 октября 2020 года в России был введен всеобщий масочный режим, который уже действовал в ряде регионов. В Москве, как субъекте РФ с наиболее высокой концентрацией населения и наиболее сложной эпидемиологической ситуацией ограничения вводились чаще. Второй локдаун в Москве был объявлен с 19 октября 2020г. по 22 января 2021г.

Третий всплеск заболеваемости наблюдался в начале лета 2021г., а четвертый – осенью 2021г. В это время уже проводилась вакцинация населения. Однако в ряде регионов, в частности в Москве режимы нерабочих дней объявлялись несколько раз с 4 мая, с 12 июня и с 28 октября 2021 г. В большинстве регионов режим нерабочих дней был установлен с 30 октября по 7 ноября. Но в ряде регионов локдаун осенью 2021г. начался на несколько дней раньше, а закончился позже. Формально ограничения в некоторых из них продлились до конца январских праздников 2022г. Следует признать, что с учетом особенностей регионов и эпидемиологической ситуации в них набор ограничительных мер очень сильно варьировался.

Наиболее сильный (пятый) всплеск заболеваемости наблюдался в январе-феврале 2022г. Однако более легкая форма вируса и более низкая смертность заболевших определила более мягкие ограничительные меры этого периода. К апрелю 2022 года на фоне улучшения ситуации с распространением коронавируса в подавляющем большинстве регионов ограничения были значительно смягчены.

Результаты анализа пространственной зависимости цен в период COVID-19

Перед непосредственным анализом цен нами был проведен анализ объемов продаж. Очевидно что цена, является результатом равновесия спроса и предложения, в связи с чем необходимо учитывать влияние на ее рост шокового спроса. Анализ этих данных показал, что не для всех видов товаров был характерен всплеск спроса в марте 2020г. (рис .1) Наиболее выраженным он был для макаронных изделий, муки, риса и других круп, сахара, соли; слабым для сельди, творога, сметаны, сыров; для остальных, например, для мяса птицы, специй, яиц - заметным, но не высоким. Для большинства овощей и фруктов рост наблюдался на фоне сезонного изменения продаж.

Анализ цен показывает, что при сравнении среднегодовых региональных значений только по двум позициям наблюдалось некоторое снижение цены: капуста и прочие овощи. В отношении капусты следует отметить, что 2020г. был периодом самых низких цен на нее. Годом ранее в период февраль-май 2019 г. отмечался двукратный рост ее цены. А с 2021 г. начался активный рост достигающий четырехкратного увеличения к марту 2022г. По многим позициям рост отмечается на невысоком уровне. Обращает на себя внимание рост цен на крупы и масло растительное.

