

Реальный сектор

Оценка влияния зернового демпфера на российский рынок пшеницы

Алексей Ильич Больдясов

ORCID: 0000-0002-7307-900X

Аналитик рынка, ООО «ПромХимРесурс-Д»

(РФ, 606024, Нижегородская обл., Дзержинск, ул. Ватутина, 82)

E-mail: alex.b13@rambler.ru

Аннотация

Работа посвящена количественной оценке последствий зернового демпфера для рынка пшеницы России в 2021–2024 годах. Проведен анализ теоретических основ моделирования рынка страны, экспортирующей товар, по итогам которого: (1) предложен подход к моделированию спроса на товар промежуточного потребления на внутреннем рынке экспортирующей страны; (2) описан механизм взаимосвязи между экспортными ценами, пошлинами и внутренними ценами при наличии оптового звена в цепочке товародвижения экспортируемого товара. Предложена имитационная модель российского рынка пшеницы с постоянным коэффициентом эластичности. Позитивная роль демпферного механизма в 2021–2024 годах заключалась в: (1) снижении коэффициента вариации цен на 2,5–5 п.п. в 2021–2023 годах; (2) росте спроса на внутреннем рынке на 10,4 млн тонн; (3) уменьшении товарных запасов в сельхозорганизациях на 9–19%; (4) росте доходов бюджета на 687 млрд руб. Отрицательные последствия включали: (1) сокращение экспорта на 12,2 млн т; (2) снижение доходов производителей на 200 млрд руб., маржинального дохода экспортеров — на 369,7 млрд руб.; (3) уменьшение валовых сборов на 8,1 млн т. Обнаружен эффект, заключающийся в снижении регулирующего воздействия вывозных пошлин на рынок в долгосрочной перспективе ввиду сокращения переходящих товарных запасов. Сделан вывод о целесообразности отказа от экспортных пошлин на пшеницу путем постепенного повышения базовых цен для расчета их ставок.

Ключевые слова: экспортные (вывозные) пошлины, государственное регулирование, модель частичного равновесия, посевные площади, внешнеторговая политика

JEL: F13, Q13, Q18

Real Sector

Impact of the Grain Damper on the Russian Wheat Market

Alexey I. Boldiasov

ORCID: 0000-0002-7307-900X

Market Analyst, PromKhimResurs-D LLC,^a

e-mail: alex.b13@rambler.ru

^a 82, Vatutina ul., Nizhny Novgorod Region, Dzerzhinsk, 606024, Russian Federation

Abstract

The paper provides a quantitative assessment of grain damper effects on the Russian wheat market from 2021 to 2024. The author's analysis of the theoretical foundations for modeling the market of an exporting country yielded the following: (1) a proposed approach to modeling the demand for intermediate goods in the domestic market of an exporting country; (2) a description of the way in which export prices, duties, and domestic prices are related when there is a wholesale link in the chain of the exported goods. A simulation model of the Russian wheat market with constant elasticity coefficients was constructed. The positive effect of damping from 2021 to 2024 was as follows: (1) the coefficient of price variation decreased by 2.5–5.0% from 2021 to 2023; (2) domestic demand increased by 10.4 million tons; (3) agricultural inventories decreased by 9–19%; (4) budget revenues increased by 687 billion rubles. Negative effects included: (1) a decrease in exports by 12.2 million tons; (2) a decrease in producer revenues by 200 billion rubles and of the marginal income of exporters by 369.7 billion rubles; (3) a decrease in gross yields by 8.1 million tons. A long-term reduction in the regulatory impact of export duties on the market was observed because carryover inventories diminished. The study concludes that it is advisable to remove export duties on wheat by gradually increasing the base prices on which they are calculated.

Keywords: export duties, government regulation, partial equilibrium model, acreage, foreign trade policy

JEL: F13, Q13, Q18

Введение

Системообразующая роль в развитии и функционировании российского зернового рынка принадлежит пшенице. Эта культура ежегодно обеспечивает примерно две трети валовых сборов и физических объемов реализации зерновых и зернобобовых в России¹. Зарубежные поставки пшеницы формируют от 75 до 80% совокупного вывоза зерна из страны и выступают, таким образом, ядром отечественного зернового экспорта². Россия на протяжении последних лет сохраняет лидирующие позиции на мировом рынке пшеницы. На российские компании, по разным оценкам, приходится от 20 до 25% мирового экспорта этой культуры³.

На внешние рынки вывозится от 40 до 50% собранного в России урожая пшеницы⁴. В условиях ориентации зернового хозяйства на экспортные поставки внутрироссийские цены на эту культуру оказываются крайне чувствительными к колебаниям конъюнктуры международного рынка. Высокая волатильность мировых цен на зерновые и непредсказуемость валютных курсов тормозят развитие отечественной пищевой промышленности, для которой пшеница служит одним из основных видов сырья. Как следствие, увеличиваются розничные цены на социально значимые продукты питания.

В целях защиты внутреннего рынка от негативного влияния внешнеэкономических факторов государство проводит политику ограничения экспорта. Особое место в системе государственного регулирования рынка зерна занимает зерновой демпфер, направленный на снижение вариации внутрироссийских цен на зерно и их зависимости от мировых цен. Демпферный механизм действует на рынках пшеницы, ячменя и кукурузы с июня 2021 года и предполагает комбинацию двух взаимосвязанных инструментов государственной политики: вывозных пошлин с плавающей ставкой, величина которой зависит от экспортных цен, и субсидирования производителей зерна из средств, поступивших в бюджет от уплаты экспортных пошлин.

Однако политика сдерживания поставок зерна за рубеж имеет негативные последствия для зернового хозяйства. Ограничение

¹ Расчеты автора на основе: Бюллетени о состоянии сельского хозяйства (электронные версии). <https://rosstat.gov.ru/folder/11110/document/13277>.

² Расчеты автора на основе: Экспорт зерна из России в 2024 году превысил 71 млн тонн // Агроинвестор. 2025. <https://www.agroinvestor.ru/markets/news/43563-eksport-zerna-iz-rossii-v-2024-godu-prevysil-71-mln-tonn/?ysclid=macn4enqe465775844>.

³ Расчеты автора на основе: Agricultural Market Information System. <https://www.amis-outlook.org/statistics/crops>.

⁴ Agricultural Market Information System. <https://www.amis-outlook.org/statistics/crops>.

вывоза зерна приводит к сокращению доходов и рентабельности отрасли и, следовательно, снижению ее инвестиционной привлекательности. В долгосрочной перспективе снижение стимулов к производству может привести к сокращению предложения на зерновом рынке и закономерному росту цен на зерно, что компенсирует положительное влияние ранее принятых мер. Поэтому государство вынуждено решать непростую задачу по поддержанию баланса между развитием внутреннего рынка и реализацией экспортного потенциала зернового хозяйства, для чего требуется точная настройка параметров государственного регулирования рынка зерна, в том числе и рынка пшеницы.

Таким образом, актуальность исследования последствий зернового демпфера для рынка пшеницы определяется как важной ролью этой культуры в экономике страны, так и необходимостью тщательного обоснования мер государственного регулирования зернового рынка.

Цель настоящей работы заключается в том, чтобы на основе разработанной в ходе теоретического анализа и откалиброванной на реальных данных имитационной модели дать количественную оценку влияния демпферного механизма на основные показатели рынка пшеницы России.

В первой части работы проводится обзор публикаций, посвященных оценке влияния экспортных пошлин на рынок, а также разработке моделей частичного равновесия, адаптированных для анализа государственной политики. Во второй части рассматриваются теоретические основы моделирования рынка пшеницы. Третья часть посвящена обсуждению эмпирической стратегии оценки параметров имитационной модели и анализу исходных данных. Четвертая часть включает результаты параметризации модели и количественную оценку последствий демпфера для рынка пшеницы.

1. Обзор литературы

Важная роль внешнеторговой политики в защите внутреннего рынка определяет значительный интерес к исследованию последствий использования различных ее инструментов. В отечественных и зарубежных публикациях активно обсуждаются как подходы к анализу влияния экспортных пошлин на рынок, так и эффективность их применения в различных странах.

В отдельных работах российских авторов исследуется влияние зернового демпфера на цены на зерновые культуры на внутреннем рынке России. В статье [Прокопьев, 2023. С. 47] отмечается стабилизация внутрироссийских цен на зерно в краткосрочной

перспективе под влиянием экспортных пошлин с плавающей ставкой. Аналогичный вывод содержит работа [Узун, Терновский, 2023. С. 35], в которой установлен факт снижения волатильности цен на зерно на российском рынке относительно динамики мировых цен вследствие действия демпферного механизма.

