



Банк России



ПРОДОВОЛЬСТВЕННАЯ ИНФЛЯЦИЯ В РОССИИ И МИРОВЫЕ ЦЕНЫ НА ПРОДУКТЫ ПИТАНИЯ

Серия докладов об экономических исследованиях

№ 126 / февраль 2024

Д. Крылов

Денис Крылов

Дальневосточное ГУ Банка России, Экономическое управление

E-mail: KrylovDV02@cbr.ru

Автор выражает свою признательность Заботкину Алексею Борисовичу, Новопашиной Алине Николаевне, Жураковскому Владиславу Павловичу, Давыдову Денису Витальевичу, команде Управления отраслевого и регионального мониторинга (Департамент денежно-кредитной политики) и команде Экономического управления (Дальневосточное главное управление) за конструктивную критику и помощь в проведении исследования.

Серия докладов Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования со стороны членов Консультативного исследовательского совета Банка России и внешних рецензентов.

Содержание настоящего доклада по экономическим исследованиям отражает личную позицию авторов. Результаты исследования являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

107016, Москва, ул. Неглинная, 12, к. В

Тел.: +7 499 300-30-00, +7 495 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

Оглавление

1. Введение.....	3
2. Обзор литературы.....	4
3. Анализ динамики торговли АПК России	7
4. Методология и данные.....	11
5. Результаты	26
6. Обсуждение результатов.....	36
7. Оценка устойчивости результатов	38
8. Заключение	39
Список литературы	40
Приложение А. Тепловая карта тесноты межрегиональных торговых связей в 2016 году на основе данных межрегионального ввоза-вывоза.....	44
Приложение В. Оценки эффекта переноса по базовой модели и веса агрегации регионов России	45
Приложение С. Структура и значения коэффициентов VARX в базовой модели по России в целом	48
Приложение D. Структура и значения коэффициентов VARX в базовой модели по регионам.....	49

Аннотация

Динамика цен на продовольствие существенно влияет на значение общего индекса потребительских цен и уровень жизни населения. В условиях повышенной волатильности мировых цен на продовольствие важно понимать величину влияния этого внешнего фактора инфляции на внутреннее ценообразование для уточнения прогноза инфляции и проведения более эффективной денежно-кредитной политики.

В докладе представлены оценки модели VARX на данных с 2003 по 2021 год. Выявлено статистически значимое влияние мировых цен на продукты питания на внутренние продовольственные цены потребителей и производителей при оценке на данных с 2003 по 2014 г. по России в целом и по ее регионам. При этом после 2014 г., когда произошел переход к плавающему валютному курсу, политике инфляционного таргетирования, начались ускоренное развитие импортозамещающих производств АПК и проведение Правительством Российской Федерации более активной торговой политики в области сельского хозяйства и продовольствия, средний эффект переноса снизился практически до нуля и стал незначимым.

Эффект переноса в случае роста мировых цен в среднем получился больше, чем в случае снижения мировых цен. Не выявлено статически значимых различий между регионами по величине влияния мировых цен на потребительские цены продовольственных товаров. В то же время величина эффекта переноса мировых цен в цены производителей характеризуется значимой региональной неоднородностью.

Ключевые слова: мировые цены продовольствия, эффект переноса, регионы России, потребительские цены, цены производителей, векторная авторегрессия

JEL-коды: C32, E31, F42, R11

1. Введение

Внешние факторы, такие как валютный курс и мировые цены, значимо влияют на динамику внутренних цен. Проблема влияния валютного курса на инфляцию в отдельных странах широко исследована в научной литературе (Burstein, Gopinath, 2014; Jašová et al., 2019; Ha et al., 2020), в том числе на примере России (Пономарев и др., 2014; Картаев, Якимова, 2018; Андреев, 2019). Значимым фактором инфляции также является динамика мировых цен (Kiselev, Zhivaykina, 2020).

Среди исследований по мировым ценам большой блок работ посвящен изучению влияния мировых цен продовольственных товаров на внутреннюю инфляцию (Ferrucci et al., 2012; Cachia, 2014). Исследовательский интерес к этой теме вызван тем, что, во-первых, во многих развивающихся странах доля потребительских расходов населения на продукты питания существенна, то есть прирост цен на продовольственные товары имеет относительно большой вес в общей инфляции (Meuimdjui, Combes, 2021), во-вторых, большинство продовольственных товаров выступают в качестве товаров-маркеров, формирующих инфляционные ожидания домохозяйств (D'Acunto et al., 2019; Грищенко и др., 2023).

Россия имеет относительно высокую долю расходов на продукты питания (в среднем 38% в период 2004–2022 гг.) в общем объеме потребительских расходов домохозяйств. При этом вопрос влияния мировых цен продуктов питания на продовольственную и общую инфляцию России не исследован. Для России данная проблема представляет особый интерес в том числе из-за сильной разнородности регионов по темпам инфляции. Исследователи связывают эту разнородность с различиями регионов по темпам роста производительности торгуемого и неторгуемого секторов (эффект Балассы – Самуэльсона), динамике эффективных валютных курсов, реальных денежных доходов, степени конвергенции уровней региональных цен и другими различиями (Жемков, 2019; Синельников-Мурылев и др., 2020; Жураковский и др., 2021). Эти факторы могут быть причинами разной реакции региональной инфляции на внешние шоки. Актуальная потребность в измерении эффекта переноса (ЭП) мировых цен на продовольствие во внутреннюю продовольственную инфляцию в России – не только на национальном уровне, но и с учетом региональных различий – составляет критический исследовательский пробел. Эта проблема приобретает особую актуальность в периоды, когда мировые цены на продовольствие имеют значительный повышательный или понижительный тренд, продолжающийся не менее года, то есть в диапазоне временных рамок денежно-кредитной политики (ДКП). Количественная оценка вклада динамики мировых цен в инфляцию является одним из вариантов повышения эффективности ДКП в рамках инфляционного таргетирования за счет уточнения прогноза инфляции.

Данная работа стремится восполнить этот пробел в русле тех же гипотез, которые рассматриваются в литературе применительно к изучению эффекта переноса обменного курса и общей мировой инфляции. В исследовании проверяются следующие гипотезы:

- 1) Изменение мировых цен на продукты питания ведет к изменению в ту же сторону продовольственных цен потребителей и производителей в России.

2) ЭП мировых цен на продукты питания во внутреннюю продовольственную инфляцию в Российской Федерации статистически значимо различается по регионам.

В результате исследования были получены следующие основные выводы. ЭП мировых цен на продукты питания во внутреннюю продовольственную инфляцию потребителей и производителей статистически значим на 10%-ном уровне значимости при оценке на данных 2003–2014 годов. При этом после 2014 г., когда произошел переход к плавающему валютному курсу, политике инфляционного таргетирования, начались ускоренное развитие импортозамещающих производств АПК и проведение Правительством Российской Федерации более активной торговой политики в области сельского хозяйства и продовольствия, средний ЭП за год снизился практически до нуля. Не выявлено существенной разнородности влияния мировых цен на потребительские цены по регионам, некоторая разнородность наблюдается только для цен производителей.

Работа имеет следующую структуру. В разделе 2 представлен обзор исследований факторов влияния мировых цен на внутренние, а также подходов к оценке этого влияния. В разделе 3 дан анализ основных показателей торговли России продукцией агропромышленного комплекса. В разделе 4 описаны методология исследования и данные. В разделе 5 представлены результаты исследования, в разделе 6 приводится их обсуждение. В разделе 7 оценивается устойчивость результатов. В заключении изложены основные выводы всего исследования.

2. Обзор литературы

Определим некоторые важные моменты в терминологии текущего исследования. В исследованиях, посвященных анализу влияния валютных курсов, уровней цен в других странах или цен на товарных рынках на динамику внутренних цен, используются разные понятия для обобщения этих явлений. В работе Жураковского (Жураковский и др., 2021) валютный курс определяется как внешний фактор инфляции России, в то же время в статье Киселева и Живайкиной (Kiselev, Zhivaykina, 2020) мировая инфляция определяется как глобальный фактор инфляции для России. В текущей работе цены на продукты питания на мировых товарных рынках по определению являются глобальными, так как влияют на инфляцию в большинстве стран мира, и в то же время являются внешними для России в том смысле, что Россия имеет ограниченное влияние на ценообразование на мировых рынках продуктов питания. По этой причине данные понятия в контексте анализа мировых цен на продукты питания практически взаимозаменяемы.

В данном исследовании при анализе ЭП мировых цен во внутренние зачастую даются ссылки на работы, посвященные анализу ЭП динамики валютного курса рубля в российскую инфляцию, в связи с более глубокой проработкой последней темы в отечественной литературе. Хотя ЭП курса и мировых цен не одно и то же, такой подход является обоснованным, так как валютный курс и мировые цены объединяет то, что они относятся к внешним факторам инфляции.