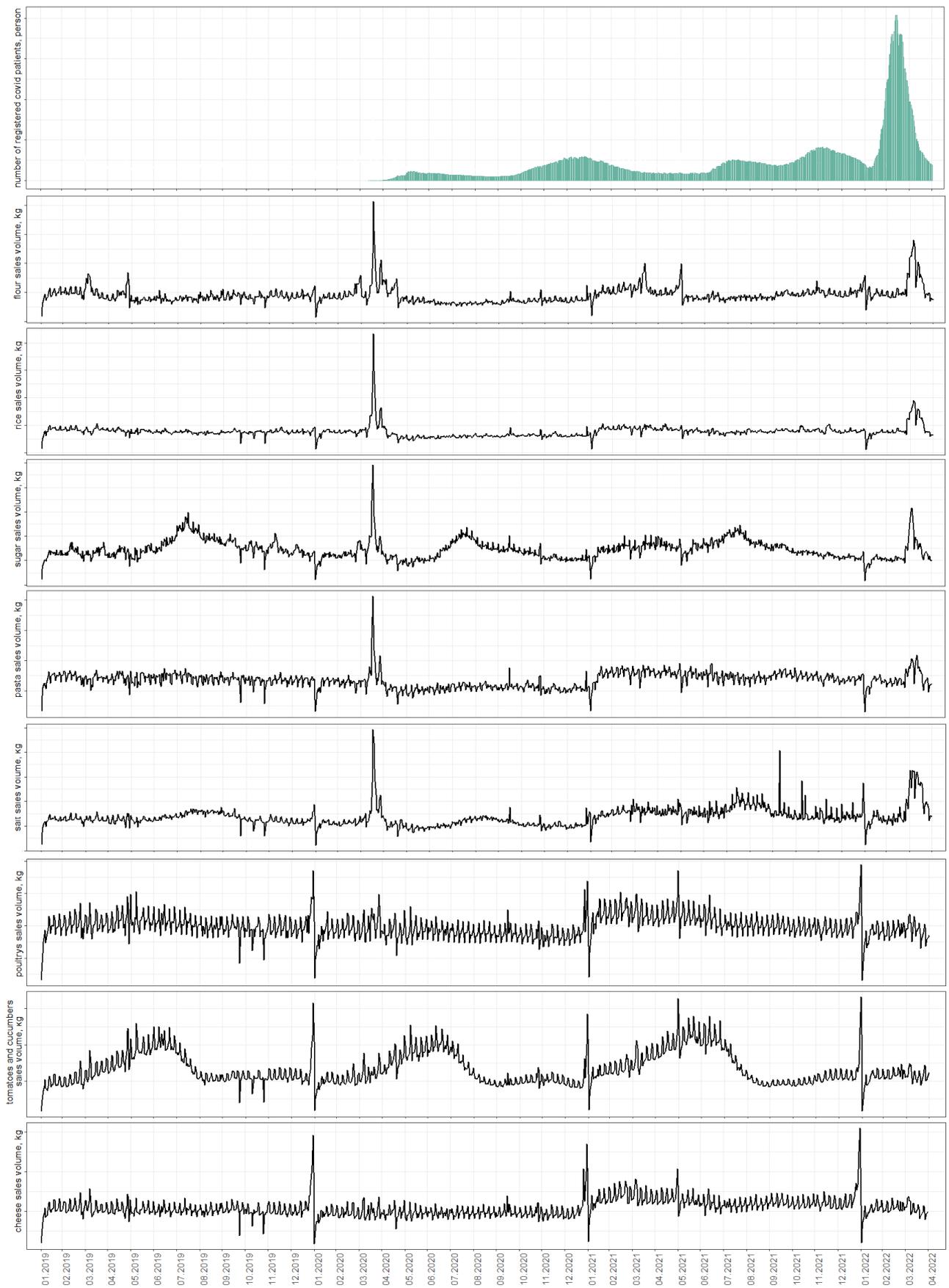


Рис. 1. Число регистрируемых заражений коронавирусом (верхний график) и объем продаж отдельных видов продуктов: пшеничной муки, риса, сахара, соли, томатов и огурцов, мяса птицы, сыра.

Таблица 2. Среднерегиональное значение дневной цены до и после 1 марта 2020г.

Наименование группы	Месяц до и после		Год до и после	
	1.02.2020- 28.02.2020	1.03.2020- 28.03.2020	1.03.2019- 28.02.2020	1.03.2020- 28.02.2021
Макаронны/pasta	76,5	78,4	74,2	82,8
Бобовые /legumes	95,9	94,0	90,5	103,1
Хлеб/bread	70,6	70,6	68,7	73,6
Мука/flour	32,4	32,8	32,3	36,1
Рис/rice	70,2	70,9	70,8	80,9
Другие крупы /groats	54,6	57,6	49,8	63,6
Картофель /potatoes	22,7	24,3	27,4	31,5
Огурцы и помидоры/cucumber	191,2	187,1	125,9	133,4
Прочие овощи /vegetable	29,3	30,9	33,9	33,4
Столовые корнеплоды /roots	40,2	45,0	43,8	48,2
Капуста/cabbage	25,3	26,9	32,2	25,2
Фрукты/fruit	90,4	95,6	91,6	102,8
Сахар /sugar	29,8	31,1	36,4	40,5
Конфеты /candy	297,3	331,5	287,6	303,0
Печенье /biscuits	169,4	170,2	167,8	179,3
Мясо птицы/poultry	156,5	159,1	162,5	165,1
Свинина /pork	236,4	245,0	256,6	260,1
Сельдь /herring	223,6	226,9	227,0	240,8
Творог /curd	283,9	286,4	277,8	287,9
Сметана /sour_cream	206,9	209,9	201,0	210,3
Масло сливочное /butter	526,8	526,7	507,2	532,2
Молоко кефир /milk_kefir	57,9	58,3	56,0	59,0
Сыр /cheese	504,5	508,9	479,7	515,3
Яйца /egg	5,3	5,3	5,2	5,7
Масло растительное /oil	79,0	79,6	79,7	94,8
Соль /salt	20,2	18,7	19,1	20,8
Специи /spice	32,3	32,4	32,5	33,8
Чай /tea	75,5	77,0	71,7	82,7

Если сопоставлять данные среднегодовых региональных значений цен за 28 дней до и 28 дней после 1 марта, то можно увидеть, что снизились цены на бобовые, соль, огурцы и помидоры. Причина снижения цен на огурцы и помидоры в целом объяснима тем, что это продукты скоропортящиеся и цена могла быть снижена в целях освобождения от нее складских помещений. По крайней мере именно такая стратегия отмечалась в отношении скоропортящегося лука в Индии и Индонезии (Asmarani, 2021; Emediegwu, Nnadozie, 2022). Для понимания причин краткосрочного снижения цен на бобовые и соль необходимо детальнее изучить структуру продаж по видам и маркам реализованных продуктов. Одно из предположений состоит в том, что на волне спроса люди скупали более объёмные упаковки, что при пересчете на кг могло дать меньшую цену за единицу веса.

Оценка коэффициентов вариации позволяет увидеть, что для большей части рассматриваемых товаров каких-то серьезных изменений в дифференциации регионов по уровню цен не произошло (приложение А1). Отдельно можно остановиться на овощах. Для них естественной являлось сезонное увеличение разброса цен. В частности к началу лета,

когда в южных регионах запасы заканчиваются овощи становятся такими же дорогими как на севере страны, в результате различия снижаются. Однако по корнеплодам и прочим овощам всплеск вариации весной 2020г. был намного сильнее. Кратковременный скачок вариации цен наблюдался по сельди. Некоторое снижение вариации отмечалось по сахару. По остальным продуктам региональная вариация цен находилась в привычном диапазоне.

Пространственная автокорреляция цен в отличие от коэффициента вариации позволяет оценить насколько цены в соседних территориях схожи. В случае снижения Индекса Морана до ожидаемого значения можно говорить о том, что рынки фрагментированы, а цены в одном субъекте РФ мало зависят от цен в соседних. Рассчитанные значения индекса указывают на то, что для 16 из 28 групп товаров снизилась нижняя граница диапазона изменения, для 18 групп товаров повысилась вариация значений индекса (табл. 2).