В отечественных публикациях, кроме того, дана оценка последствиям влияния экспортных пошлин на пшеницу, действовавших в 2015–2016 годах, то есть до введения зернового демпфера. Например, в статье [Бородин, 2019. С. 34] показано, что коэффициент эластичности внутрироссийских цен на пшеницу к величине вывозной пошлины составляет $-0,68$. В работе [Светлов, 2019. С. 87] с помощью модели PF+PE рассчитано, что действовавшие в 2015–2016 годах пошлины на пшеницу привели к уменьшению цен на эту культуру на $6,13\%$ и выручки участников рынка на $3,41$ млрд руб.

В иностранной научной литературе вывозным пошлинам как инструменту защиты внутреннего рынка дается неоднозначная оценка. Например, авторы работы [Bouet, Laborde, 2012. P. 209] считают, что введение экспортного тарифа выступает рациональным решением для ориентированного на внешние поставки рынка в кризисный период. В работе [Martin, Anderson, 2011] показано, что принятие развивающимися странами мер, ограничивающих экспорт, может привести к росту мировых цен и усилению их волатильности. По мнению авторов, ухудшение конъюнктуры мирового рынка в таком случае перекрывает положительное воздействие внешнеторговой политики на внутренний рынок.

Зарубежные исследователи подробно изучают опыт различных стран в регулировании товарных рынков с помощью вывозных пошлин. Так, в статье [Deese, Reeder, 2007. P. 20] отмечается, что под влиянием экспортного тарифа вывоз соевых бобов из Аргентины в 2004–2005 годах сократился на $4,5\%$ относительно возможного значения. Как показывают расчеты авторов, сдерживающее воздействие пошлин на зарубежные поставки в значительной степени было компенсировано девальвацией аргентинского песо. В работе [Devados et al., 2020. P. 28] фиксируется снижение поголовья крупного рогатого скота в Аргентине вследствие высоких пошлин на говядину. Статья [Turner et al., 2008. P. 156] содержит вывод о том, экспортная пошлина на круглый лес в России, действовавшая в 2007–2009 годах, способствовала росту мировых цен на продукцию лесного хозяйства и сдерживала развитие мировой лесоперерабатывающей промышленности.

Таким образом, в научных публикациях в качестве последствий введения экспортных пошлин рассматривается снижение цен на внутреннем рынке, сокращение доходов производителей

и рост мировых цен в тех случаях, когда экспорт ограничивается странами со значительной долей в мировом экспорте. Плавающая ставка пошлины, действующая в рамках демпферного механизма, кроме того, способствует сокращению волатильности цен на внутреннем рынке экспортирующей товар страны.

Количественная оценка последствий зернового демпфера для рынка пшеницы может быть дана с помощью методов экономико-математического моделирования. Поэтому в контексте настоящего исследования представляют интерес работы, посвященные разработке и апробации моделей частичного равновесия, позволяющих анализировать влияние на рынок различных инструментов государственной политики, в том числе и внешнеторговой.

В отечественных публикациях тематика моделирования равновесия товарного рынка представлена достаточно широко. Например, в статье [Прокопьев, 2015. С. 86] на основе функции с постоянной эластичностью замещения и полного дифференциала условия рыночного равновесия иллюстрируется воздействие импортной пошлины на внутренние цены. Работа [Svetlov, 2016. P. 114] содержит имитационную модель российского рынка пшеницы, предназначенную для оценки последствий государственных закупочных и товарных интервенций. В качестве ключевого фактора, определяющего спрос, предложение и экспорт, автором рассматривается внутрироссийская цена на данную культуру. В статье [Киселев и др., 2022. С. 75] предложение моделируется с помощью симметричной функции Мак-Фаддена, широко применяемой в прикладных исследованиях, спрос — на основе нормализованной квадратичной функции расходов, изученной в работе [Diewert, Wales, 1988. P. 306]. Модель рыночного равновесия, предложенная в статье [Бородин, 2024. С. 165], позволяет оценивать последствия экспортной пошлины как для внутреннего рынка, так и для мирового.

По иностранным публикациям можно проследить эволюцию подходов к моделированию равновесия товарного рынка, принятых в экономической науке. В работах 1970–1980 годов функционирование рынка и последствия его регулирования анализируются на основе идей неоклассической школы в их наиболее простом математическом выражении. Так, в статье [Stauffer, Mingst, 1979. P. 112] установлено, что увеличение переходящих запасов способствует снижению мировых цен на цветные металлы. В работе [Gerrard, Roe, 1983. P. 116] влияние политики поддержки зернового рынка в Танзании оценивается с помощью расчета излишков потребителя и производителя. В статье [Blank, 1985. P. 300] последствия регулирования рынка молока в Австралии исследуются на основе коэффициентов эластичности спроса к цене. В работе

[Riethmuller, Roe, 1986. P. 337] спрос, предложение и чистый экспорт на рынке риса и пшеницы в Японии моделируются на основе динамики внутренних и мировых цен, а также среднедушевых доходов населения.

По мере усложнения структуры рынков и появления более детальной социально-экономической статистики подходы к моделированию товарных рынков постепенно усложняются. Так, в статье [Soregaroli et al., 2010. P. 201] в целях анализа продовольственного рынка Италии разрабатываются и проверяются на реальных данных модели спроса и предложения на рынке с несовершенной конкуренцией. В работе [Maly, 2013. P. 249] спрос на чешском рынке мяса моделируется отдельно по двум каналам реализации: конечный потребитель и мясоперерабатывающие заводы. Статья [Marila et al., 2013] интересна тем, что влияние краткосрочных факторов на конъюнктуру мирового рынка кукурузы учитывается с помощью фиктивных переменных.

Модель китайского рынка зерна, предложенная в работе [Qian, Ito, 2020. P. 10], помимо цен включает издержки производства, что позволяет оценивать изменение прибыли вследствие политики, проводимой в аграрном секторе. В статье [Li et al., 2020. P. 6] спрос на зерно в Китае моделируется отдельно для городской и сельской местности, что расширяет аналитические возможности применяемой авторами модели зернового рынка.

Таким образом, в прикладных экономических исследованиях, направленных на моделирование рыночных процессов и последствий государственного регулирования, преобладают модели, основанные на классических представлениях экономистов о функциях спроса и предложения. Различия в применяемых авторами подходах обусловлены особенностями исходных данных, целями анализа и сложностью математического аппарата. Оценка последствий зернового демпфера для рынка пшеницы в РФ может быть дана с помощью имитационной модели рынка, адаптированной под исследование этого инструмента политики.

2. Теоретические основы моделирования рынка пшеницы

Предпосылки моделирования

Предположение 1. Характер конкурентной борьбы на рынке пшеницы близок к состоянию совершенной конкуренции. Следовательно, участники рынка не могут оказывать влияние на цены и воспринимают их как данность.

Рынок пшеницы в РФ действительно имеет ряд признаков, присущих рынку совершенной конкуренции: множество произ-

водителей; однородность производимого товара; высокая информационная прозрачность, достигаемая благодаря подробной отраслевой аналитике и информационной поддержке государства (например, ФГИС «Зерно»).

Предположение 2. Производители поставляют продукцию по двум каналам реализации: переработчики и оптово-посреднические структуры. Экспорт пшеницы осуществляется только оптовыми структурами.

Детальное изучение компаний, осуществляющих экспорт зерновых, показывает, что большинство экспортеров занимают исключительно оптовой торговлей. В регистрационных документах крупных компаний и подавляющего большинства более мелких организаций коды, соответствующие сельскохозяйственному производству («01...» по ОКВЭД2), не указаны ни в основном, ни в дополнительных видах деятельности. Такой вывод может быть сделан на основе подробного исследования компаний, содержащихся в приказах Минсельхоза России о распределении объемов квоты на экспорт зерновых, так как ее величина рассчитывается исходя из исторических данных о доле каждой организации в вывозе зерна.

На основе этих документов и отраслевой аналитики удельный вес производителей в экспорте пшеницы можно оценить в величину не более 5–7% в разные годы. Тогда доля экспорта этой культуры в общем объеме ее реализации хозяйствами всех категорий составляет не более 1–3%⁵. Следовательно, объемы зарубежных поставок пшеницы, осуществляемых производителями самостоятельно, пренебрежимо малы в масштабах совокупной величины экспорта и могут быть исключены из модели в целях ее упрощения.