Обозначим основные факторы взаимосвязи мировых и внутренних цен:

1) **Закон единой цены.** В условиях открытой рыночной экономики фирмы сами могут определять рынки сбыта своей продукции. Если цены на мировом рынке за вычетом издержек выхода на этот рынок будут выше, чем цены на внутреннем рынке, то экономически рациональные агенты будут продавать свою продукцию не на внутреннем рынке, а на международном по мировой цене, потому что это принесет больше прибыли. В этом случае цены на внутреннем рынке будут стремиться к мировым за вычетом издержек выхода на международный рынок (Burstein, Gopinath, 2014). В текущем исследовании под законом единой цены подразумевается его динамическая форма. В реальном мире закон единой цены в строгой форме не выполняется, уровни цен между разными регионами с учетом курсов валют и издержек торговли часто существенно различаются из-за барьеров в виде таможенных тарифов, внутренних налогов и так далее. Однако считается, что закон единой цены выполняется в динамической форме. Так, в эмпирических исследованиях показано, что соотношения цен большинства товаров и услуг между различными регионами остаются примерно одинаковыми в долгосрочной динамике (Rogoff, 1996; Ceglowski, 2004).

2) **Доля импортных товаров в потреблении.** Изменение цен импортных товаров напрямую зависит от динамики валютного курса и цен этих товаров в странах – торговых партнерах. Обозначенные факторы определяют затраты производителей на импортное сырье и комплектующие, а также затраты торговых фирм на импортные товары. В условиях конкурентных рынков изменение затрат на производство или продажу товаров должно отразиться на их розничных ценах. При этом чем больше доля импортных товаров в потреблении, тем больше при прочих равных ЭП, так как изменение мировых цен и курса национальной валюты в первую очередь отражается на розничных ценах импортных товаров (Burstein, Gopinath, 2014).

3) **Рыночная власть продавцов и покупателей.** Если фирма обладает рыночной властью, то имеет возможность устанавливать цену на товар, которая отличается от равновесной (то есть той, которая сложилась бы в условиях совершенной конкуренции) (Weldegebriel, 2004).

4) **Транспортные, транзакционные издержки, в том числе издержки дистрибуции, и другие издержки фирм могут иметь динамику, которая не зависит от динамики мировых цен на определенные товары.** Это может приводить к нелинейности ЭП мировых цен во внутренние, особенно в случае, когда доля транспортных или транзакционных издержек в структуре розничной цены велика (Burstein, Gopinath, 2014).

5) **Барьеры внешней торговли.** Таможенное тарифное и нетарифное (квоты, запреты на импорт и так далее) регулирование, налоги и субсидии, используемые странами с целью протекционизма, влияют на равновесную рыночную цену. Например, введение налога на импорт приводит к росту цен импортных товаров, вследствие чего спрос на эти товары сокращается, а на внутренние аналоги растет. Это снижает долю импортных товаров в потреблении, что уменьшает ЭП (Cachia, 2014).

Определив основные теоретические аспекты ЭП и выявив факторы, определяющие его величину, перейдем к существующим в литературе подходам к его оценке на основе эмпирических данных. В работе Киселева и Живайкиной (Kiselev, Zhivaykina, 2020) применяется динамическая иерархическая факторная модель (DHFM) для разделения инфляции на факторы, в том числе для выделения вклада глобальной инфляции (глобальный фактор в модели) в динамику внутренних цен на продовольственные товары. В качестве данных используется панель месячных индексов цен потребителей по группам товаров и услуг по странам – членам Организации экономического сотрудничества и развития, России и Бразилии за период с 2003 по 2018 год. Для России глобальный фактор объясняет около 12,5% дисперсии индексов потребительских цен на продовольствие. Эта работа количественно подтверждает значимость глобального фактора в динамике инфляции в России.

В работе Sachia (2014) проводится оценка ЭП мировых цен на продукты питания в агрегированную внутреннюю инфляцию ряда регионов: Северная Америка, Европа, Южная Азия и так далее. Используются месячные данные по группам стран по индексу потребительских цен на продовольственные товары и индексу мировых продовольственных цен Продовольственной и сельскохозяйственной Организации Объединенных Наций (ФАО). Для оценки ЭП строится модель коррекции ошибок, где зависимая переменная – индекс потребительских цен на продовольственные товары, единственный фактор – индекс мировых продовольственных цен ФАО. Автор объясняет ограниченный набор переменных тем, что другие важные макроэкономические переменные для ряда стран недоступны в месячной частоте. Для анализа шоков критически важно использовать данные с высокой частотой, потому что изучаемые кризисные шоки мировых цен исторически реализовывались довольно быстро. В работе для оценки ЭП используются функции импульсного отклика, полученные из моделей групп стран. Автор оценивает ЭП в региональную инфляцию для Европы за 16 месяцев в 13% при 100%-ном шоке мировых цен, за 32 месяца – 19%, в долгосрочном периоде – 27%. В конце работы автор отмечает, что одномерные модели не контролируют влияние других макроэкономических факторов на инфляцию, что, скорее всего, делает оценки этой работы завышенными, так как в модели весь ряд индекса потребительских цен на продовольственные товары определяется только мировыми ценами на продукты питания.

В работе Ferrucci et al. (2012) оценивается ЭП мировых цен на продукты питания в гармонизированный индекс потребительских цен продовольственных товаров и индекс цен производителей на продукты питания в еврозоне. Данные имеют месячную частоту с 1997 по 2009 год. В работе используется несколько моделей для проверки устойчивости выводов: базовая линейная модель VAR, VAR с выделением асимметрии ЭП при росте и снижении мировых цен, модели AR-GARCH и Net для выделения эффекта нелинейности ЭП в периоды высокой волатильности. Значения функций импульсного отклика для разных моделей не имеют статистически значимых различий (за исключением модели VAR с асимметрией). В среднем ЭП 100%-ного шока международных цен на индекс потребительских цен на продовольственные товары составил 36% за год, что довольно близко к оценкам по Европе из работы Sachia (2014). Для индексов цен производителей ЭП значимо больше и в среднем

составляет 50% за год. Авторы связывают это с близостью производителей и мировых рынков в производственной цепочке. В исследованиях по России также был отмечен большой ЭП внешнего фактора инфляции – валютного курса – в индексы цен производителей относительно цен потребителей (Пономарев, 2015; Тиунова, 2018).

Ferrucci и многие другие авторы отводят асимметрии особое место в изучении трансмиссии цен. Часто в иностранных (например, Hamilton, 2003) и российских (например, Андреев, 2019) работах для ее анализа объясняющую переменную x разделяют на две:

$$\begin{aligned}x_t^+ &= x_t \text{ если } x_t > 0; \text{ в ином случае } 0 \\x_t^- &= x_t \text{ если } x_t < 0; \text{ в ином случае } 0\end{aligned}\tag{1}$$

Далее эти две переменные добавляют в модель как факторы. Однако, как было показано в работе Kilian и Vigfusson (Kilian, Vigfusson, 2009), использование этого метода совместно с обычным методом наименьших квадратов делает несостоятельными оценки коэффициентов уравнений регрессии. В связи с этим в работе используется два подхода оценки асимметрии: метод, использующий формулу (1) для большей сопоставимости с ранними исследованиями, и метод, при котором оцениваются одинаковые по структуре модели на двух подвыборках – с ростом мировых цен и с его снижением. Второй метод имеет лучшие свойства оценок, но в то же время не учитывает все доступные данные.

Таким образом, в литературе для оценки ЭП мировых цен на продукты питания во внутреннюю инфляцию часто используются эконометрические подходы анализа временных рядов. Из моделей применяются векторные авторегрессии с определением ЭП как отношения импульсного отклика показателя интереса, например ИПЦ, к значению шока мировых цен. В текущей работе используется именно этот подход к оценке ЭП.