Таблица 2. Значения глобального индекса Морана

Наименование группы	Период с 1 марта 2019г., по 28 февраля 2020г.			Период с 1 марта 2020г. по 28 февраля 2021г.		
	мин.	макс.	коэф. вар.	мин.	макс.	коэф. вар.
Макароны/pasta	0,40**	0,63**	0,1	0,40**	0,65**	0,1
Бобовые /legumes	0,18**	0,70**	0,3	0,12*	0,64**	0,4
Хлеб/bread	0,37**	0,54**	0,1	0,28**	0,55**	0,2
Мука/flour	0,29**	0,64**	0,3	0,30**	0,67**	0,3
Рис/rice	0,08	0,39**	0,8	0,00	0,41**	1,0
Другие крупы /groats	-0,08	0,37**	2,6	-0,09	0,31**	3,7
Картофель /potatoes	0,44**	0,83**	0,2	0,39**	0,87**	0,2
Огурцы и помидоры/cucumber	0,21**	0,78**	0,4	0,35**	0,81**	0,3
Прочие овощи /vegetable	0,17**	0,82**	0,5	0,03**	0,82**	0,6
Столовые корнеплоды /roots	0,28**	0,83**	0,3	0,10**	0,87**	0,4
Капуста/cabbage	0,17**	0,89**	0,5	0,59**	0,83**	0,1
Фрукты/fruit	0,27**	0,79**	0,3	0,28**	0,82**	0,4
Сахар /sugar	0,06*	0,64**	0,6	-0,01	0,63**	1,6
Конфеты /candy	0,12*	0,64**	0,6	0,11*	0,69**	0,6
Печенье /biscuits	0,37**	0,71**	0,2	0,29**	0,72**	0,1
Мясо птицы/poultry	0,50**	0,77**	0,1	0,42**	0,76**	0,2
Свинина /pork	0,39**	0,75**	0,2	0,40**	0,76**	0,2
Сельдь /herring	0,15**	0,55**	0,5	0,17**	0,54**	0,5
Творог /curd	0,58**	0,82**	0,1	0,57**	0,80**	0,1
Сметана /sour_cream	0,48**	0,71**	0,1	0,41**	0,71**	0,2
Масло сливочное /butter	0,25**	0,72**	0,3	0,17**	0,77**	0,4
Молоко кефир /milk_kefir	0,58**	0,70**	0,1	0,21**	0,74**	0,1
Сыр /cheese	0,33**	0,62**	0,2	0,41**	0,63**	0,1
Яйца /egg	0,09**	0,73**	0,4	0,21**	0,75**	0,4
Масло растительное /oil	0,15**	0,59**	0,3	0,22**	0,62**	0,3
Соль /salt	0,03*	0,53**	0,5	0,05	0,53**	0,4
Специи /spice	0,14**	0,45**	0,5	0,20**	0,51**	0,4
Чай /tea	0,08	0,58**	0,5	0,05**	0,65**	0,5

** pseudo p-value<0,05 * pseudo p-value<0,1

Однако за средними цифрами не видно нюансов, позволяющих увидеть изменение пространственных зависимостей во времени. Поэтому мы выделили три продукта (мука, рис сахар) с наиболее сильными всплесками в объеме продаж с тем чтобы проанализировать пространственную зависимость цен детальнее.

Пшеничная мука характеризовалась самым высоким всплеском в объеме продаж (рис. 1). Ее средняя региональная цена за год возросла на 11,8%. Вариация за этот период несколько снизилась, указывая на сокращение различий в цене на муку между регионами (приложение, рис. A1). Пространственная автокорреляция непосредственно в первый месяц пандемии была на более высоком уровне, однако в последующем мы видим, что она изменялась в более широком диапазоне указывая на неравномерное изменение цен в соседних регионах (рис. 2).