Предположение 3. Объемами импорта пшеницы в РФ можно пренебречь. Импортные поставки этой культуры составляют менее 1% от внутреннего спроса⁶, что незначительно в масштабах рынка.

Валовые сборы пшеницы

Валовые сборы пшеницы определяются посевной площадью и урожайностью этой культуры. Предприятия аграрного сектора могут воздействовать на урожайность различных культур путем

⁵ Расчеты автора на основе: Приказы Минсельхоза РФ от 05.02.2021 № 60, от 08.02.2022 № 60, от 07.02.2023 № 68; Бюллетени о состоянии сельского хозяйства (электронные версии). <https://rosstat.gov.ru/folder/11110/document/13277>; Экспорт и импорт пшеницы в РФ в декабре 2015 года. <https://zerno.ru/node/2642?ysclid=macnglk7l9483444970>.

⁶ Расчеты автора на основе: Agricultural Market Information System. <https://www.amis-outlook.org/statistics/crops>.

внесения удобрений, изменения технологий обработки почвы и других действий. Однако урожайность также зависит от климатических условий, качества семенного материала и других факторов, которые сельскохозяйственные производители не могут контролировать в краткосрочном периоде [Li et al., 2024, P. 9]. Анализ влияния перечисленных выше подобных факторов на урожайность лежит в области естественных и технических наук и выходит далеко за рамки экономического исследования. Поэтому данный параметр в имитационной модели рынка пшеницы рассматривается как экзогенный.

Решение сельскохозяйственных производителей о величине посевных площадей формируется под влиянием динамики рыночных цен на пшеницу и неценовых факторов, среди которых материально-техническая база зернового хозяйства, финансовое состояние производителей, ожидания и др. Кроме того, при моделировании необходимо учитывать влияние вариации цен на посевные площади, так как зерновой демпфер способствует стабилизации внутрироссийских цен на пшеницу.

Пусть коэффициент вариации, выступающий мерой волатильности цен, связан функционально с величиной рыночных цен:

$$k_{var} = \gamma + \mu p, \quad (1)$$

где k_{var} — коэффициент вариации цен, p — величина рыночной цены, μ — коэффициент, отражающий взаимосвязь между величиной рыночной цены и коэффициентом вариации цен, γ — константа.

Посевные площади и рыночные цены связаны между собой прямо пропорционально:

$$\frac{\partial Acr}{\partial p} = \varphi > 0, \quad (2)$$

где Acr — посевные площади (от англ. acreage), p — рыночная цена.

Если выразить рыночную цену из (1) и подставить ее в формулу (2), то посевные площади и коэффициент вариации цен можно связать через величину производной функции посевных площадей по рыночной цене:

$$\frac{\partial Acr}{\partial k_{var}} = \frac{\varphi}{\mu}. \quad (3)$$

Отрицательные значения производной ($\mu < 0$) означают, что высокие значения коэффициента вариации соответствуют относительно низким значениям рыночной цены. В таком случае волатильность цен воспринимается производителями отрицательно и способствует снижению посевных площадей. Если производная

положительна ($\mu > 0$), то на фоне нестабильности рыночных цен производители реализуют товар по более высоким ценам, что стимулирует их к увеличению посевной площади. Нулевое значение производной ($\mu = 0$) свидетельствуют о том, что волатильность цен не ассоциируется у производителей ни с более высокими, ни с более низкими ценами. Тогда коэффициент вариации не оказывает влияния на посевные площади через динамику рыночных цен.

Функция валовых сборов на рынке пшеницы принимает следующий вид:

$$Q_s = y [f(p; k_{var}; F_1; F_2; \dots; F_n)], \quad (4)$$

где Q_s — валовые сборы, y — урожайность (от англ. yield), p — рыночная цена на пшеницу, $F_1; F_2; \dots; F_n$ — множество неценовых факторов, определяющих посевные площади.

Спрос на пшеницу

Спрос на товарном рынке в прикладных исследованиях обычно моделируется как функция от доходов населения, а также от рыночной цены. Однако субъекты, закупающие зерно, не являются конечными потребителями. Спрос на пшеницу предъявляют перерабатывающие предприятия и оптово-посреднические структуры, которые максимизируют не полезность, а сумму прибыли, что требует других подходов к моделированию спроса.

Пусть выпуск готовой продукции переработчиками описывается производственной функцией Кобба — Дугласа с постоянными коэффициентами эластичности:

$$Q = k(Q_w)^\alpha \prod_{i=1}^n (R_i)^{\beta_i}, \quad (5)$$

где Q — объем выпуска готовой продукции, Q_w — количество пшеницы, используемое переработчиками в производстве, R_1, R_2, \dots, R_n — множество других видов ресурсов, используемых переработчиками при производстве, α — эластичность выпуска переработчиков по потребляемым объемам пшеницы, $0 < \alpha < 1$, так как сырье не может обеспечить полный выход готовой продукции), $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ — эластичность выпуска переработчиков по другим видам ресурсов ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n > 0$), k — константа.

Бюджетное ограничение для переработчиков имеет вид:

$$(p_w Q_w) + \sum_{i=1}^n (R_i r_i) \leq C, \quad (6)$$

где p_w — цена пшеницы, Q_w — используемая в производстве пшеница, R_1, R_2, \dots, R_n — множество других видов ресурсов, используемых переработчиками при производстве, r_1, r_2, \dots, r_n — цены на другие виды ресурсов, используемые переработчиками при производстве, C — величина имеющихся в распоряжении переработчиков средств на закупку ресурсов.

Прибыль переработчиков равна:

$$\pi = p_f Q - C, \quad (7)$$

где π — сумма прибыли переработчиков, p_f — цена на продукцию переработчиков.

С учетом (5) и (6) формулу прибыли можно переписать:

$$\pi = p_f \left[k(Q_w)^\alpha \prod_{i=1}^n (R_i)^{\beta_i} \right] - \left[(p_w Q_w) + \sum_{i=1}^n (R_i r_i) \right]. \quad (8)$$

При неизменных объемах прочих видов ресурсов, используемых при производстве (краткосрочный период), условие максимизации прибыли:

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q_w} = 0. \quad (9)$$

После подстановки (8) в (9) и решения получившегося уравнения относительно объемов пшеницы (Q_w) можно вывести функцию спроса переработчиков на пшеницу:

$$Q_w = (k\alpha)^{\frac{1}{1-\alpha}} (p_w)^{\frac{1}{\alpha-1}} (p)^{\frac{1}{1-\alpha}} \prod_{i=1}^n (R_i)^{\frac{\beta_i}{1-\alpha}}. \quad (10)$$

Так как $0 < \alpha < 1$, то коэффициент эластичности спроса переработчиков на пшеницу отрицателен по цене пшеницы и положителен по цене готовой продукции. Иными словами, переработчики при прочих равных условиях будут закупать пшеницу тем больше, чем меньше для них окажется закупочная цена и чем больше будет цена реализации.

Равенство нулю первой производной является необходимым условием существования экстремума функции. Несложно показать выполнение достаточного условия по второй производной:

$$\frac{\partial^2 \pi}{\partial^2 Q_w} = \alpha(\alpha - 1) k p (Q_w)^{\alpha-2} \prod_{i=1}^n (R_i)^{\beta_i} < 0. \quad (11)$$

Полученное выражение всегда отрицательно. Эластичность выпуска по величине пшеницы лежит в интервале от нуля до единицы ($0 < \alpha < 1$), следовательно, один из множителей $(\alpha - 1)$ всег-

да принимает отрицательный знак. Тогда в точке, полученной в уравнении (10), находится локальный максимум функции прибыли переработчиков.

По аналогичному принципу можно вывести функцию спроса оптово-посреднических структур. При поставках на внутренний рынок цена готовой продукции в формуле будет заменена на цену реализации, при экспортных — на экспортную цену, пересчитанную в рубли, за вычетом величины пошлины.

Коэффициент эластичности величины закупок пшеницы к ее рыночной цене также останется в интервале от нуля до единицы ($0 < \alpha < 1$), так как некоторую часть закупленных товаров торговая организация не реализует сразу и хранит в форме товарных запасов.