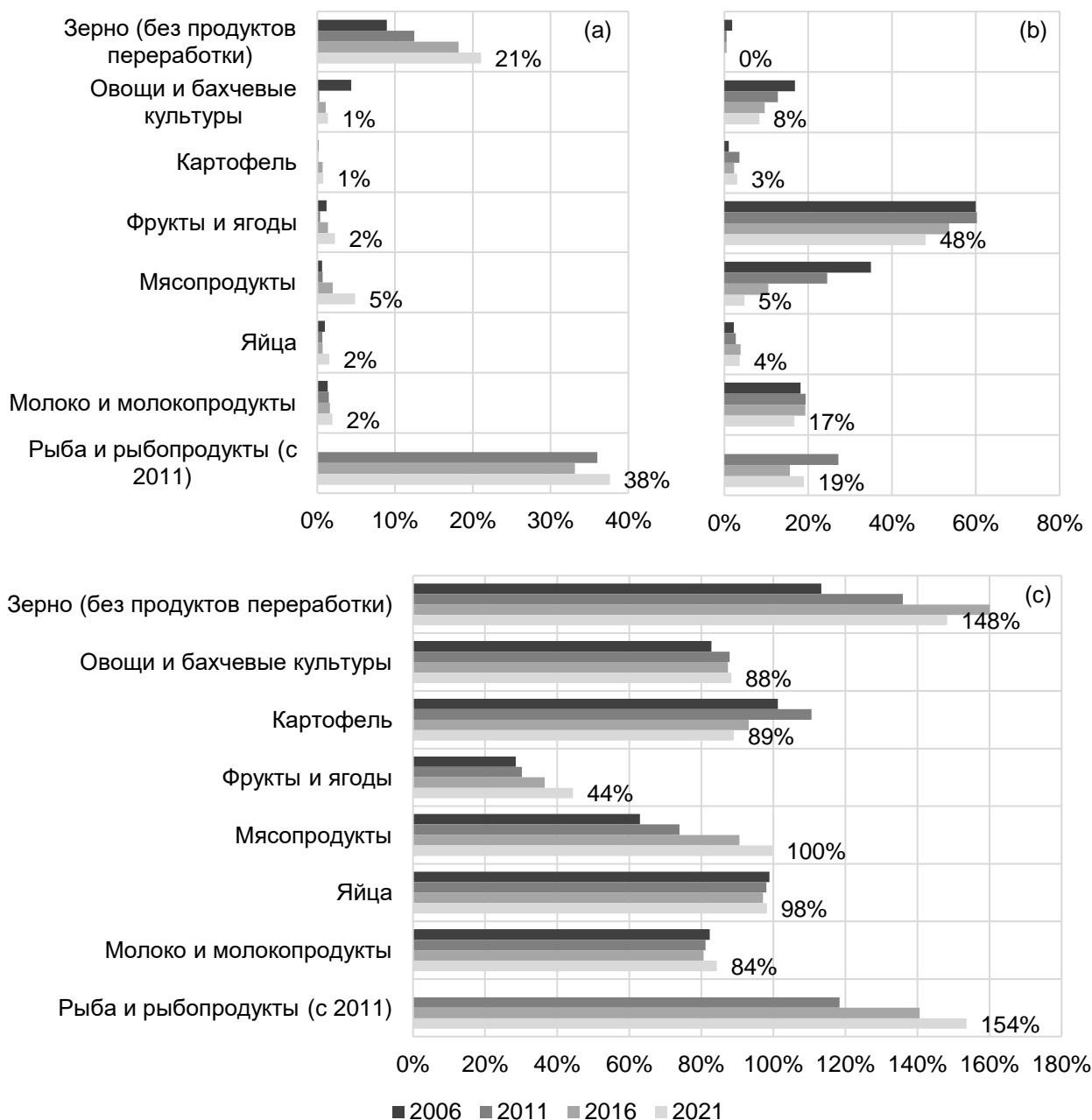
3. Анализ динамики торговли АПК России

История российского рынка продовольственных товаров и сельскохозяйственного сырья насыщена различного рода экономическими и политическими шоками. Этот контекст необходимо иметь в виду при анализе динамики цен на продовольственные товары для учета всех важных факторов ценообразования. Потребительский рынок продовольствия России исторически был зависим от импорта некоторых базовых продуктов питания, например мясопродуктов, сыра, фруктов (Шагайда, Узун, 2015). Впрочем, после 2014 г. в России появились дополнительные стимулы импортозамещения из-за санкционного давления. Отправной точкой импортозамещения стало введение Россией 6 августа 2014 г. эмбарго на большую часть продовольственного импорта из стран Евросоюза, США и так далее. В некоторых исследованиях (Кузьминов и др., 2023) при анализе итогов процессов импортозамещения 2014–2022 гг. авторы выделяют агропромышленный комплекс (АПК) как один из наиболее успешных примеров развития отечественного

производства. Интуитивно такое развитие внутреннего АПК могло ослабить влияние ЭП на внутренние цены за счет собственного производства. Однако стоит помнить, что развитие внутреннего производства и увеличение уровня самообеспечения продовольственными товарами сами по себе теоретически не приводит к уменьшению ЭП мировых цен во внутренние. Это связано с механизмом действия закона единой цены и степенью связанности внутреннего и международного рынков. Цены могут переноситься как через импортную, так и через экспортную продукцию. В случае относительно высоких мировых цен и низких издержек выхода на мировой рынок внутренним производителям может быть выгоднее организовывать сбыт своей продукции на мировом рынке – тогда внутренние цены будут стремиться к мировым для поддержания баланса спроса и предложения (Burststein, Gopinath, 2014). Впрочем, издержки выхода на мировой рынок в условиях санкционных ограничений других стран, таможенных тарифов и квот со стороны как торговых партнеров, так и самой России, вероятно, были относительно высокими (Кузьминов и др., 2023). В совокупности с насыщением внутреннего рынка отечественной продукцией это могло привести к снижению уровня ЭП мировых цен на продовольствие во внутренние.

Результаты политики импортозамещения в АПК в более детальном разрезе можно наблюдать в данных балансов товарных ресурсов продовольственных товаров Росстата (рисунок 1). Динамика показателей продовольственной самообеспеченности различается по товарным группам. Так, по мясопродуктам, зерну, рыбопродуктам, фруктам и ягодам на промежутке 2006–2021 гг. наблюдается существенный прирост коэффициента самообеспечения (КСО). Если в 2006 г. около 35% всех мясопродуктов импортировалось из-за рубежа при КСО, равном 63%, то в 2021 г. КСО впервые составил 100%. По яйцам, молокопродуктам, овощам и бахчевым КСО изначально был на высоком уровне и за этот же промежуток изменился незначительно, по картофелю он немного снизился за счет сокращения объемов внутреннего производства.

Рисунок 1. Доля экспорта (а) и доля импорта (б) в товарных ресурсах, коэффициент самообеспеченности (с) по отдельным продуктам питания в России

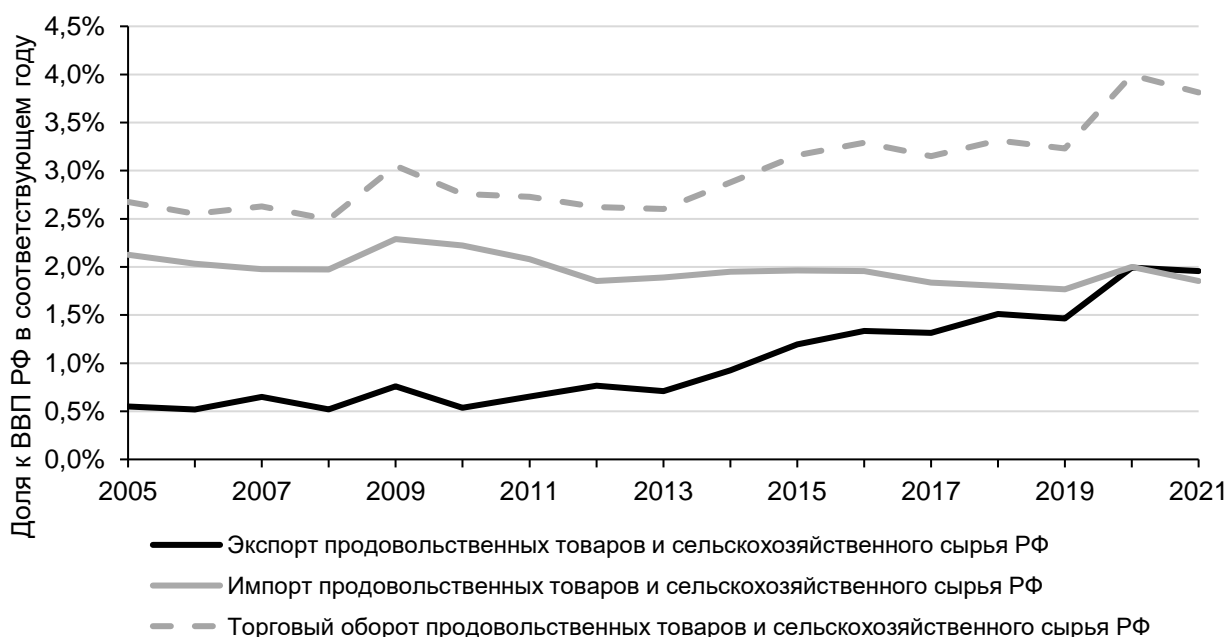


Примечание. Коэффициент самообеспеченности (КСО) рассчитывается согласно методологии Росстата как отношение объема внутреннего производства к объему внутреннего потребления по отдельным видам продовольствия.

Источники: Росстат, расчеты автора.

Развитие российского АПК сопровождалось не только увеличением КСО по ряду продовольственных товаров, но и укреплением позиций на международном рынке продовольствия. Динамику этого развития можно наблюдать на макроуровне статистики внешней торговли (рисунок 2).