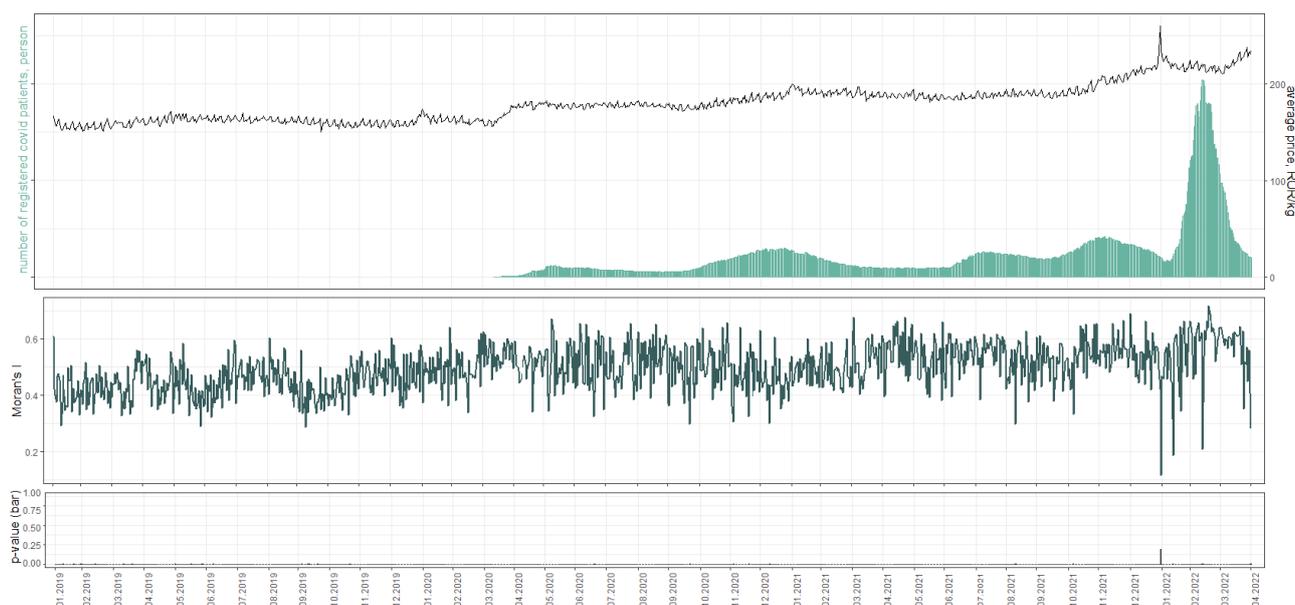


Рис. 2. Количество зарегистрированных новых случаев COVID-19, среднерегиональная дневная цена (верхний график), значение глобального индекса Морана и его статистическая значимость для пшеничной муки.

Рис также характеризовался достаточно высоким всплеском в объеме продаж (рис. 1). Его средняя региональная цена за год возросла на 14,3%. Вариация за этот период оставалась на том же уровне (приложение, рис. A1). Пространственная автокорреляция непосредственно в первый месяц пандемии была на более высоком уровне, однако в последующем мы видим, что она так же как и для муки изменялась в более широком диапазоне указывая на неравномерное изменение цен в соседних регионах (рис. 3). Более того, ее значения становились статистически незначимыми указывая на отсутствие пространственных закономерностей в определенные периоды.

Проводимые исследования в других странах показывают неоднозначное, смешанное влияние COVID-19 на розничные продовольственные цены на рис в мире. Противоречивые результаты получены по Китаю (Yu et al., 2020; Liang et al., 2021), Индии (Emediegwu, Nnadozie, 2022; Bairagi et al., 2022; Narayanan, Saha, 2021) и странам Африки (Agyei et al., 2021; Aggarwal et al., 2022). Очевидно, что различия определяются периодом исследования и рассматриваемыми районами. Учитывая достаточно стабильное значение в России средней цены с лета 2020 г. до зимы 2021г. можно утверждать, что непосредственно увеличение числа зараженных не оказывает влияние. Влияние на рост заметно только в первый период после

объявления пандемии. Тенденции возникающие в конце рассматриваемого периода не соотносятся с числом регистрируемых больных, а скорее всего являются следствием влияния других факторов.

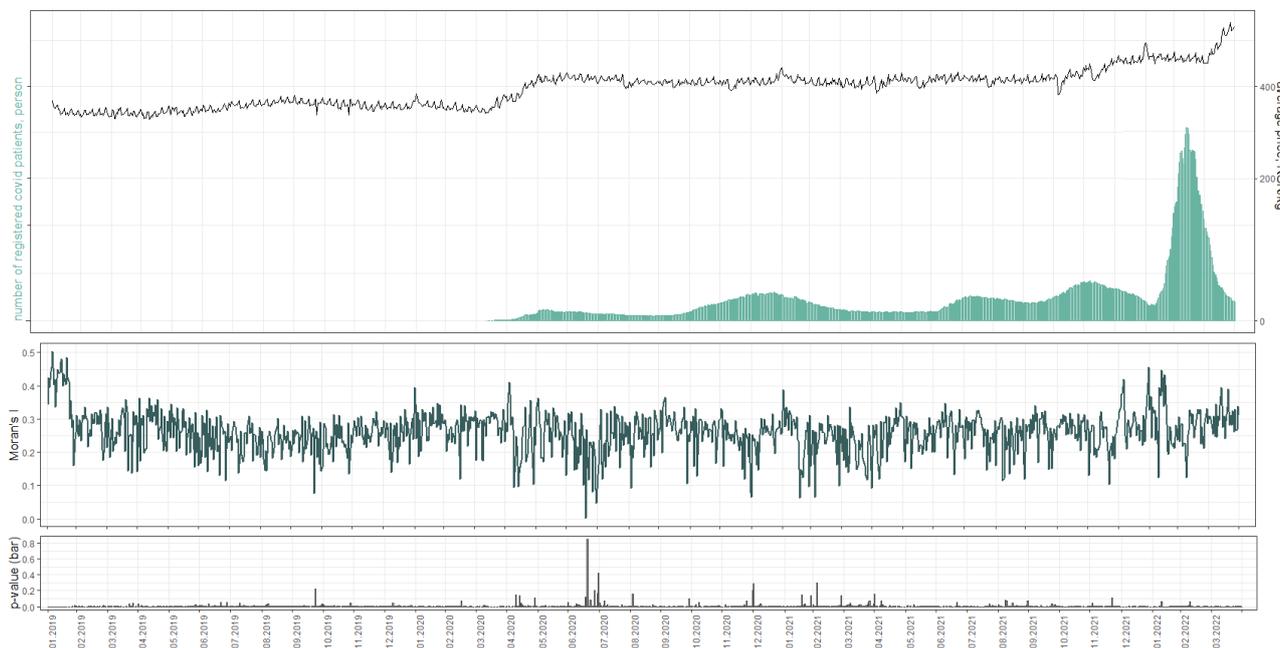


Рис. 3. Количество зарегистрированных новых случаев COVID-19, среднерегиональная дневная цена (верхний график), значение глобального индекса Морана и его статистическая значимость для риса.