Тогда функция спроса на пшеницу на внутреннем рынке:

$$Q_d = f(p; p_1^f; p_2^f; \dots; p_n^f; [p_e er - tax]; F_1; F_2; \dots; F_k), \quad (12)$$

где $p_1^f; p_2^f; \dots; p_n^f$ — цены на различные виды продукции переработки пшеницы, p_e — экспортная цена на пшеницу, er — валютный курс, tax — ставка вывозной пошлины, $F_1; F_2; \dots; F_k$ — неценовые факторы, связанные с ресурсным обеспечением компаний-потребителей.

Экспорт пшеницы из России

Экспортные поставки российской пшеницы осуществляются преимущественно оптово-посредническими структурами. Ключевым стимулом к вывозу товара за рубеж для предприятий сферы обращения выступают не экспортные цены, а величина маржи экспортера. Она зависит от экспортных цен на российскую пшеницу, валютного курса, ставки вывозной пошлины и ценам закупки пшеницы у сельскохозяйственных товаропроизводителей на внутреннем рынке РФ.

Кроме того, на величину экспорта оказывает влияние широкий спектр неценовых факторов: материально-техническая база и финансовое состояние экспортеров, наличие товарных ресурсов, сформированных в ходе закупок в предыдущие периоды, политическая ситуация, рыночные ожидания и др.

На основе приведенных рассуждений функцию экспорта пшеницы можно представить следующим образом:

$$Q_e = f([p_e er - tax - p_d]; F_1; F_2; \dots; F_n), \quad (13)$$

где p_e — экспортная цена на пшеницу, er — валютный курс, tax — ставка вывозной пошлины, p_d — цены на пшеницу на внутреннем

рынке, $F_1; F_2; \dots; F_n$ — множество неценовых факторов, влияющих на деятельность экспортеров.

Цена на пшеницу на внутреннем рынке России

В условиях совершенной конкуренции цены на внутреннем рынке экспортирующей страны стремятся к соотношению:

$$p_d = p_{er} - tax - c_e, \quad (14)$$

где c_e — издержки обращения экспортеров.

Если условие (14) выполняется, то для участников рынка не представляется выгодным перенаправить за рубеж поставки для внутреннего потребителя или, напротив, отказаться от части экспортных контрактов в пользу внутреннего рынка. Такая ситуация и определяет равновесное состояние. Как следует из (14), цены на внутреннем рынке будут меняться соразмерно изменению экспортных цен и ставки пошлины:

$$\frac{\partial p_d}{\partial [p_{er}]} = 1, \quad (15)$$

$$\frac{\partial p_d}{\partial tax} = -1. \quad (16)$$

Описанный подход к моделированию взаимосвязи внутренних цен, экспортных цен и пошлин предполагает слишком серьезные упрощения. Главный его недостаток заключается в том, что не учитывается наличие нескольких звеньев товаропроводящей цепочки при экспортных поставках.

Если экспортные поставки осуществляются преимущественно оптово-посредническими структурами, а не производителями, механизм взаимосвязи между внутренними и экспортными ценами, а также ставкой вывозной пошлины усложняется. Для иллюстрации тезиса можно смоделировать наиболее простую ситуацию, когда оптовые компании направляют за рубеж закупаемую у производителей товарную массу полностью.

Пусть экспорт линейно связан с величиной маржи экспортера. Внутренняя цена линейно зависит от объемов закупок экспортеров. Увеличение закупок со стороны экспортеров для производителей означает рост спроса на продукцию и будет сопровождаться ростом цен:

$$\begin{cases} Q_e = a_1 + b_1(p_{er} - tax - p_d), \\ p_d = a_2 + b_2 Q_e \end{cases}, \quad (17)$$

где a_1, a_2, b_1, b_2 — коэффициенты ($a_1, a_2, b_1, b_2 > 0$).

Если подставить первое уравнение системы во второе и решить его относительно внутренней цены, то можно получить запись:

$$p_d = \frac{a_2 + b_2 a_1}{1 + b_1 b_2} + \frac{b_1 b_2}{1 + b_1 b_2} (p_{er} - tax). \quad (18)$$

При положительных значениях коэффициентов системы (17) величина множителя перед экспортными ценами, пересчитанными по валютному курсу, и экспортными пошлинами лежит в интервале от нуля до единицы:

$$0 < \frac{b_1 b_2}{1 + b_1 b_2} < 1. \quad (19)$$

Тогда изменение экспортных цен, валютных курсов и ставки вывозной пошлины приведет к менее значительному изменению внутренних цен:

$$0 < \frac{\partial p_d}{\partial [p_{er}]} < 1, \quad (20)$$

$$-1 < \frac{\partial p_d}{\partial tax} < 0. \quad (21)$$

На реальном рынке указанные производные могут значительно отклоняться от единицы, так как оптово-посреднические компании конкурируют за объемы закупки с перерабатывающими предприятиями, а в качестве товарного обеспечения экспорта выступают не только текущие закупки, но и ранее сделанные экспортерами товарные запасы.

Помимо динамики экспортных цен, валютных курсов и ставок таможенных пошлин величина цен на внутреннем рынке во многом определяется его конъюнктурой. Так, экзогенное увеличение спроса со стороны переработчиков, например вследствие реализации инвестиционных проектов в промышленности, приведет к росту внутрироссийских цен на пшеницу. Изменение переходящих запасов под влиянием урожая в текущем году также оказывает влияние на цены.

На основе приведенных рассуждений функцию внутрироссийских цен на пшеницу можно сформулировать следующим образом:

$$p_d = f([p_{er} - tax]; F_1^S, F_2^S, \dots, F_n^S, F_1^D, F_2^D, \dots, F_k^D). \quad (22)$$

Ожидается, что эластичность внутренних цен к экспортным ценам и вывозным пошлинам меньше единицы.

3. Эмпирическая стратегия и данные

Спецификация моделей

Включаемые в модели переменные проверены на стационарность с помощью расширенного теста Дики — Фуллера. Расчеты показывают, что все переменные являются интегрируемыми первого порядка, так как при полученных значениях тестовых статистик нельзя отвергнуть гипотезу о наличии единичного корня при уровне значимости 0,05. Поэтому при регрессионном моделировании использованы первые разности переменных, что позволяет решить проблему нестационарности исходных данных.

Динамика посевных площадей пшеницы описывается следующим регрессионным уравнением:

$$\Delta \ln(Acr_t) = \alpha_{11} + \beta_{11} \Delta \ln(p_{dt-1}) + \beta_{12} \Delta \ln(k_{vart}) + \varepsilon_t, \quad (23)$$

где ε — случайная ошибка модели, t — индекс времени.

При моделировании спроса необходимо учитывать ряд обстоятельств. Так, в модель нецелесообразно одновременно включать цены на пшеницу и цены на продукцию переработчиков, так как можно столкнуться с проблемой мультиколлинеарности. В долгосрочной перспективе цены на готовую продукцию тесно взаимосвязаны с ценами на сырье и нередко выступают в виде надбавки к цене на сырьевой товар. Кроме того, перечень продукции переработки пшеницы достаточно широк, и включение цен на каждый такой товар в модель является проблематичным. Динамику цен на продукцию переработки пшеницы предлагается учитывать через численность населения страны. Спрос на продукты питания (в особенности на зерномучные товары) неэластичен по цене и доходам, и можно предположить, что ключевым фактором ценообразования на рынке продуктов переработки пшеницы выступает количество потребителей.

Другая проблема связана с особенностью статистического учета объемов реализации пшеницы. Реализация этой культуры сельскохозяйственными товаропроизводителями учитывается в статистике безотносительно каналов продажи. Иными словами, по информации в свободном доступе невозможно определить, в какой пропорции урожай распределяется между переработчиками и оптовой торговлей. Поэтому спрос со стороны пищевой промышленности и посреднических структур необходимо учитывать в рамках уравнения совокупного спроса на пшеницу на внутреннем рынке. Этот факт хотя и сужает возможности моделирования, но не является критическим, так как эластичность

спроса переработчиков и оптовых компаний по цене на пшеницу отрицательна.

Регрессионная модель внутривоспольского спроса на пшеницу имеет вид:

$$\Delta \ln(Q_{dt}) = \alpha_{21} + \beta_{21} \Delta \ln(p_{dt}) + \beta_{22} \Delta \ln(pop_t) + \varepsilon_t, \quad (24)$$

где Q_d — спрос на пшеницу на внутреннем рынке РФ, pop — средняя численность населения РФ.