Рисунок 2. Динамика внешней торговли продовольственными товарами и сельскохозяйственным сырьем Российской Федерации (РФ)

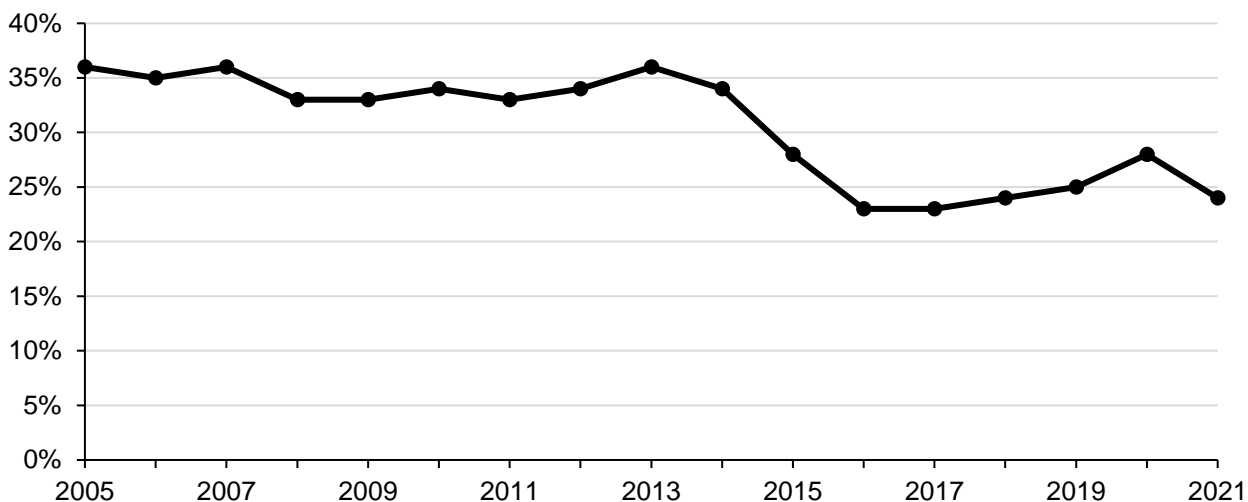


Источники: Федеральная таможенная служба, Росстат, Банк России, расчеты автора.

Доля импорта продовольственных товаров и сельскохозяйственного сырья от ВВП практически весь анализируемый период колебалась около 2%. В то же время доля экспорта росла практически на всем анализируемом промежутке, увеличившись с 2010 по 2021 г. в 3,6 раза, с 2014 по 2021 г. в 2,1 раза. В 2014 г. против России ввели большой набор санкций, что повлекло за собой снижение среднегодового объема импорта в физическом выражении в период 2015–2021 гг. на 8% относительно периода 2004–2014 годов. Уровень импорта 2014 г. был снова достигнут только в 2021 году. Несмотря на это, общий торговый оборот с 2014 г. увеличился за счет роста экспорта как в физическом выражении (на 18% за период 2014–2021 гг.), так и в виде доли к ВВП (на 33% за тот же период). Динамика, наблюдаемая на рисунке 2, косвенно показывает нарастающую важность экспортного канала в переносе мировых цен во внутренние. Вместе с тем график также отмечает нарастающую роль практикуемых Правительством Российской Федерации ограничений на продовольственный экспорт, который периодически существенно ослабляет действие этого канала (Махотина и др., 2022).

Развитие АПК и политика импортозамещения также повлияли на макроэкономические показатели внутреннего рынка. Это можно наблюдать через динамику показателя доли импортных продовольственных товаров в товарных ресурсах розничной торговли продовольственными товарами Росстата (рисунок 3). Этот индикатор длительное время находился вблизи уровня 34%, после событий 2014 г. он в среднем снизился до уровня в 25%.

Рисунок 3. Доля импортных продовольственных товаров в товарных ресурсах розничной торговли продовольственными товарами в общем по России



Источник: Росстат.

Кроме существенных изменений в части внутреннего предложения продовольственных товаров, после 2014 г. были проведены значительные реформы в монетарной политике. В ноябре 2014 г. Банк России перешел от фиксированного (режим валютного коридора) к плавающему валютному курсу и объявил о начале политики инфляционного таргетирования. Это, по мнению многих исследователей, способствовало сглаживанию негативных шоков внешнего сектора, снижению волатильности курса, инфляции и повышению уровня доверия населения к национальной валюте (Картаев, Якимова, 2018; Тиунова, 2018).

Весь набор этих значимых структурных изменений, скорее всего, должен был повлиять на ЭП. Исходя из представленных предпосылок, ЭП мировых цен на продукты питания во внутренние цены потребителей и производителей продовольственных товаров должен был снизиться после 2014 года. Далее это проверяется через модельный анализ подвыборок данных – до и после 2014 года.

4. Методология и данные

Следуя подходам к оценке ЭП мировых цен во внутренние в ранее описанных научных работах, для оценки ЭП мировых цен на продукты питания в продовольственную инфляцию потребителей и производителей как в целом по России, так и в региональном разрезе мы используем линейные векторные авторегрессии с экзогенными переменными (VARX). В векторно-матричной форме VARX может быть записана следующим образом:

$$y_t = a_0 + \sum_{m=1}^p A_m y_{t-m} + Bx + e_t, \quad (2)$$

где y_t – вектор эндогенных переменных в период t ; a_0 – вектор констант; p – порядок модели, то есть число лагов эндогенных факторов; A_m – матрица коэффициентов для эндогенных переменных в период $t - m$; y_{t-m} – вектор эндогенных переменных в период $t - m$; B – матрица коэффициентов для экзогенных переменных; x – вектор экзогенных переменных; e_t – остатки модели.

В качестве эндогенных переменных используются:

1) индекс потребительских цен на продовольственные товары (без алкогольных напитков) (ИПЦП) как основная переменная интереса и конечная точка ЭП;

2) взвешенное среднее индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции и индекса цен производителей промышленных товаров на продукты питания и безалкогольные напитки (ИЦПП) как переменная интереса и важная промежуточная точка ЭП;

3) индекс физического объема розничной торговли продовольственными товарами как переменная, отражающая сторону спроса в экономике;

4) индекс мировых цен на продукты питания ФАО в долларах США как прокси мировых цен на продовольственные товары;

5) индекс номинального эффективного курса рубля как основная переменная, отражающая состояние внешних условий;

6) процентная ставка MIACR как переменная денежно-кредитных условий;

7) объем операций Минфина России по покупке или продаже иностранной валюты на внутреннем валютном рынке в рамках бюджетного правила с февраля 2017 г. как переменная, отражающая влияние бюджетного правила на динамику валютного курса рубля и на изменение характера зависимости курса от цен на нефть (Андреев, 2022).

В качестве экзогенных переменных выступают:

1) индекс тарифов грузовых перевозок, характеризующий изменение транспортных издержек;

2) индекс цен на нефть марки Brent как переменная, отражающая экономическую активность мировой экономики;

3) прокси барьеров внешней торговли продовольственными товарами как переменная, отражающая влияние экономических санкций и торговых эмбарго на внутренние потребительские цены на продовольствие в России после 2014 г.;

4) взвешенное среднее индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции на зерновые и зернобобовые культуры и индекса цен производителей промышленных товаров на масло подсолнечное нерафинированное и его фракции как переменная, выделяющая влияние особенностей государственного регулирования рынков этих товаров в отдельный компонент в модели.

Набор переменных позволяет сформировать общую схему трансмиссии мировых цен в потребительские, представленную в научной литературе (Burstein,

Gopinath, 2014; Cachia, 2014). Изменение мировых цен сначала влияет на импортные цены отдельной страны, затем – на цены производителей, далее это изменение перетекает на розничные рынки, где уже отражается в потребительских ценах. Все остальные переменные введены как контрольные.

Модель оценивается на месячных данных с января 2003 г. по декабрь 2021 года¹. В анализ включены 80 субъектов Российской Федерации² и агрегированные ряды в целом по России. Описание используемых статистических показателей представлено в таблице 1.

Таблица 1

Описание статистических показателей, используемых в модели

Наименование	Обозначение	Источник	Преобразование	Разрез	Комментарий
Индекс потребительских цен на продовольственные товары (без алкогольных напитков)	prod_cpi	Росстат	Отношение значения за месяц к значению предыдущего месяца (м/м), сезонное сглаживание (SA), в логарифмах	По регионам	
Взвешенное среднее сводного индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции, индекса цен производителей промышленных товаров на продукты питания и безалкогольных напитков	prod_ppi	Росстат, расчет	м/м, SA, в логарифмах	По регионам	Индексы взвешены через денежные объемы отгруженных товаров по видам деятельности согласно методологии Росстата
Индекс физического объема розничной торговли продуктами питания	prod_rozn	Росстат, до 2009 ГМЦ Росстата	м/м, SA, в логарифмах	По регионам	ГМЦ – главный межрегиональный центр Росстата
Индекс тарифов на грузовые перевозки (без трубопроводного транспорта)	tpi	Росстат	м/м, SA, в логарифмах	По регионам	До 2009 г. для регионов используется показатель в целом по России из-за недостатка региональных данных
Индекс мировых цен на продовольствие ФАО в долларах США	fao_prod_wpi	Продовольственная и сельскохозяйственная организация Объединенных Наций	м/м, в логарифмах	Глобальный	В публикуемых данных сезонность отсутствует, глобальный показатель для всех регионов

¹ Анализ данных после 2022 г. осложнен недоступностью статистики ФТС России по внешней торговле.