Сахар, также как и два рассмотренных выше продукта, характеризовался достаточно высоким всплеском в объеме продаж (рис. 1). Позже визуализируются еще два небольших всплеска, которые в действительности относятся к сезонным колебаниям в потреблении сахара (в конце лета его приобретают для изготовления варенья). Его средняя региональная цена за год возросла на 11,3%. Однако в отличие от двух предыдущих товаров в динамике его среднерегиональной цены визуализируется еще одно увеличение цены совпадающее с началом второй волны COVID-19. Вариация цен в сравнении с периодом до пандемии снизилась, указывая на сокращение различий между регионами (приложение, рис. A1). Пространственная автокорреляция с момента объявления пандемии медленно снижалась, а осенью 2020 г. на фоне очередного роста цен она еще сильнее снизилась и стала незначимой (рис. 4).

Обращаясь к исследованиям в других странах следует отметить, что интерес к динамике цены на сахар проявлен в Индонезии и Индии. Для Индонезии было показано, что пандемия не оказала влияние на динамику цен на сахар, впрочем как и на многие другие продукты (Asmarani, 2021). В Индии цена на сахар резко возросла в феврале 2020г., потом до апреля снижалась практически до уровня начала года и снова возросла в мае, с последующим снижением с июля и до конца года (Emediegwu, Nnadozie, 2022). Эта тенденция не совпадает с наблюдаемой в России.

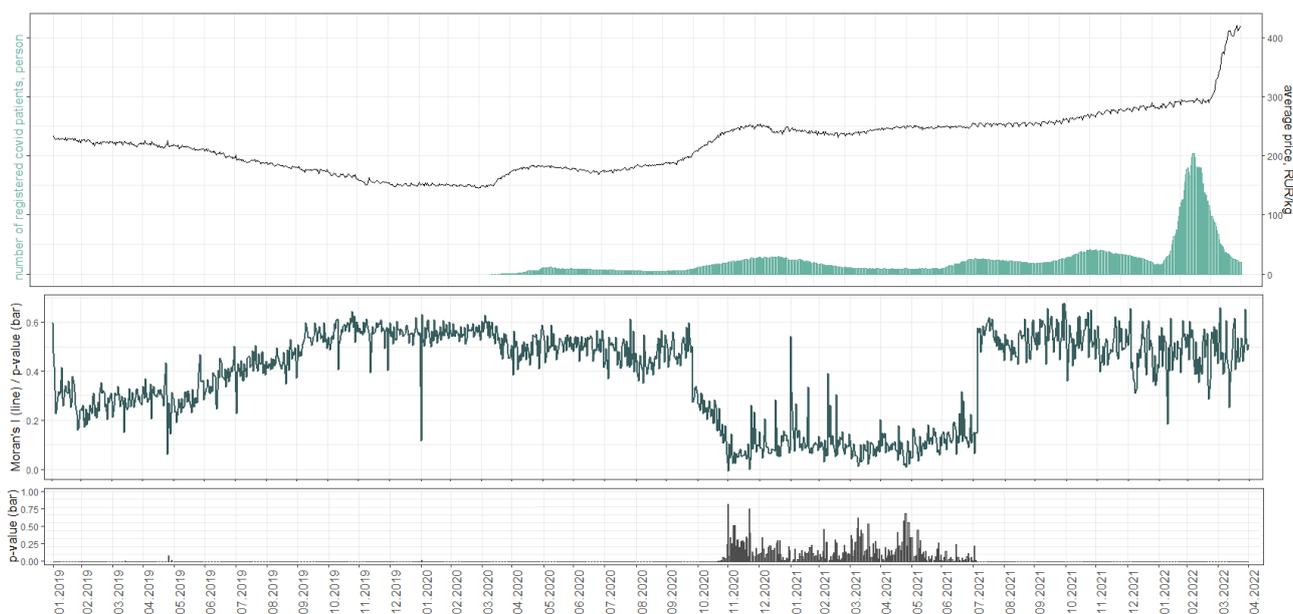


Рис. 4. Количество зарегистрированных новых случаев COVID-19, среднерегиональная дневная цена (верхний график), значение глобального индекса Морана и его статистическая значимость для сахара.

Здесь следует остановиться подробнее на причинах изменений цен на сахар в России. Во первых двумя годами ранее было собрано и произведено больше сахара чем потреблялось, поэтому цены в 2019 и начале 2020 г. были низкие. Во-вторых в 2020г. урожай был низкий, а запасы значительно сократились в первую волну пандемии. В результате осенью 2020 г. на фоне второй волны пандемии начался резкий рост цен на сахар. Так как во многих регионах запасы к этому моменту были недостаточны для удовлетворения шокового спроса, государственные органы начали вводить ограничение на вывоз сахара. Так как это социально-значимый товар, на него вводилось ограничение на изменение цен. В каждом регионе принимались свои законодательные акты. В декабре было принято соглашение на федеральном уровне. В соответствии с Постановлением Правительства Российской Федерации от 14.12.2020 № 2094 Минпромторг России, Минсельхоз России и хозяйствующие субъекты, осуществляющие торговую деятельность по продаже продовольственных товаров 16 декабря 2020 г., заключили соглашение «О принятии мер по снижению и поддержанию цен на сахар-песок белый российского производства», согласно которому розничные цены на сахар-песок не должны превышать 46 рублей за килограмм. Соглашения вступили в силу 17 декабря 2020 года и действовали до 1 апреля 2021 года. (Брынцев и др., 2021). Эти меры привели к тому, что вариация цен снизилась, а пространственная зависимость стала не значимой. Летом 2021 когда стало известно о хороших перспективах урожая сахара. Ограничения были сняты, цены стабилизировались и в достаточно короткий промежуток времени сформировалось пространственное равновесие цены. Таким образом, пандемия в первый период была драйвером роста цен. Однако в последующем она оказывала косвенное влияние, фактически запустив цепочку событий, вызывающих более высокую волатильность цены.