Модель, объясняющая динамику экспорта пшеницы, выглядит следующим образом:

$$\Delta \ln(Q_{et}) = \alpha_{31} + \beta_{31} \Delta \ln(mg_t) + \beta_{33} \Delta(Q_{st-1}) + \varepsilon_t, \quad (25)$$

где Q_e — экспорт пшеницы из РФ, mg — маржа экспортера (разность экспортных цен в рублях, вывозной пошлины и внутренних цен), Q_s — валовые сборы пшеницы.

Регрессионное уравнение внутренних цен имеет вид:

$$\Delta p_{dt} = \alpha_{41} + \beta_{41} \Delta [p_{et} - tax_t] + \beta_{43} \Delta st_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

где st — запасы пшеницы в сельскохозяйственных организациях на конец года.

Тогда имитационная модель российского рынка пшеницы имеет вид:

$$\begin{cases} Q_{st} = y_t [e^{\ln(Q_{st-1}) + (\beta_{11} \Delta \ln(p_{dt-1}) + \beta_{12} \Delta \ln(k_{var}))}] \\ Q_{dt} = e^{\ln(Q_{dt-1}) + (\beta_{21} \Delta \ln(p_{dt}) + \beta_{22} \Delta \ln(pop_t))} \\ Q_{et} = e^{\ln(Q_{et-1}) + (\beta_{31} \Delta \ln(mg_t) + \beta_{33} \Delta(Q_{st-1}))} \\ p_{dt} = p_{dt-1} + \beta_{41} \Delta [p_{et} - tax_t] + \beta_{43} \Delta st_{t-1} \end{cases}, \quad (27)$$

где β_m — оцениваемые коэффициенты, y — урожайность пшеницы. Таким образом, каждое следующее значение переменной в модели рассчитывается как сумма собственного предыдущего значения и рассчитанного по регрессионным уравнения прироста уровня ряда.

Важно отметить, что при полученной спецификации отсутствует проблема эндогенности, характерная для систем эконометрических уравнений. Моделируемые переменные не входят в качестве регрессоров в другие уравнения системы.

Сначала рассчитываются внутривоспольские цены, все регрессоры которой (экспортные цены, курс валют, запасы на начало года) заданы экзогенно. Затем определяются объемы посевных площадей, валовых сборов, реализации на внутреннем рынке и экспорта, для которых уже цена внутреннего рынка является экзогенным фактором. На следующем этапе остатки зерна на конец

года пересчитываются с учетом полученных значений сборов, экспорта и внутреннего спроса. Рассчитанные остатки на конец периода также отражают остатки на начало следующего периода и в свою очередь выступают экзогенным фактором для определения внутренних цен в будущем году. Как можно заметить, описанный алгоритм гарантирует, что на каждом этапе расчетов для определения значений той или иной переменной используются исключительно экзогенные факторы.

Для оценки влияния зернового демпфера на рынок пшеницы с помощью модели рассчитывались основные показатели рынка по двум сценариям — с использованием (1) фактической величины пошлин и (2) нулевых пошлин в период действия демпфера. Сценарные значения сравниваются за 2021–2024 годы на основе модели, а не реальных данных, так как в противном случае на результат может повлиять случайная ошибка.

Влияние зернового демпфера на запасы пшеницы в сельскохозяйственных организациях, а также на доходы участников рынка рассчитано по формулам:

$$\Delta Rev_{agr} = p_{dt}^a Q_{dt}^a - p_{dt}^{sc} Q_{dt}^{sc}, \quad (28)$$

$$\Delta Rev_{exp} = [p_{et} er_t - p_{dt}^a] Q_{et}^a - [p_{et} er_t - tax_t - p_{dt}^{sc}] Q_{et}^{sc}, \quad (29)$$

$$\Delta Rev_{gov} = tax_t Q_{et}^a, \quad (30)$$

$$\Delta st_t = h_t (Q_{st}^a - Q_{st}^{sc}) + l_t (Q_{dt}^a - Q_{dt}^{sc}), \quad (31)$$

где Rev_{agr} , Rev_{exp} , Rev_{gov} — доходы сельского хозяйства, экспортеров и государства соответственно, h , l — удельный вес сельскохозяйственных организаций в валовых сборах и реализации пшеницы соответственно, индексы a и sc указывают на расчетное (по модели) значение переменной при двух сценариях: (1) фактической ставки пошлины и (2) нулевой ставки пошлины соответственно.

Величины внутренних цен (p_{dt}), валовых сборов пшеницы (Q_{st}), объемов реализации на рынке РФ (Q_{dt}), экспорта (Q_{et}), коэффициента вариации цен (k_{var}) получены путем подстановки фактической и нулевой ставки пошлины в уравнения (23)–(26) для каждого из сценариев.

Данные

Количественные данные, используемые в исследовании, представлены в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

Информационная база исследования

Table 1

Input Data		
Показатель	Периодичность показателя	Источник
Валовые сборы	Годовая	Федеральная служба государственной статистики (Росстат)
Посевная площадь		
Урожайность		
Реализация хозяйствами всех категорий		
Среднегодовые цены производителей (сельхозорганизации)		
Среднемесячные цены производителей (сельхозорганизации)	Помесячная	Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС)
Остаток в сельхозорганизациях на конец месяца		
Среднегодовая численность населения	Годовая	
Физические объемы экспорта	Годовая, ежемесячная	Федеральная таможенная служба (ФТС)
Стоимостные объемы экспорта		Отраслевая аналитика
Внебиржевой индекс пшеницы FOB, регион Черного моря	Помесячная	Московская биржа (MOEX)
Курс рубля к доллару	Годовая, ежемесячная	Всемирная продовольственная организация (ФАО)
Ставка вывозной таможенной пошлины	Недельная	Министерство сельского хозяйства России

Источник: составлено автором.

При расчетах использовались годовые данные с 1999 года. Использование информации с годовой периодичностью позволяет избежать необходимости работы с сезонностью временных рядов. Среднегодовые экспортные цены в 2021–2024 годах рассчитывались по формуле среднего арифметического на основании среднемесячных цен. Среднегодовая ставка вывозной пошлины (за тонну) вычислялась по формуле среднего хронологического взвешенного по данным Минсельхоза РФ. При этом учитывалось, что ставка применяется с третьего рабочего дня после даты ее официального опубликования.

Величина товарных запасов пшеницы в сельскохозяйственных организациях при сценарной оценке пересчитывалась каждый год исходя из доли сельскохозяйственных организаций в валовых сборах и реализации пшеницы хозяйствами всех категорий.

4. Результаты

Параметризация имитационной модели
рынка пшеницы России

На основании исходных данных и в соответствии с применяемой эмпирической стратегией были идентифицированы параметры регрессионных уравнений. Результаты приведены в табл. 2.

Т а б л и ц а 2
Результаты идентификации параметров регрессионных уравнений

Specification of Parameters for Regression Equations				
Независимые переменные	Зависимые переменные			
	Δp_d	$\Delta \ln(Acr)$	$\Delta \ln(Q_d)$	$\Delta \ln(Q_e)$
c	1671,516 (723,8927)	-0,010449 (0,007968)	0,071363** (0,029171)	0,040365 (0,039397)
$\Delta \ln(margin)$	—	—	—	0,251505** (0,088748)
$\Delta [p_{er} - tax]$	0,755637* (0,395096)	—	—	—
st_{t-1}	-0,000277** (0,000108)	—	—	—
$\Delta \ln(p_d)$	—	—	-0,398068** (0,169102)	—
$\Delta \ln(p_{dt-1})$	—	0,212223*** (0,038139)	—	—
$\Delta \ln(k_v)$	—	-0,026700** (0,011424)	—	—
$\Delta \ln(pop)$	—	—	9,336829** (4,725330)	—
$\Delta (Q_{st-1})$	—	—	—	$9,26 \times 10^{-6}$ *** ($2,94 \times 10^{-6}$)
Характеристики модели				
R^2	0,44	0,67	0,46	0,72
$F - stat$	3,54**	18,93***	4,64**	12,80***
$DW - stat$	2,56***	1,88***	2,69*	1,75***

Примечания: 1. *, ** и *** — оценки, значимые на уровне 0,10, 0,05 и 0,01 соответственно. Для статистики Дарбина — Уотсона указан уровень значимости, с которым принимается гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков регрессии. 2. В круглых скобках указаны стандартные ошибки. 3. Регрессии оценены МНК.

Источник: рассчитано автором по данным, приведенным в табл. 1.