² Данные по Чеченской Республике представлены с 2008 года. Соответствующие автономные округа учитываются в статистике Архангельской и Тюменской областей. Другие субъекты не включены в анализ из-за отсутствия достаточно длинных временных рядов.

Продолжение таблицы 1

Индекс номинального эффективного курса рубля в форме, где рост = ослабление, снижение = укрепление курса	neer	Банк России	м/м, в логарифмах	Глобальный	Сезонность отсутствует, представлен в форме, в которой рост индекса соответствует ослаблению курса, а снижение – укреплению
Объем операций Минфина РФ по покупке (продаже) иностранной валюты на внутреннем валютном рынке в рамках бюджетного правила	fiscal_rule_fxi	Банк России, расчет	В млрд рублей, дефлированных на среднее общего Российского ИПЦ за 2019 г. (в постоянных ценах 2019 г.)	Глобальный	Сезонность отсутствует, временной ряд имеет значения только с февраля 2017 г., до этого равен нулю
Прокси барьеров внешней торговли продовольственными товарами	trade_barriers_proxy	Расчет, Федеральная таможенная служба, Росстат	м/м, SA, в логарифмах	Глобальный	Методика расчета представлена далее по тексту
Взвешенное среднее индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции на зерновые и зернобобовые культуры и индекса цен производителей промышленных товаров на масло подсолнечное нерафинированное и его фракции	grains_sunoil	Росстат, расчет	м/м, SA, в логарифмах	Глобальный	Индексы взвешены через денежные объемы отгруженных товаров по видам товаров согласно методологии Росстата
Индекс цен на нефть марки Brent	brent	Investing.com	м/м, в логарифмах	Глобальный	Сезонность отсутствует
Среднемесячные фактические ставки по кредитам на 1 день, предоставленным московскими банками (MIACR)	miacr	Банк России	В абсолютных изменениях за месяц, в процентных пунктах	Глобальный	Сезонность отсутствует
Матрица объемов межрегиональной торговли (таблицы «Ввоз – вывоз»)	spillover	Росстат, ГМЦ Росстата	За 2016 год, в % к итогу	По регионам	---

Примечание. Для сезонного сглаживания (SA) применяется X-13ARIMA-SEATS.
Источник: составлено автором.

Для анализа применяется индекс потребительских цен на продовольственные товары без алкогольных напитков³, в качестве индекса цен производителей

³ Информация о полном составе индекса цен продовольственных товаров находится на [сайте Росстата](#) в папке «Структура потребительских расходов населения».

используется взвешенная сумма⁴ индексов цен производителей промышленных товаров отраслей с кодами 10, 11.07 ОКВЭД⁵ (продукты питания с учетом безалкогольных напитков, но без учета алкогольных напитков) и производителей сельскохозяйственной продукции с кодом 01.02.АГ ОКВЭД 2 (растениеводство и животноводство, без вспомогательной деятельности, оказания услуг). Далее по тексту для простоты этот агрегированный индекс именуется как индекс цен производителей на продукты питания (ИЦПП). Цены на алкогольные напитки не включаются в анализ в связи с высоким уровнем их специфичности. Так, например, в классификации СОICOP⁶ ООН алкогольные напитки отделены от основной группы продуктов питания и расположены в отдельном разделе совместно с табачными изделиями и наркотическими средствами.

С целью описания динамики мировых цен на продукты питания используется индекс мировых цен ФАО (рисунок 4). Для его составления ФАО регистрирует цены на широкий набор товаров по пяти основным группам: мясопродукты (вес в индексе 33%), молокопродукты, сыр, сливочное масло (14%), зерновые культуры (29%), растительные масла (17%) и сахар (7%). Основные источники данных о ценах: цены на фьючерсы на товарных рынках, экспортные цены и так далее (Cluff, Mustafa, 2020). Также существуют другие индексы мировых цен, например S&P GSCI agricultural index, DJ-UBS agricultural commodity index, UBS-CMCI Bloomberg agricultural index и прочие. Однако индекс цен ФАО представляется более подходящим для анализа мировых цен на продукты питания, так как имеет большее географическое покрытие, отслеживает не только цены на фьючерсы, но и экспортные цены продуктов питания. Кроме того, он лучше сопоставим с внутренними индексами цен в России, так как напрямую учитывает почти половину потребительской продовольственной корзины по соответствующим группам: мясопродукты (вес в продовольственных товарах Российской Федерации на 2023 г. – 23%), молокопродукты, сыр, сливочное масло (в сумме – 14%), изделия из зерна и крупы (8%), растительные масла (1%) и сахар (1%). Остальная часть корзины делится на два типа продуктов. Это те, которые практически напрямую производятся из продуктов, указанных выше (вес 17%), – например, кондитерские изделия (7%). И другие – продукты, цены на которые явно не наблюдаются в индексе ФАО (вес 36%), в том числе группа овощей и фруктов (11%), рыбопродукты (6%) и другие.

⁴ Агрегация индексов цен производителей осуществлялась согласно методологии Росстата по расчету индексов цен производителей (приказ Росстата от 17.11.2016 № 729).

⁵ Общероссийский классификатор видов экономической деятельности (КДЕС Ред. 2).

⁶ Classification of Individual Consumption by Purpose (Классификация индивидуального потребления по целям).

Рисунок 4. Индекс мировых продовольственных цен ФАО



Источник: ФАО.

Как было отмечено в обзоре литературы, существенным фактором ЭП выступают тарифные и нетарифные меры таможенного регулирования. Эти барьеры внешней торговли имели особое значение для отрасли продовольственных товаров России после введения ей 6 августа 2014 г.⁷ торгового эмбарго на большую часть продовольственного импорта из стран Евросоюза, США и так далее. Включение барьеров внешней торговли в форме отдельного фактора в модель поможет более точно выделить чистый вклад изменения мировых цен на продовольствие во внутренние цены и учесть возможные трансформации этой взаимосвязи во времени из-за изменений в действующих барьерах внешней торговли.

Барьеры внешней торговли по своей структуре могут быть комплексными. В самом простом случае это может быть единая для всех товаров адвалорная таможенная пошлина, предполагающая уплату тарифа в процентной зависимости от таможенной цены облагаемого товара. Однако в большинстве случаев барьеры внешней торговли являются сложной совокупностью тарифных и нетарифных (квоты, эмбарго и другое) мер таможенного регулирования. Их количественный учет в форме некоторого агрегированного индекса барьеров внешней торговли, который можно было бы использовать в модели, является нетривиальной задачей. Некоторый прогресс в этом направлении был достигнут Конференцией ООН по торговле и развитию (UNCTAD) через оценку адвалорных эквивалентов нетарифных мер (АДЭНМ) таможенного регулирования (Cadot, 2018). Приведение всех мер таможенного регулирования к одной единице измерения (адвалорная ставка) позволяет строить временные ряды и оценивать влияние таможенных ограничений

⁷ Указ Президента Российской Федерации от 06.08.2014 № 560 «О применении отдельных специальных экономических мер в целях обеспечения безопасности Российской Федерации».

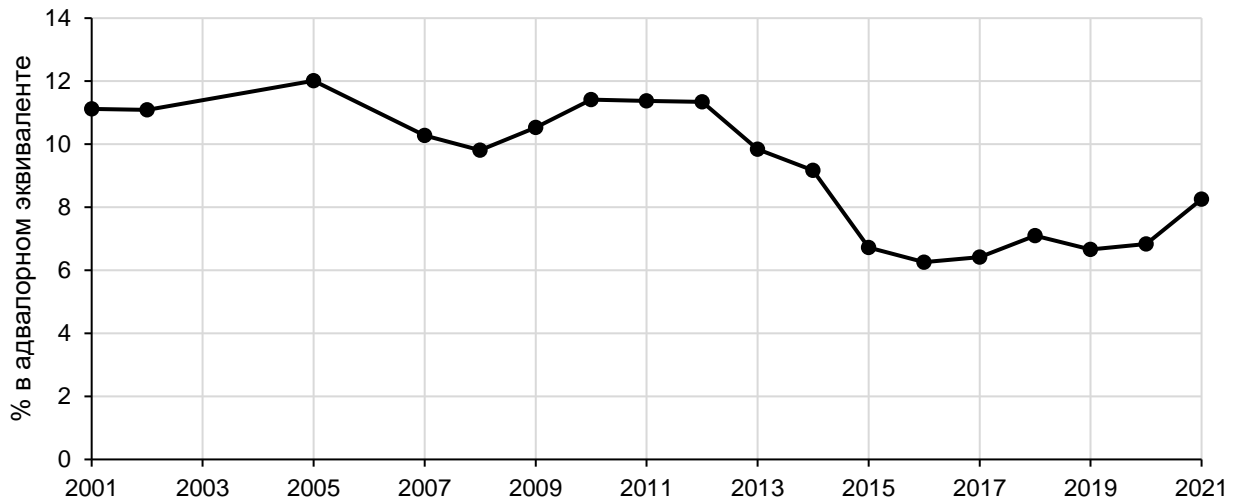
на другие макроэкономические переменные. Такие оценки АДЭНМ доступны, например, в зарекомендовавшей себя в кругах исследователей международной торговли (Barattieri et al., 2018) базе данных WITS (World Integrated Trade Solution) Всемирного банка.