Заключение

Во многих странах, как и в России, одним из наиболее драматичных образов на ранних стадиях пандемии COVID-19 было то, что полки супермаркетов опустели от основных продуктов питания (Hobbs, 2020; Брынцев и др., 2021; Namulczuk, Skrzypczyk, 2022). При этом правительства многих стран, как и в России, а также представители пищевой промышленности подчеркивали, что в системе достаточно еды, но паническое покупательское поведение привело к краткосрочному дефициту и росту цен. В последующем пандемия косвенно сказывалась на наличии товаров и их ценах, в результате влияния на производство и цепочки поставок. Эти последствия имеют региональные и страновые особенности.

Проведенное исследование показало, что в отличие от Евросоюза, где наиболее сильные региональные различия продовольственных цен проявились в первую фазу пандемии (Namulczuk, Skrzypczyk, 2022) а также Африки, где отмечалось увеличение вариации цен (Adeworo et al., 2021), в России региональные различия в первые недели даже несколько сократились, а пространственные связи усилились. На это могло повлиять два фактора. Во-первых, применительно к праздникам ранее отмечалось, что действия и «чувства» потребителей могут быть одинаковыми на разных территориях (Guha, Ng, 2019). Очевидно, что реакция на пандемию могла быть одинаковой на всей территории РФ с учетом единовременного введения с 30 марта 2020г. локдауна во всех регионах страны. Во-вторых, как отмечает Найден С.Н., Домнич Е.Л. и Ступникова А.В. (2022) реакция Дальнего востока, где исторически наблюдается самый высокий уровень цен, была замедленной. Соответственно рост цен на остальной части РФ приблизил значения к дальневосточным сократив разрыв между регионами.

Несмотря на выявляемую значимую связь между заболеваемостью/смертностью от COVID-19 и ценами на продукты, особенно в первые периоды, следует внимательно относиться к ее интерпретации. С каждой новой волной количество заболевших становилось больше, однако цены росли не такими высокими темпами. Ограничения, введенные в связи с пандемией в 2020 году оказало более существенное влияние на цены, чем введенные в 2021 году (Namulczuk, Skrzypczyk, 2022). Таким образом не число заболевших, а строгость ограничительных мер как показано в ряде исследований оказывала влияние на динамику цен (Akter, 2020). Наиболее серьезная реакция безусловно фиксировалась в первый период и она подогревалась паническими настроениями, а также короткими сроками для формирования запасов на период жесткого локдауна. Именно короткий срок реализации повышенного спроса, определяемого необходимостью закупки достаточного запаса товаров, на наш взгляд сыграл значительную роль, т.к. торговые сети не были готовы его быстро обеспечить. На это указывает и то, что в одних странах по товарам по которым запасы были более высокие, стратегический запас которых отслеживался в предыдущие периоды, волатильность цен была ниже (Yu et al., 2020; Asmarani, 2021), а так же выводы о том, что отсутствие продовольственной безопасности негативно отразилось на ценах в других странах (Tabe-Ojong et al., 2022). При этом последующее изменение цен во многом было связано не столько с числом заболевших, сколько с реакцией со стороны предложения (Surni et al., 2020) и допандемийной зависимостью рынков от поставок (Dietrich et al., 2021). Это в целом прослеживается и в выявленных зависимостях для сахара в России, что актуализирует важность разработки мер поддержки производителей в период после внешнего шока и более пристального внимания к вопросам продовольственной безопасности.

В представленном исследовании на примере 28 групп продуктов показано, что динамика цен, их региональная вариация и пространственная зависимость может сильно

различаться. Таким образом при прогнозировании влияние внешних шоков на динамику цен в будущем, следует учитывать особенности той или иной группы товаров и рассматривать их изолировано.

Для последующего анализа связи COVID-19 и цен на продукты, следует изолировать другие эффекты. В частности как и в данных о ценах в Турции в конце наблюдаемого периода визуализируется влияние не связанных с пандемией других существенных факторов (Özocaklı, 2022). Кроме того, в перспективе возможно следует ввести в анализ различие штаммов Covid-19.

Благодарность: Статья подготовлена в соответствии с государственным заданием Министерства науки и высшего образования Российской Федерации (код научной темы FZWU-2020-0027).