Данные, представленные в табл. 2, показывают, что полученные результаты обладают достаточной надежностью для проведения имитационных расчетов. Коэффициенты при всех независимых переменных статистически значимы. Исключение составляет константа, незначимость которой обусловлена включением в мо-

дели первых разностей. Относительно невысокие значения коэффициента детерминации и статистики Фишера также объясняются использованием при моделировании разностей переменных. Указанный факт не является препятствием для достижения цели работы. Предложенный алгоритм оценки последствий зернового демпфера предполагает расчет разности между значениями исследуемых переменных по двум сценариям. Следовательно, в контексте работы важно в первую очередь получить статистически значимые оценки коэффициентов при регрессорах.

Построенные уравнения успешно прошли диагностику: (1) тестом Харке — Берра на нормальность остатков; (2) тестом Бройша — Пагана — Годфри на гетероскедастичность; (3) LM-тестом для проверки на автокорреляцию остатков; (4) тестом Рамсея; (5) CUSUM-тестом для проверки стабильности коэффициентов на анализируемом временном промежутке.

Полученные коэффициенты отвечают положениям экономической теории и согласуются с логикой анализа рынка. Коэффициент эластичности спроса по цене на пшеницу на внутреннем рынке отрицателен, предложения — положителен. Параметр при численности населения в уравнении спроса больше нуля. Коэффициент при экспортных ценах и вывозных пошлинах положителен и лежит в интервале от нуля до единицы, как и предполагалось. Параметр при коэффициенте вариации отрицателен, следовательно, высокая волатильность ценовой конъюнктуры соответствует периодам относительно низких цен на пшеницу на внутреннем рынке России.

Оценка последствий демпфера для рынка пшеницы РФ

С помощью разработанной имитационной модели были проведены сценарные расчеты. В табл. 3 отражены результаты количественной оценки влияния зернового демпфера на основные показатели российского рынка пшеницы, полученной с помощью формул (28)–(31).

Как видно из табл. 3, экспортные пошлины способствуют уменьшению внутрироссийских цен на пшеницу. Снижение цен относительно возможных значений при нулевых ставках пошлины составляет от 10 до 25% в разные годы. В условиях действия зернового демпфера в 2021–2023 годах коэффициент вариации цен на внутреннем рынке сократился на величину от 2,1 до 5,3 п.п. в разные годы.

Закономерным итогом снижения цен стало уменьшение урожая в 2022–2024 годах на 3–4 млн т ежегодно. На фоне снижения внутрироссийских цен значительно увеличились объемы реализации

Т а б л и ц а 3

Оценка влияния зернового демпфера на рынок пшеницы в РФ, 2021–2024 годы

T a b l e 3

Impact of the Grain Damper on the Wheat Market in the Russian Federation, 2021–2024

Показатель	2021	2022	2023	2024
Вывозная пошлина (руб./т)	3489	5746	4353	2701
Цены производителей				
абсолютное отклонение (руб./т)	–2636	–4038	–2111	–1162
относительное отклонение (%)	–19,1	–25,0	–16,8	–9,5
Коэффициент вариации цен производителей				
абсолютное отклонение (п.п.)	–4,3	–5,3	–2,5	2,1
Посевные площади				
абсолютное отклонение (тыс. га)	–	–1070	–1008	–808
относительное отклонение (%)	–	–3,6	–3,3	–2,8
Валовые сборы				
абсолютное отклонение (млн т)	1,1	–3,8	–3,1	–2,3
относительное отклонение (%)	1,5	–3,6	–3,3	–2,8
Объем реализации производителями на внутреннем рынке				
абсолютное отклонение (млн т)	2,9	3,7	2,5	1,3
относительное отклонение (%)	8,8	12,1	7,6	4,1
Объем экспорта				
абсолютное отклонение (млн т)	–1,5	–2,1	–5,1	–3,5
относительное отклонение (%)	–3,9	–5,7	–9,7	–7,3
Остаток (запасы) в сельхозорганизациях на конец года				
абсолютное отклонение (млн т)	–1,3	–5,2	–3,9	–2,6
относительное отклонение (%)	–8,8	–19,0	–15,1	–14,3
Доходы производителей				
абсолютное отклонение (млрд руб.)	–55,2	–78,1	–43,1	–23,4
относительное отклонение (%)	–12,0	–15,9	–10,5	–5,8
Доходы экспортеров (маржинальный доход)				
абсолютное отклонение (млрд руб.)	–39,2	–75,5	–154,8	–100,2
относительное отклонение (%)	–17,9	–28,2	–30,7	–23,2
Доходы бюджета от пошлин				
абсолютное отклонение (млрд руб.)	113,9	189,6	229,0	154,5

Источник: рассчитано автором.

пшеницы сельскохозяйственными производителями на внутреннем рынке. Прирост спроса в разные годы, согласно модели, составил от 1,3 до 3,7 млн т, или от 4 до 12% в относительном выражении. Этот результат находит подтверждение и в реальных данных. По информации ЕМИСС, в 2021–2024 годах производство муки увеличилось примерно на 800 тыс. т, готовых кормов для животных — на 200–250 тыс. т относительно предыдущих лет⁷, что говорит о по-

⁷ Расчеты автора на основе: Производство основных видов продукции в натуральном выражении с 2017 г. (в соответствии с ОКПД2). <https://fedstat.ru/indicator/58636>.

вышении объемов переработки пшеницы. Иными словами, политика ограничения экспорта способствует росту производства продукции с высокой добавленной стоимостью, как и предсказывают многие эксперты.

Однако можно предположить, что основная часть прироста внутреннего спроса пришлась на оптово-посреднические структуры. Сформированные в 2021–2022 годах при относительно низких закупочных ценах запасы пшеницы выступили в качестве товарного обеспечения экспорта в 2023–2024 годах. Согласно данным агентства «Агроинвестор», объемы вывоза данной культуры в 2023 году составили 52,6 млн т, в 2024 году — 57,2 млн т, в то время как в 2019–2022 годах даже при высоком урожае российские компании экспортировали порядка 30 млн т пшеницы ежегодно.

Несмотря на рост спроса, доходы сельскохозяйственных товаропроизводителей сократились на 12–16% в 2021–2023 годах и примерно на 7% в 2024 году. В абсолютном выражении ежегодное снижение выручки аграрного сектора составило от 43 до 78 млрд руб. в 2021–2023 годах и порядка 23 млрд руб. в 2024 году. Этот результат вполне закономерен, так как на участке неэластичного по цене спроса снижение цены реализации перекрывает увеличение выручки на фоне растущего спроса. Как следует из документов Правительства РФ, общий размер прямых субсидий производителям всех видов зерновых культур в 2021–2024 годах составил 40 млрд руб.⁸, в то время как снижение доходов от реализации только пшеницы за этот период равно 200 млрд руб. Можно сделать вывод, что вторая составляющая демпферного механизма, связанная с возвратом доходов бюджета от уплаченных пошлин на рынок, проработана недостаточно.

Сдвиги в динамике валовых сборов и спроса на пшеницу ожидаемо отразились на величине запасов этой культуры в сельскохозяйственных организациях. При нулевых экспортных пошлинах запасы предположительно могли быть больше на 1,3 млн т в 2021 году и на 3,5–5 млн т в 2022–2024 годах, что соответствует росту на 9–19% в разные годы. Этот результат получен с учетом удельного веса сельскохозяйственных организаций в валовых сборах (0,67–0,68) и в объемах реализации пшеницы в РФ (0,70–0,74) в течение периода анализа. Таким образом, увеличение спроса в РФ и сокращение валовых сборов пшеницы под влиянием демпферного механизма определило сокращение запасов, накопленных сельхозорганизациями в 2022–2023 годах на фоне рекордного урожая.

⁸ Распоряжения Правительства РФ от 30.09.2021 № 2746-р, от 29.09.2022 № 2846-р, от 11.05.2023 № 1209-р, от 30.11.2023 № 3424-р.

Вследствие зернового демпфера величина экспорта пшеницы сократилась относительно возможных значений на 1,5–2 млн т в 2021–2022 годах и на 3,5–5 млн т в 2023–2024 годах. Следовательно, экспортирующие пшеницу компании недополучили часть дохода по двум причинам: из-за сокращения экспорта и снижения экспортной маржи ввиду необходимости уплаты пошлины. Как результат, экспортеры столкнулись с уменьшением маржинального дохода на 18–30% в 2021–2023 годах и на 23% в 2024 году. Абсолютное снижение доходов экспортеров составило от 39 до 155 млрд руб. ежегодно.