В текущем исследовании изначально предполагалось взять временной ряд агрегированных импортных тарифов на продовольственные товары⁸ с учетом расчетных АДЭНМ по методологии UNCTAD из базы данных WITS и использовать его в качестве прокси барьеров внешней торговли продовольственными товарами России. Предполагалось, что расчетные АДЭНМ смогут корректно учесть введение существенных барьеров внешней торговли продовольственными товарами после 2014 года. Однако в результате построения такого временного ряда был выявлен критический недостаток этих данных – после 2014 г. большое количество тарифных линий на импортные продовольственные товары из стран Евросоюза и других стран, которых коснулось продовольственное эмбарго России, просто исчезло, то есть они никак не моделируются через АДЭНМ. Этот технический момент приводит к тому, что взвешенный по объемам импорта эффективно применяемый⁹ ввозной тариф на продовольственные товары России в адвалорном эквиваленте в 2015 г. составил 6,7% против 9,8% в 2013 г. (рисунок 5). Таким образом, согласно данным WITS, после 2014 г. уровень барьеров торговли продовольственными товарами в России существенно снизился. Данный вывод противоречит экономической логике торгового эмбарго России и результатам анализа многих исследователей по этому вопросу (например, Оболенский, 2019).

⁸ Товарные группы с кодами 1–24 без 22 (напитки и алкоголь) и 24 (табак) согласно товарной номенклатуре внешнеэкономической деятельности Евразийского экономического союза.

⁹ В WITS используется концепция эффективно применяемого тарифа (AFN), который определяется как самый низкий из имеющихся тарифов. Если существует преференциальный тариф (PRF), то он будет использоваться в качестве эффективно применяемого тарифа. В противном случае будет использоваться тариф, применяемый в рамках режима наибольшего благоприятствования (MFN).

Рисунок 5. Динамика взвешенного по объемам импорта эффективно применяемого ввозного таможенного тарифа России на продовольственные товары



Примечание. Взвешивание производится через средние объемы импорта товарных групп из соответствующих тарифам стран в 2010–2013 гг., фиксированные веса используются для выделения изменений именно в ставках тарифов, а не в объемах импорта, данные за 2003, 2004 и 2006 гг. в WITS отсутствуют.

Источники: расчеты автора на основе данных WITS, UNCTAD, ФТС России.

Россия стала членом Всемирной торговой организации 22 августа 2012 г., что ознаменовало общее снижение импортных тарифов после длительного нахождения пошлин на уровне 10–12% в адвалорном эквиваленте. После 2014 г. общий уровень импортных тарифов на продовольствие существенно снизился. Это связано с прекращением импорта из стран, включенных в продовольственное эмбарго, а также с тем, что существенная часть торгового потока, затронутого эмбарго, стала импортироваться в Россию через страны Евразийского экономического союза (Беларусь, Армения, Казахстан, Киргизия) (Оболенский, 2019), импортные пошлины которых, как правило, равнялись нулю при торговле в рамках союза.

Динамика расчетных агрегированных импортных тарифов на продовольственные товары России, по данным WITS, в целом вписывается в экономическую логику, но не способна учесть все особенности введения торговых барьеров в 2014 году. Поскольку динамика агрегированных импортных пошлин некорректно аппроксимирует реальные барьеры внешней торговли из-за ограничений методологии оценки АДЭНМ, был выбран иной подход к оценке влияния событий 2014 г. на внутренние продовольственные цены в России. Он заключается в оценке объема недополученного импорта продовольственных товаров по причине введения барьеров внешней торговли как со стороны России, так и со стороны стран Евросоюза, США и так далее. Для оценки динамики этого индикатора необходимо смоделировать объем импорта продовольственных товаров в гипотетическом сценарии, при котором в 2014–2015 гг. не было введено новых существенных барьеров внешней торговли. При наличии этой гипотетической траектории можно было бы оценить степень влияния барьеров внешней торговли на внутренние цены

через анализ динамики разницы гипотетической и фактической траекторий импорта. Такая разница отражала бы фактическую величину и развитие в динамике этого изменения барьеров торговли.

Как правило, для построения такой гипотетической траектории необходимо создать целую систему уравнений с большим количеством факторов для учета всех существенных экономических взаимосвязей в симуляционном сценарии. Однако конкретно в данном случае мы можем получить относительно точные оценки изменений барьеров торговли, используя только взаимосвязь ВВП России и объема импорта продовольственными товарами. Для корректного построения такой модели необходимо выполнение нескольких условий:

1) Динамика ВВП должна быть независима от изменений барьеров внешней торговли продовольственными товарами, произошедших после 2014 года. В ином случае гипотетическая траектория импорта продовольственных товаров, моделируемая только с использованием фактической динамики ВВП, в сценарии, где барьеры торговли не вводились, будет смещенной, так как она не будет учитывать изменение самого ВВП из-за введения санкционных ограничений и барьеров торговли;

2) Динамика ВВП и динамика импорта продовольственных товаров России должны иметь устойчивую связь до 2014 года. Она позволит достаточно точно смоделировать объемы импорта, имея информацию только по ВВП.

Первое условие в большей степени выполняется потому, что фактическое влияние торговых барьеров на ВВП России в 2014–2018 гг. было довольно ограниченным. Данное утверждение подкрепляется оценками экспертов из Международного валютного фонда (МВФ) в их очередном докладе о состоянии экономики России (International Monetary Fund, 2019). Так, по их оценкам, введение торговых и других санкций привело к отклонению фактической динамики ВВП от прогноза МВФ от 2013 г. на $(-0,2\%)$ прироста в год в среднем за период 2014–2018 годов. Для сравнения: нефтяные $(-0,9\%)$, фискальные (-1%) и монетарные факторы $(-1,2\%)$ в том же выражении внесли намного больший совокупный вклад $(-3,1\%)$ в отклонение от прогноза МВФ, который был сформирован до экономического кризиса России 2014–2015 годов.

Некоторые рассуждения по этому вопросу можно найти в научном обзоре ситуации по экономическим санкциям за авторством Клиновой и Сидоровой (Klinova, Sidorova, 2019). Так, согласно расчетам авторов, показательно выглядят доли всех стран, наложивших санкции, в общем объеме экспорта России. В 2013 г. эта доля составляла 51%, в 2017 г. она осталась практически такой же – 50,1%. В этом контексте продовольственное эмбарго России, которое действует с 2014 г. до сих пор (2023 г.), стало одним из немногих действительно существенных новых барьеров внешней торговли и явно отразилось в статистике импорта (рисунок 3).

Конечно, можно сказать, что сам импорт и экспорт продовольственных товаров являются составной частью ВВП по методу конечного использования, и это значит, что если барьеры торговли влияют на объемы импорта и экспорта продовольственных товаров, то они автоматически влияют и на объем ВВП. Однако отношение импорта продовольственных товаров к ВВП относительно невелико, и

этим эффектом можно пренебречь. В 2013 г. оно составило примерно 1,9% без учета пересчетов цен в CIF и FOB и 1,8% в 2017 г. (рисунок 3). Для экспорта это отношение еще меньше – 0,7% в 2013 г. и 1,3 % в 2017 году. При этом экспорт продовольственных товаров России практически не был затронут санкционными ограничениями после 2014 г. (рисунок 3), так как в отношении России продовольственное эмбарго массово никто не вводил.

Второе условие можно напрямую проверить на данных через построение одномерной линейной регрессии в форме:

$$imp_{prod} = b_0 + b_1GDP + e, \quad (3)$$

где imp_{prod} – годовой ряд импорта продовольственных товаров и сельскохозяйственного сырья России в постоянных ценах 2016 г.; b_0 – константа, GDP – годовой ряд ВВП России в постоянных ценах 2016 г.; e – остатки модели.

При оценке этой взаимосвязи на данных с 2004 по 2013 г. методом наименьших квадратов (МНК) мера подгонки модели R^2 составила 88%, при оценке на периоде 2014–2018 гг. – 29%, на периоде – 2019–2021 гг. – 83%. Таким образом взаимосвязь физического объема импорта и ВВП до 2014 г. была довольно устойчивой, в 2014–2018 гг. она практически не наблюдалась, а в 2019–2021 гг. снова стала устойчивой.

Используя прогнозные значения импорта из модели, которая была оценена на периоде 2004–2013 гг., возможно получить гипотетическую траекторию импорта (рисунок 7). Она аппроксимирует такую динамику импорта, которая сложилась бы в сценарии, где барьеры внешней торговли продовольственными товарами после 2014 г. не вводились.

Рисунок 6. Прокси гипотетической динамики импорта продовольственных товаров России в сценарии, где барьеры внешней торговли продовольственными товарами после 2014 г. не вводились



Источники: расчеты автора, ФТС России, Росстат.