Список использованной литературы

- Adewopo J. B., Solano-Hermosilla G., Colen L., Micale F. Using crowd-sourced data for real-time monitoring of food prices during the COVID-19 pandemic: Insights from a pilot project in northern Nigeria. *Global Food Security*. 2021. Vol. 29. 100523. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2021.100523>
- Aggarwal S., Jeong D., Kumar N., Park D.S., Robinson J., Spearot A. COVID-19 market disruptions and food security: Evidence from households in rural Liberia and Malawi. *PLoS One*. 2022. Aug 8. Vol. 17(8):e0271488. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0271488>.
- Agyei S. K., Isshaq Z., Frimpong S., Adam A. M., Bossman A., Asiamah O. COVID-19 and food prices in sub-Saharan Africa. *Afr Dev Rev*. 2021. Vol. 33. S102–S113. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12525>
- Akter S. The impact of COVID-19 related ‘stay-at-home’ restrictions on food prices in Europe: findings from a preliminary analysis. *Food Security*. 2020. Vol. 12. Pp. 719–725. <https://doi.org/10.1007/s12571-020-01082-3>
- Asmarani T.E. COVID-19 and food price: study in Indonesia. *Jurnal REP (Riset Ekonomi Pembangunan)*. 2021. Vol. 6(2). Pp. 186-200. <https://doi.org/10.31002/rep.v6i2.5449>
- Bai Y., Costlow L., Ebel A. et al. Retail prices of nutritious food rose more in countries with higher COVID-19 case counts. *Nat Food*. 2022. Vol. 3. Pp. 325–330. <https://doi.org/10.1038/s43016-022-00502-1>
- 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. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264355>
- Dietrich S., Giuffrida V., Martorano B., Schmerzeck G. COVID-19 policy responses, mobility, and food prices: Evidence from local markets in 47 low to middle income countries. *MERIT Working Papers No 2021-008*.
- Emediegwu, L. E., Nnadozie O. O. On the effects of COVID-19 on food prices in India: a time-varying approach. *European Review of Agricultural Economics*. 2022. jbac015. <https://doi.org/10.1093/erae/jbac015>
- Erdoğan S., Yıldırım D. Ç., Gedikli A. Dynamics and Determinants of Inflation During the COVID-19 Pandemic Period in European Countries: A Spatial Panel Data Analysis. *Duzce Medical Journal*. 2020. Vol. 22(Special Issue). Pp. 61-67.

- Guha R., Ng S. A. A Machine Learning Analysis of Seasonal and Cyclical Sales in Weekly Scanner Data. NBER Working Paper 2019, 25899. <https://doi.org/10.3386/w25899>
- Hamulczuk M., Skrzypczyk M. European Union Agri-Food Prices During COVID-19 and their Selected Determinants / Ceny rolno-żywnościowe w krajach Unii Europejskiej w czasie kryzysu COVID-19 i ich wybrane determinanty. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*. 2022. Vol. 371(2). Pp. 5–27. <https://doi.org/10.30858/zer/147950>
- Hobbs J.E. Food Supply Chains during the COVID-19 Pandemic. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 2020. Vol. 68(2). Pp. 171–176. <https://doi.org/10.1111/cjag.12237>
- Leclair M., Léonard I., Rateau G., Sillard P., Varlet G., Vernédal P. Scanner Data: Advances in Methodology and New Challenges for Computing Consumer Price Indices. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*. 2019, 509. Pp. 13–29. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.509.1981>
- Liang L., Qin K., Jiang S., Wang X., Shi Y. Impact of Epidemic-Affected Labor Shortage on Food Safety: A Chinese Scenario Analysis Using the CGE Model. *Foods*. 2021. Vol. 10(11):2679. <https://doi.org/10.3390/foods10112679>
- Narayanan S., Saha Sh. Urban food markets and the COVID-19 lockdown in India. *Global Food Security*. 2021. Vol. 29. 100515. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2021.100515>.
- Özocaklı D. The Covid-19 new cases on food price indexes IN Turkey. *Theory and Research in Social, Human and Administrative Sciences*. Eds. Batal S., Akgul C.S. Publisher: Serüven Yayınevi. 2022. Pp.101-117.
- Surni, Nendissa D.R., Wahib M.A., Astuti M.H., Arimbawa P., Miar, Kapa M.M.J., Elbaar E.F. Socio-economic impact of the COVID-19 pandemic: Empirical study on the supply of chicken meat in Indonesia. *AIMS Agric. Food*. 2021. Vol. 6. Pp. 65–81. <https://doi.org/10.3934/agrfood.2021005>
- Tabe-Ojong M. P. Jr., Nshakira-Rukundo E., Gebrekidan B. COVID-19 and food (in)security in Africa: Review of the emerging empirical evidence. IFPRI discussion papers 2121. International Food Policy Research Institute (IFPRI). 2022. <https://doi.org/10.2499/p15738coll2.135904>
- Vasylieva N. Food Security in Times of Covid-19: Price Aspects in Ukraine and Neighboring EU Countries. *Montenegrin Journal of Economics*. 2021. Vol. 17. No. 3. Pp. 21-30.
- Wu G., Zhang C., Liu P., Ren W., Zheng Y. et al. Spatial quantitative analysis of garlic price data based on ArcGIS technology. *Computers, Materials & Continua*. 2019. Vol. 58. No.1. Pp. 183–195. <https://doi.org/10.32604/cmc.2019.03792>
- Yu X., Liu C., Wang H., Feil J.-H. The impact of COVID-19 on food prices in China: evidence of four major food products from Beijing, Shandong and Hubei Provinces. *China Agricultural Economic Review*. 2020. Vol. 12. No. 3. Pp. 445-458. <https://doi.org/10.1108/CAER-04-2020-0054>
- Алиева М. А., Жуковская Н. В. Оценка пространственных факторов, влияющих на цену жилой недвижимости г. Минска. ГИС-технологии в науках о Земле: материалы респ. науч.-практ. семинара студентов и молодых ученых, Минск, 17 нояб. 2021 г. / Белорус. гос. ун-т ; редкол.: Н. В. Жуковская (гл. ред.) [и др.]. – Минск : БГУ, 2021. С. 63-71.
- Брынцев А.Н, Лапин А.В., Левина Е.В. Макроэкономический анализ тенденций развития продовольственной безопасности России. *Продовольственная политика и безопасность*. 2021. Том 8. № 1. С. 23–32. <https://doi.org/10.18334/ppib.8.1.111921>