Значительная часть доходов от внешней торговли была перераспределена в пользу государства. Согласно расчетам, с 2021 по 2024 год от уплаты вывозных пошлин на пшеницу в бюджетную систему поступило в общей сложности 687 млрд руб. Как можно заметить, рост доходов государства несопоставим с объемами финансовой поддержки, оказываемой регулируемому рынку. В таком случае экспортные пошлины выступают также фискальным инструментом, позволяющим финансировать выполнение государственных программ в аграрном секторе в целом.

На основе наблюдений за рынком пшеницы можно сделать важный вывод о том, что регулирующее воздействие экспортных пошлин на рынок пшеницы ослабевает с каждым годом. Изменение цены на пшеницу в РФ и коэффициента вариации цен под влиянием зернового демпфера уменьшается с 2021 по 2024 год. Кроме того, в 2024 году пошлины с плавающей ставкой не привели к укреплению стабильности ценовой конъюнктуры на внутреннем рынке России. Этот результат вполне закономерен, так как снижение цен под влиянием пошлин в определенной степени компенсируется уменьшением товарных запасов культуры. При этом к концу исследуемого периода прирост спроса становится всё меньше, в то время как проблема снижения посевных площадей и валовых сборов постепенно усугубляется.

Следовательно, экспортные пошлины могут быть эффективным инструментом регулирования рынка пшеницы лишь в краткосрочной перспективе, так как на протяжении длительного периода искажающее воздействие пошлин на рынок сопровождается всё меньшими положительными эффектами для внутреннего рынка страны.

Таким образом, зерновой демпфер имел для рынка пшеницы как отрицательные, так и положительные последствия. Позитивная роль этого инструмента заключается в стимулировании переработки пшеницы в стране, сокращении волатильности внутрироссийских цен, предотвращении затоваривания рынка при высоком урожае, наполнении бюджета. Негативное влияние

демпферного механизма на рынок состоит в снижении валовых сборов пшеницы и сокращении доходов сельскохозяйственных товаропроизводителей и экспортеров, не компенсированных государственной финансовой поддержкой.

Ввиду постепенного снижения регулирующего воздействия зернового демпфера на рынок пшеницы целесообразно в ближайшие годы отказаться от использования этого инструмента в пользу других мер государственной политики. Отказ от экспортных пошлин с плавающей ставкой может быть осуществлен последовательно путем постепенного повышения базовых цен для расчета ставки вывозной пошлины с параллельным пересмотром политики регулирования по всей товаропроводящей цепочке на зерновом рынке.

Заключение

В ходе теоретического анализа установлено следующее:

- 1) функция спроса на пшеницу как на товар промежуточного потребления зависит от цены на нее, цен на продукцию переработчиков и цен реализации оптовых компаний, наличия у переработчиков и оптовиков других видов ресурсов, прочих неценовых факторов;
- 2) цены на внутреннем рынке экспортирующей страны в ответ на изменение экспортных цен и вывозных пошлин меняются на меньшую величину при наличии оптового звена в цепочке движения товара на внешний рынок. На основе теоретических выкладок и имеющихся статистических данных предложена имитационная модель рынка пшеницы, объясняющая динамику валовых сборов, спроса на товар в РФ, экспорта и внутрироссийских цен в годовом выражении.

В 2021–2024 годах зерновой демпфер, согласно расчетам, имел следующие последствия для российского рынка пшеницы:

- 1) снижение цен на пшеницу на внутреннем рынке РФ на 10–25%;
- 2) снижение коэффициента вариации внутрироссийских цен на пшеницу на 2,5–5 п.п. в 2021–2023 годах;
- 3) сокращение валовых сборов на 8,1 млн т;
- 4) увеличение объемов реализации на внутреннем рынке РФ на 10,4 млн т, сопровождающееся ростом масштабов переработки пшеницы на внутри страны;

- 5) сокращение товарных запасов сельскохозяйственных организаций;
- 6) уменьшение объемов экспорта на 12,2 млн т;
- 7) снижение доходов производителей пшеницы на 200 млрд руб.;
- 8) сокращение маржинального дохода экспортеров на 369,7 млрд руб.;
- 9) увеличение доходов государственного бюджета на 687 млрд руб.

В качестве рекомендации по совершенствованию государственного регулирования рынка пшеницы предлагается отказ от использования экспортных пошлин с плавающей ставкой путем постепенного повышения базовой цены для их расчета ввиду всё ослабевающего регулирующего воздействия демпферного механизма и усугубления его отрицательных последствий.

Литература

1. *Бородин К. Г.* Влияние экспортных ограничений на внутренний рынок экспортера // Российский внешнеэкономический вестник. 2019. № 12. С. 31–39. DOI: 10.24411/2072-8042-2019-00123.
2. *Бородин К. Г.* Экспортный тариф на товарном рынке // Экономическая политика. 2024. Т. 19. № 5. С. 150–185. DOI: 10.18288/1994-5124-2024-5-150-185.
3. *Киселев С. В., Ромашкин Р. А., Белугин А. Ю.* Агропродовольственный экспорт России до 2030 г.: прогноз на основе модели частичного равновесия // Журнал Новой экономической ассоциации. 2022. № 4(56). С. 69–90. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-56-4-4.
4. *Прокопьев М. Г.* Моделирование влияния тарифнотаможенной политики на рынки отдельных видов сельскохозяйственной продукции // Экономическая наука современной России. 2015. № 1(68). С. 83–91.
5. *Прокопьев М. Г.* Регулирование рынка зерна: зерновой демпфер // Проблемы рыночной экономики. 2023. № 2. С. 38–50. DOI: 10.33051/2500-2325-2023-2-38-50.
6. *Светлов Н. М.* Ретроспективный анализ эффекта введения экспортных пошлин на зерно // Известия Тимирязевской сельскохозяйственной академии. 2019. № 6. С. 81–99. DOI: 10.34677/0021-342x-2019-6-81-99.
7. *Узун В. Я., Терновский Д. С.* Формирование демпфера колебаний цен на зерно: механизмы и последствия // АПК: экономика, управление. 2023. № 3. С. 27–40. DOI: 10.33305/233-27.
8. *Blank S.* The Impact of Government Intervention in the Australian Dairy Industry // Agribusiness. 1985. Vol. 1. No 4. P. 293–310. DOI: 10.1002/1520-6297(198524)1:43.O.CO; 2-I.
9. *Bouet A., Laborde D.* Food Crisis and Export Taxation: The Cost of Non-Cooperative Trade Policies // Review of World Economics. 2012. No 148. P. 209–233. DOI: 10.1007/s10290-011-0108-8.
10. *Deese W., Reeder J.* Export Taxes on Agricultural Products: Recent History and Economic Modeling of Soybean Export Taxes in Argentina // Journal of International Commerce and Economics. 2007. September. P. 1–29.
11. *Devadoss S., Luckstead J., Ridley W.* A Dynamic Analysis of the Impacts of Export Taxes: The Case of Argentinean Soy and Beef Markets // The World Economy. 2020. Vol. 42. No 4. P. 2427–2451. DOI: 10.1111/twec.12799.