Прокси барьеров внешней торговли продовольственными товарами равняется разнице между гипотетической и фактической динамикой импорта. Таким образом, чем больше значение этого прокси, тем больше влияние барьеров внешней торговли на другие экономические показатели. Согласно полученным оценкам, наибольшее влияние барьеров торговли было достигнуто в 2016 г., после этого барьеры внешней торговли продовольственными товарами несущественно постепенно уменьшались.

Впрочем, для целей настоящей статьи интересны не столько конкретные величины барьеров внешней торговли, сколько их динамика во времени и влияние на изменение внутренних цен. Для полноценного включения этого показателя в модель мы производим его темпоральную дезагрегацию из годовых данных в месячные. Для этого используются оперативные данные ФТС России по объему импорта продовольственных товаров и сельскохозяйственного сырья. Предполагается, что внутригодовая структура гипотетической траектории импорта продовольственных товаров по месяцам такая же, как у фактической. Предварительно перед дезагрегацией прокси барьеров внешней торговли переводится из индексов объема в индексы стоимости через индексы средних цен импорта продовольственных товаров ФТС. Это нежелательная трансформация необходима из-за отсутствия достаточного объема данных по индексам физического объема импорта продовольственных товаров в месячной частоте. Ценовые эффекты импорта вряд ли окажут существенное влияние на итоговые оценки ЭП, так как барьеры внешней торговли входят в модель в форме относительных изменений долларов США за относительно небольшие промежутки времени в несколько месяцев. Перед темпоральной дезагрегацией фактические месячные объемы импорта очищаются от сезонности

алгоритмом X13-ARIMA-SEATS. Так как прокси барьеров внешней торговли имеет значения только начиная с 2014 г., изменение этого ряда до 2014 г. равняется нулю для включения в модель всех остальных данных до этого периода. Данный фактор модели включается как экзогенная переменная, потому что барьеры внешней торговли являются больше проявлением политики, чем экономики.

Кроме импортных тарифных и нетарифных мер, в российской таможенной практике существуют пошлины и ограничения на экспортные операции, например экспортная пошлина. В основном они касаются нефтепродуктов, но исторически часто применялись в отношении основных зерновых культур (пшеница и меслин, ячмень, кукуруза), семян подсолнечника и с 2021 г. готового подсолнечного масла. Эти ограничения внешней торговли тоже необходимо учитывать в модели, так как увеличение экспортной пошлины или введение подобных нетарифных мер снижает мотивы производителей к выходу на международный рынок в связи с повышенными тарифными издержками. Это ведет к большей отвязке мировых цен от внутренних, то есть в итоге снижает ЭП.

Как и с импортными тарифными и нетарифными мерами, учет экспортных ограничений в модели методологически сложен. Одним из комплексных механизмов, усложняющих учет влияния экспортных пошлин на внутренние цены, является единое экономическое пространство России с другими странами. Зачастую при вводе экспортных пошлин в России отдельно прописывается, что они действуют только при экспорте в страны, не входящие в единое экономическое пространство вместе с Россией (например, ЕАЭС)¹⁰. При этом подобные экспортные пошлины в странах, входящих в это пространство, как правило, не синхронизируются с российскими и не устанавливаются. Таким образом, для экспортеров появляется обходной путь. Они могут экспортировать эту продукцию с ограничениями, например, в Казахстан без уплаты каких-либо импортных пошлин и затем экспортировать эту продукцию оттуда без обязательства уплаты экспортной пошлины (Махотина и др. 2022).

Кроме тонкостей учета фактической реализации экспортных ограничений, остается острой проблема количественного учета нетарифных мер (квоты и так далее). В связи с существованием набора этих методологических сложностей был выбран более простой метод учета этих эффектов в модели. В качестве прокси данного барьера внешней торговли берется взвешенное среднее индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции на зерновые и зернобобовые культуры и индекса цен производителей промышленных товаров на масло подсолнечное нерафинированное и его фракции.

Значения этого временного ряда формируются под действием барьеров внешней торговли на экспорт и всех остальных факторов динамики цен на продовольственные товары. В оптимальном варианте из него необходимо выделить ценовые эффекты только от действия барьеров внешней торговли, потому что все остальные факторы, формирующую динамику цен на эту продукцию, и так уже

¹⁰ Часто это прописывается в самих названиях соответствующих постановлений, например: «Постановление Правительства РФ от 27.11.2021 № 2068 (ред. от 30.08.2023) "О ставках вывозных таможенных пошлин на товары, вывозимые из Российской Федерации за пределы таможенной территории Евразийского экономического союза"».

учитываются в других переменных модели. Однако методология корректного проведения такой декомпозиции неочевидна. В связи с этим динамика внутренних цен производителей на зерно и подсолнечное масло берется как наилучшее доступное прокси экспортных барьеров внешней торговли продовольственными товарами. Эта переменная добавляется в модель как экзогенная переменная по той же логике, что и прокси импортных барьеров внешней торговли.

Многие регионы России интегрированы в межрегиональную торговлю, что важно учитывать при анализе динамики инфляции на уровне отдельных территорий ввиду действия закона единой цены и других процессов конвергенции региональных экономик (Глушченко, 2010; Кириллов, 2017; Napalkov et al., 2021; Корнейченко и др., 2021). С целью учета пространственных взаимосвязей в текущей работе используется матрица межрегиональной торговли. Для каждого региона рассчитываются средневзвешенные региональные показатели, отражающие пространственные эффекты (спилловер-эффекты). По аналогии с работой Napalkov et al. (2021) в качестве весов используется матрица объемов межрегиональных торговых потоков Росстата – таблица «Ввоз – вывоз товаров». Для расчета весов используется специальная таблица, где уже просуммированы торговые потоки всех товарных групп в денежном выражении. При этом использование данных по отдельным товарным группам затруднено из-за засекречивания данных. Для расчетов применяются таблицы только за 2016 год. Таблицы в денежном выражении за более поздние периоды не публикуются в связи с законом о конфиденциальности первичных статистических данных. При этом в более ранних таблицах не всегда присутствует специальная таблица с уже просуммированными итогами, полный самостоятельный расчет которой невозможен из-за засекречивания многих значимых позиций. Предполагается, что структура межрегиональной торговли относительно устойчива во времени, однако это ограничение необходимо учитывать при интерпретации региональных оценок.

На основе этой матрицы для каждого региона i рассчитываются два типа весов:

- 1) доля торгового оборота (ввоз + вывоз) региона i с другими регионами, не включая торговый оборот внутри региона i (вес региона $i = 0$);
- 2) доля торгового оборота региона i с другими регионами, включая торговый оборот внутри региона i (вес региона $i \neq 0$).

Весы первого типа используются для показателей, в которых требуется отделить влияние пространственных эффектов от влияния внутренних переменных региона для более детального анализа влияния мировых цен на показатели определенного региона. В каждой региональной модели используются два показателя индекса цен: региональный индекс цен и средневзвешенный индекс цен всех остальных регионов.

Весы второго типа используются для показателей, которые не требуют разделения факторов на внутрирегиональные и межрегиональные, так как они выполняют только контрольную функцию. Эти веса применяются для индексов тарифов грузовых перевозок и физических объемов розничной торговли. Для России в целом показатели спилловер-эффектов не рассчитываются, так как ряды по ней уже представляют агрегированные значения всех регионов.

Для всех временных рядов был проведен расширенный тест Дики – Фуллера на стационарность с 5%-ным уровнем значимости. Все ряды являются стационарными, за исключением ряда ИПЦП для Москвы и Кировской области, однако все модели VARX были стабильны, то есть собственные числа лежали в пределах единичного круга, поэтому эти ряды не были исключены из анализа для обеспечения его полноты.

Значимым фактором качественной оценки модели является изоляция влияния выбросов на коэффициенты VARX. В связи с этим при оценке модели убирается влияние следующих периодов на коэффициенты путем введения фиктивных переменных:

1) октябрь 2007 г. – аномально высокий прирост цен за месяц на продовольствие в России в связи с предстоящим введением административных мер на ограничение повышения цен, продавцы заранее скорректировали цены еще до введения ограничений;

2) с сентября 2008 г. по март 2009 г. – острая фаза финансового кризиса 2008 г. – сильное падение цен практически на всех биржевых рынках;

3) с декабря 2014 г. по июнь 2015 г. – повышенное инфляционное давление на фоне падения цен на нефть, введения санкционных ограничений, высокой волатильности курса рубля и перехода к плавающему валютному курсу;

4) с апреля 2020 г. по июнь 2020 г. – глобальный карантин из-за коронавируса;

5) весь 2022 г. – кризис в связи с существенным санкционным давлением.

Таким образом, по каждому из 80 регионов, включенных в анализ, общее число наблюдений для оценки составляет 210. Возможно, что представленные шоки влияли на экономику еще раньше или даже позже обозначенных периодов. Однако для целей оценки модели были выделены именно те периоды, в которых эти шоки явно отразились в статистических данных и значимо повлияли на коэффициенты модели.