- Калинин А.М., Волин И.А. Информационные источники для расчета индекса потребительских цен: большие данные сети Интернет и систем ФНС России. Вопросы статистики. 2022. Vol. 29(1). Pp. 44-51. <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-1-44-51>
- Найден С. Н., Домнич Е. Л., Ступникова А. В. Поведение потребительских цен в условиях пандемии COVID-19: Дальний Восток России. Власть и управление на Востоке России. 2022. № 2 (99). С. 41–52. <https://doi.org/10.22394/1818-4049-2022-99-2-41-52>
- Никонова Г. Н., Никонов А. Г. Факторы изменения спроса на продовольственном рынке СанктПетербурга. Аграрный вестник Урала. 2020. Специальный выпуск «Экономика». С. 70–78. <https://doi.org/10.32417/1997-4868-2021-13-70-78>.
- Ступникова А.В. Оценка поведения потребительских цен в Дальневосточном федеральном округе в условиях пандемии COVID-19. Региональная экономика: теория и практика. 2022. Т. 20. № 5 (500). С. 800-830.
- Тимирьянова В. М., Зимин А. Ф., Жилина Е. В. Пространственная составляющая в изменении розничного рынка товаров. Экономика региона. 2018. Т. 14, вып. 1. С. 164-175 <http://doi.org/10.17059/2018-1-13>

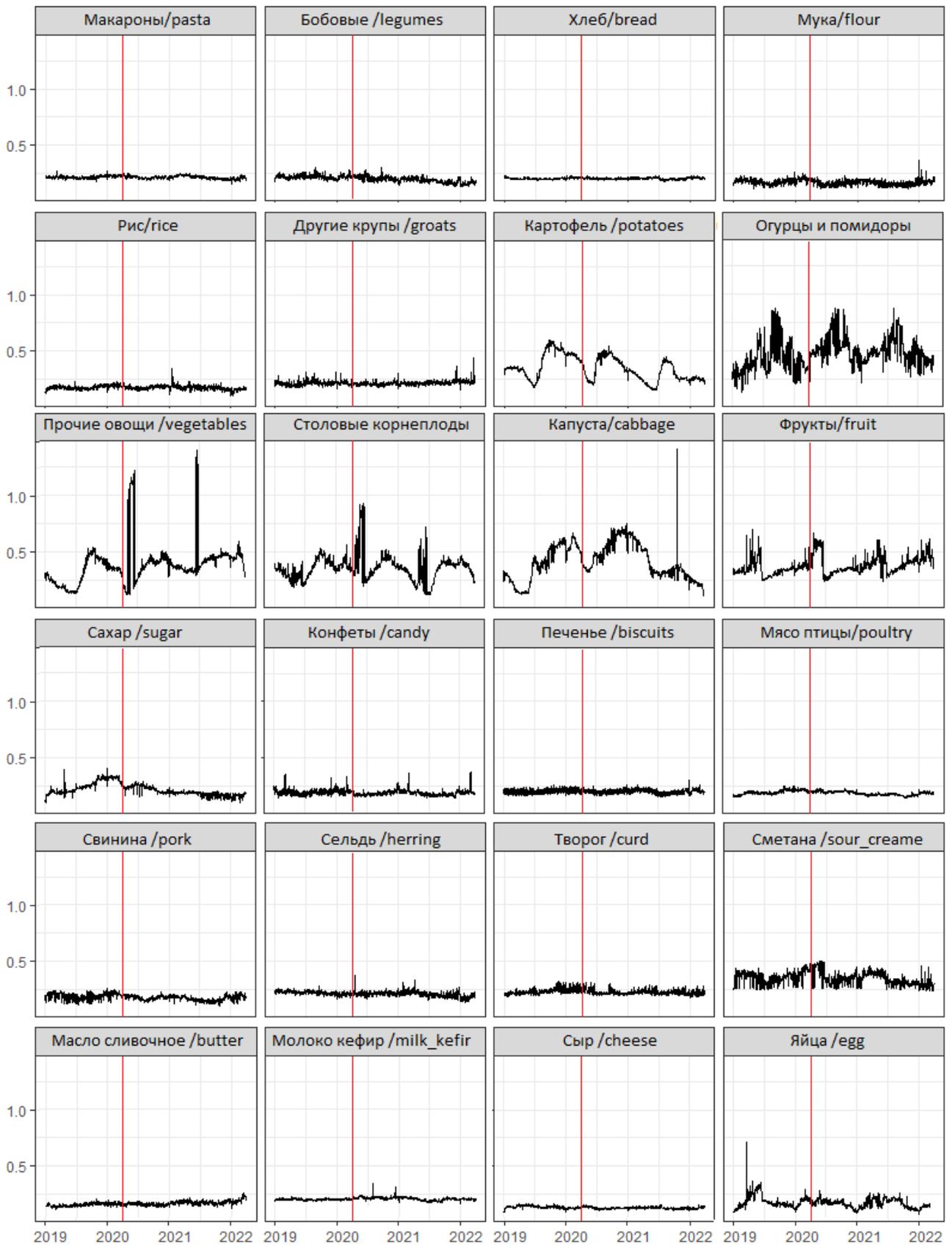


Рис. А1. Межрегиональная вариация цен в Российской Федерации с 1 января 2019 г. по 31 марта 2022г.