12. Diewert W. E., Wales T. J. Normalized Quadratic Systems of Consumer Demand Functions // *Journal of Business and Economics Statistics*. 1988. No 6. P. 302–312. DOI: 10.1080/07350015.1988.10509667.
13. Gerrard C., Roe T. Government Intervention in Food Grain Markets: An Econometric Study of Tanzania // *Journal of Development Economics*. 1983. No 12. P. 109–132. DOI: 10.1016/0304-3878(83)90054-8.
14. Li J., Liu W., Song Z. Sustainability of the Adjustment Schemes in China's Grain Price Support Policy — An Empirical Analysis Based on the Partial Equilibrium Model of Wheat // *Sustainability*. 2020. Vol. 12. No 16. P. 1–21. DOI: 10.3390/su12166447.
15. Li Y., Li R., Ji R., Wu Y., Chen J., Wu M., Yang J. Research on Factors Affecting Global Grain Legume Yield Based on Explainable Artificial Intelligence // *Agriculture*. 2024. Vol. 14. No 438. P. 1–18. DOI: 10.3390/agriculture14030438.
16. Maly M. Partial Equilibrium Model - Beef // *Agricultural Economics*. 2013. Vol. 59. No 6. P. 247–261.
17. Mapila M., Kirsten J., Meyer F., Kankwamba H. A Partial Equilibrium Model of the Malawi Maize Commodity Market. IFPRI Discussion Paper. No 01254. 2013. DOI: 10.2139/ssrn.2245684.
18. Martin W., Anderson K. Export Restrictions and Price Insulation During Commodity Price Booms. The World Bank. Policy Research Working Paper. No 5645. 2011.
19. Qian J., Ito S., Zhao Z. The Effect of Price Support Policies on Food Security and Farmers' Income in China // *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. 2020. No 59. P. 1–22. DOI: 10.1111/1467-8489.12398.
20. Riethmuller P., Roe T. Government Intervention in Commodity Markets: The Case of Japanese Rice and Wheat Policy // *Journal of Policy Modeling*. 1986. Vol. 8. No 3. P. 327–349. DOI: 10.1016/0161-8938(86)90017-7.
21. Soregaroli C., Sckokai P., Moro D. Agricultural Policy Modelling Under Imperfect Competition // *Journal of Policy Modeling*. 2011. Vol. 33. No 2. P. 195–212. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2010.12.001.
22. Stauffer R., Mingst K. Modeling Equilibrium Trends and Interventions in Commodity Markets // *Empirical Economics*. 1979. Vol. 4. No 2. P. 111–134. DOI: 10.1007/BF01763553.
23. Svetlov N. M. How to Withstand Uncertainty in Russian Wheat Market // *Izvestiya of Timiryazev Agricultural Academy*. 2016. No 6. P. 108–129.
24. Turner J., Buongiorno J., Katz A., Zhu S. Implications of the Russian Roundwood Export Tax for the Russian and Global Wood Products Sectors // *Scandinavian Journal of Forest Research*. 2008. No 23. P. 154–166. DOI: 10.1080/02827580801995307.

References

1. Borodin K. G. Vliyaniye eksportnykh ogranicheniy na vnutrenniy rynek eksportera [Impact of Export Restrictions on Exporter's Domestic Market]. *Rossiyskiy vneshneekonomicheskiy vestnik [Russian Foreign Economic Journal]*, 2019, no. 12, pp. 31–39. DOI: 10.24411/2072-8042-2019-00123. (In Russ.)
2. Borodin K. G. Eksportnyy tarif na tovarnom rynke [Export Tariffs in Commodity Markets]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2024, vol. 19, no. 5, pp. 150–185. DOI: 10.18288/1994-5124-2024-5-150-185. (In Russ.)
3. Kiselev S. V., Romashkin R. A., Belugin A. Yu. Agroproduktovstvennyy eksport Rossii do 2030 g.: prognoz na osnove modeli chastichnogo ravnovesiya [Russia's Agri-Food Exports Until 2030: Projection From a Partial Equilibrium Model]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2022, no. 4(56), pp. 69–90. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-56-4-4. (In Russ.)
4. Prokopen M. G. Modelirovaniye vliyaniya tarifnotamozhennoy politiki na rynki otdel'nykh vidov sel'skokhozyaystvennoy produktsii [Modeling of the Impact of Customs and Tariff Policies to the Markets of Selected Agricultural Products]. *Ekonomicheskaya nauka*

- sovremennoy Rossii [Economics of Contemporary Russia]*, 2015, no. 1(68), pp. 83-91. (In Russ.)
5. Prokopen M. G. Regulirovanie rynka zerna: zernovoy dempfer [Grain Market Regulation: Grain Damper]. *Problemy rynochnoy ekonomiki [Market Economy Problems]*, 2023, no. 2, pp. 38-50. DOI: 10.33051/2500-2325-2023-2-38-50. (In Russ.)
 6. Svetlov N. M. Retrospektivnyy analiz effekta vvedeniya eksportnykh poshlin na zerno [Retrospective Analysis of the Adoption Effect of Grain Export Duties]. *Izvestiya Timiryazevskoy sel'skokhozyaystvennoy akademii [Izvestiya of Timiryazev Agricultural Academy]*, 2019, no. 6, pp. 81-99. DOI: 10.34677/0021-342x-2019-6-81-99. (In Russ.)
 7. Uzun V. Ya., Ternovskiy D. S. Formirovanie dempfera kolebaniy tsen na zerno: mekhanizmy i posledstviya [Formation of a Grain Price Damper: Mechanisms and Conditions]. *APK: ekonomika, upravlenie [AIC: Economics, Management]*, 2023, no. 3, pp. 27-40. DOI: 10.33305/233-27. (In Russ.)
 8. Blank S. The Impact of Government Intervention in the Australian Dairy Industry. *Agric-business*, 1985, vol. 1, no. 4, pp. 293-310. DOI: 10.1002/1520-6297(198524)1:43.0.CO;2-I.
 9. Bouet A., Laborde D. Food Crisis and Export Taxation: The Cost of Non-Cooperative Trade Policies. *Review of World Economics*, 2012, no. 148, pp. 209-233. DOI: 10.1007/s10290-011-0108-8.
 10. Deese W., Reeder J. Export Taxes on Agricultural Products: Recent History and Economic Modeling of Soybean Export Taxes in Argentina. *Journal of International Commerce and Economics*, 2007, September, pp. 1-29.
 11. Devadoss S., Luckstead J., Ridley W. A Dynamic Analysis of the Impacts of Export Taxes: The Case of Argentinean Soy and Beef Markets. *The World Economy*, 2020, vol. 42, no. 4, pp. 2427-2451. DOI: 10.1111/twec.12799.
 12. Diewert W. E., Wales T. J. Normalized Quadratic Systems of Consumer Demand Functions. *Journal of Business and Economics Statistics*, 1988, no. 6, pp. 302-312. DOI: 10.1080/07350015.1988.10509667.
 13. Gerrard C., Roe T. Government Intervention in Food Grain Markets: An Econometric Study of Tanzania. *Journal of Development Economics*, 1983, no. 12, pp. 109-132. DOI: 10.1016/0304-3878(83)90054-8.
 14. Li J., Liu W., Song Z. Sustainability of the Adjustment Schemes in China's Grain Price Support Policy - An Empirical Analysis Based on the Partial Equilibrium Model of Wheat. *Sustainability*, 2020, vol. 12, no. 16, pp. 1-21. DOI: 10.3390/su12166447.
 15. Li Y., Li R., Ji R., Wu Y., Chen J., Wu M., Yang J. Research on Factors Affecting Global Grain Legume Yield Based on Explainable Artificial Intelligence. *Agriculture*, 2024, vol. 14, no. 438, pp. 1-18. DOI: 10.3390/agriculture14030438.
 16. Maly M. Partial Equilibrium Model - Beef. *Agricultural Economics*, 2013, vol. 59, no. 6, pp. 247-261.
 17. Mapila M., Kirsten J., Meyer F., Kankwamba H. A Partial Equilibrium Model of the Malawi Maize Commodity Market. *IFPRI, Discussion Paper no. 01254*, 2013. DOI: 10.2139/ssrn.2245684.
 18. Martin W., Anderson K. Export Restrictions and Price Insulation During Commodity Price Booms. *The World Bank, Policy Research Working Paper no. 5645*, 2011.
 19. Qian J., Ito S., Zhao Z. The Effect of Price Support Policies on Food Security and Farmers' Income in China. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2020, no. 59, pp. 1-22. DOI: 10.1111/1467-8489.12398.
 20. Riethmuller P., Roe T. Government Intervention in Commodity Markets: The Case of Japanese Rice and Wheat Policy. *Journal of Policy Modeling*, 1986, vol. 8, no. 3, pp. 327-349. DOI: 10.1016/0161-8938(86)90017-7.
 21. Soregaroli C., Sckokai P., Moro D. Agricultural Policy Modelling Under Imperfect Competition. *Journal of Policy Modeling*, 2011, vol. 33, no. 2, pp. 195-212. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2010.12.001.
 22. Stauffer R., Mingst K. Modeling Equilibrium Trends and Interventions in Commodity Markets. *Empirical Economics*, 1979, vol. 4, no. 2, pp. 111-134. DOI: 10.1007/BF01763553.

23. Svetlov N. M. How to Withstand Uncertainty in Russian Wheat Market. *Izvestiya of Timiryazev Agricultural Academy*, 2016, no. 6, pp. 108-129.
24. Turner J., Buongiorno J., Katz A., Zhu S. Implications of the Russian Roundwood Export Tax for the Russian and Global Wood Products Sectors. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 2008, no. 23, pp. 154-166. DOI: 10.1080/02827580801995307.