Кроме VARX, также рассматривались оценки модели векторной коррекции ошибки с экзогенными переменными (VECMX). Эта модель использует информацию о коинтеграции временных рядов – долгосрочной зависимости между ними. Для рядов по России в целом была выявлена коинтеграция с помощью теста Йохансена, но все же в итоге в качестве базовой модели была выбрана VARX. Это связано с тем, что в нашей спецификации мировые цены моделируются как авторегрессионный процесс без добавления факторов, объясняющих долгосрочное равновесие цен продовольствия на мировых товарных рынках. Добавление таких факторов, возможно, улучшило бы точность оценок, но в то же время многократно усложнило бы модель, особенно при работе с каждым отдельным регионом Российской Федерации. Методологически использование VAR для моделирования коинтегрированных рядов через взятие первых разностей субоптимально, но вполне допустимо и применяется многими исследователями. Модели VECMX были построены только для России в целом, полученные через этот метод эффекты переноса отличаются от оценок базовой модели незначительно, результаты моделирования VECM доступны в блоке оценки устойчивости результатов.

Информацию по импортным и экспортным ценам, по объемам импорта и экспорта продуктов питания по России и ее регионам также стоило бы добавить в модель для контроля всех стадий трансмиссии мировых цен во внутренние. Однако этому мешают барьеры в виде низкого качества этих данных в региональном разрезе и недостаточной длины временных рядов для России в целом. «Статистика внешней торговли Федеральной таможенной службы (ФТС) в разрезе регионов указывает не на конечный пункт поставки товаров [импорта], а на регион, где зарегистрировано предприятие-импортер. Например, доля Москвы в импорте потребительских товаров составила в 2018 г. 54,3%, Центрального федерального округа – 75,7%» (Жураковский и др., 2021). Такого же рода проблема сохраняется и для данных экспорта. В статистике практически не разрабатывается информация, позволяющая определить, где в итоге потребляются импортируемые товары. Поэтому точная оценка влияния внешнего сектора на региональную экономику через использование статистики ФТС России пока не представляется возможной. Из-за указанных причин данные факторы не представлены в модели. По России в целом ситуация со статистикой внешнего сектора обстоит лучше, но остается острой проблема маленькой длины рядов данных. Так, индексы импортных и экспортных цен на продукты питания по России публикуются в квартальной частоте только с 2010 года¹¹. Переход на квартальную частоту и включение этих данных в модель существенно ограничат длину временного ряда. Это не позволит эффективно оценить коэффициенты модели из-за малого числа степеней свободы, а также сделает модели на региональном и общероссийском уровнях менее сопоставимыми.

В рамках данного исследования под количественной оценкой ЭП понимается отношение кумулятивного прироста функции импульсного отклика индексов (IRF) цен потребителей и производителей к соответствующему кумулятивному IRF мировых цен после шока фактора инфляции в виде 10%-ного прироста цен на мировые цены продовольствия в долларах США. При расчете IRF используется рекурсивная идентификация по Холецкому для выделения очищенного от других факторов модели ЭП мировых цен во внутренние. Доверительные интервалы функций импульсного отклика вычисляются через метод бутстрапа в 2 тыс. итераций, для выявления статистически значимых различий оценок разных моделей, в том числе моделей отдельных регионов, в качестве основного метода тестирования применяется анализ пересечений 90% доверительных интервалов. То есть если доверительные интервалы двух оценок пересекаются, делается вывод о том, что эти оценки статистически незначимо отличаются друг от друга, если же доверительные интервалы не пересекаются, делается обратный вывод. Описанная процедура оценки ЭП проводится для каждого региона Российской Федерации для дальнейшего анализа разнородности регионов. Оптимальный порядок модели VARX определяется на основе минимизации информационных критериев Акаике и Шварца, для всех спецификаций была выбрана VARX с двумя лагами.

При разложении по Холецкому значения функции импульсного отклика зависят от порядка эндогенных переменных в модели, в общем случае необходимо располагать факторы по принципу первичности шока одного фактора к другому.

¹¹ По данным [Единой межведомственной информационно-статистической системы \(ЕМИСС\)](#).

Первичность мировых цен продуктов питания к внутренним кажется очевидной, исходя из рассуждений (Cachia, 2014) и вида цепочки производства промышленных товаров, где в начале практически всегда стоит сырье, которое и торгуется на мировых товарных рынках продуктов питания. Таким образом, все модели оцениваются со следующим порядком переменных:

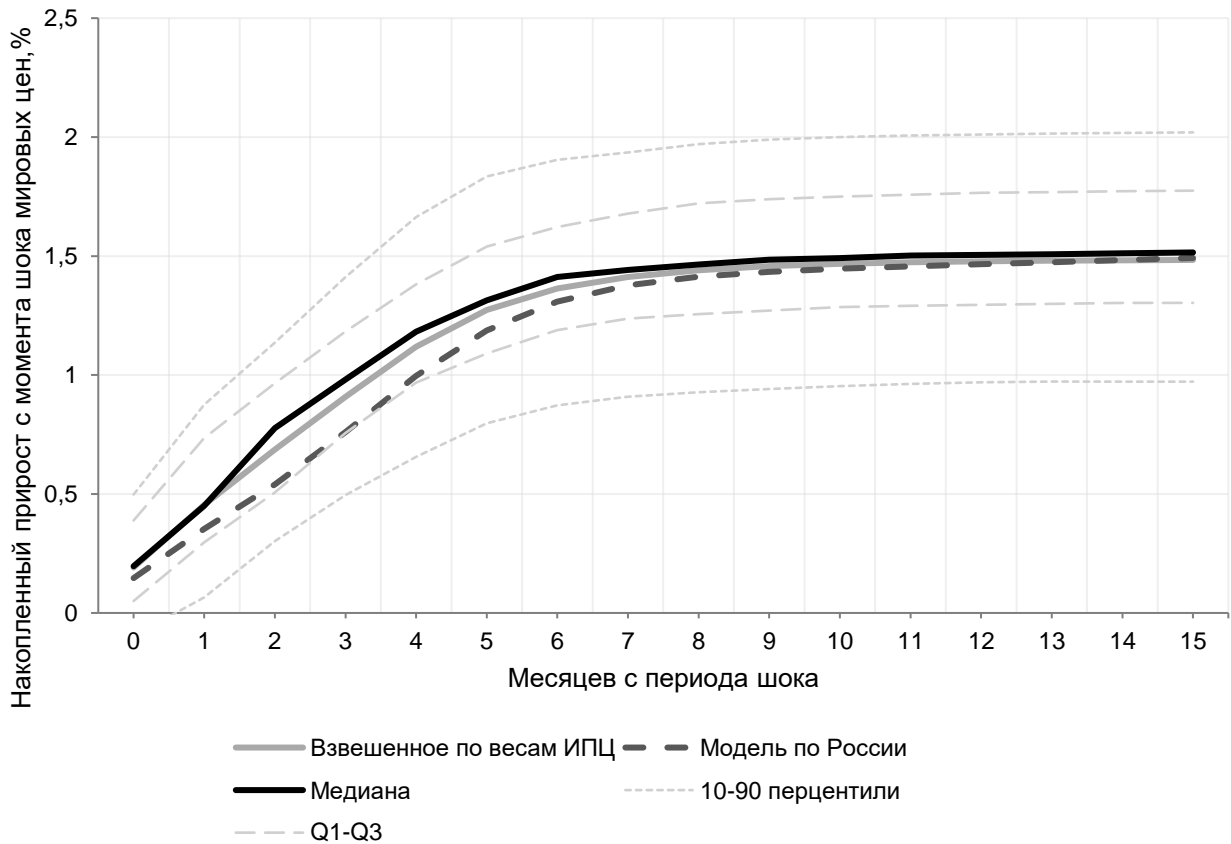
$fao_prod_wpi \rightarrow neer \rightarrow fiscal_rule_fxi \rightarrow miacr \rightarrow prod_ppi \rightarrow prod_rozn \rightarrow prod_cpi$

Так как в работе изучается влияние шока переменной fao_prod_wpi и она всегда стоит первой в порядке идентификации, порядок всех остальных переменных не влияет на итоговые значения шоков согласно принципу работы рекурсивной идентификации. В связи с этим в исследовании не представляются результаты модельных расчетов с другими порядками переменных, так как они никак не отличаются от результатов с текущим порядком.

5. Результаты

Динамика кумулятивного импульсного отклика ИПЦП на 10%-ный шок мировых цен на продукты питания представлена на рисунке 7. Значения по регионам агрегированы в виде статистик (медиана, среднее и так далее), для вычисления взвешенных средних значений использованы данные Росстата о доле субъектов в региональной структуре потребления продуктов питания 2018–2019 годов. Дополнительные материалы исследования доступны в приложении, со всеми деталями расчетов и остальными данными исследования можно ознакомиться по ссылке: <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.21875385.v4>.

Рисунок 7. Кумулятивный прирост функции импульсного отклика ИПЦ на продовольственные товары на 10% шок мировых продовольственных цен по России в целом и статистикам регионов



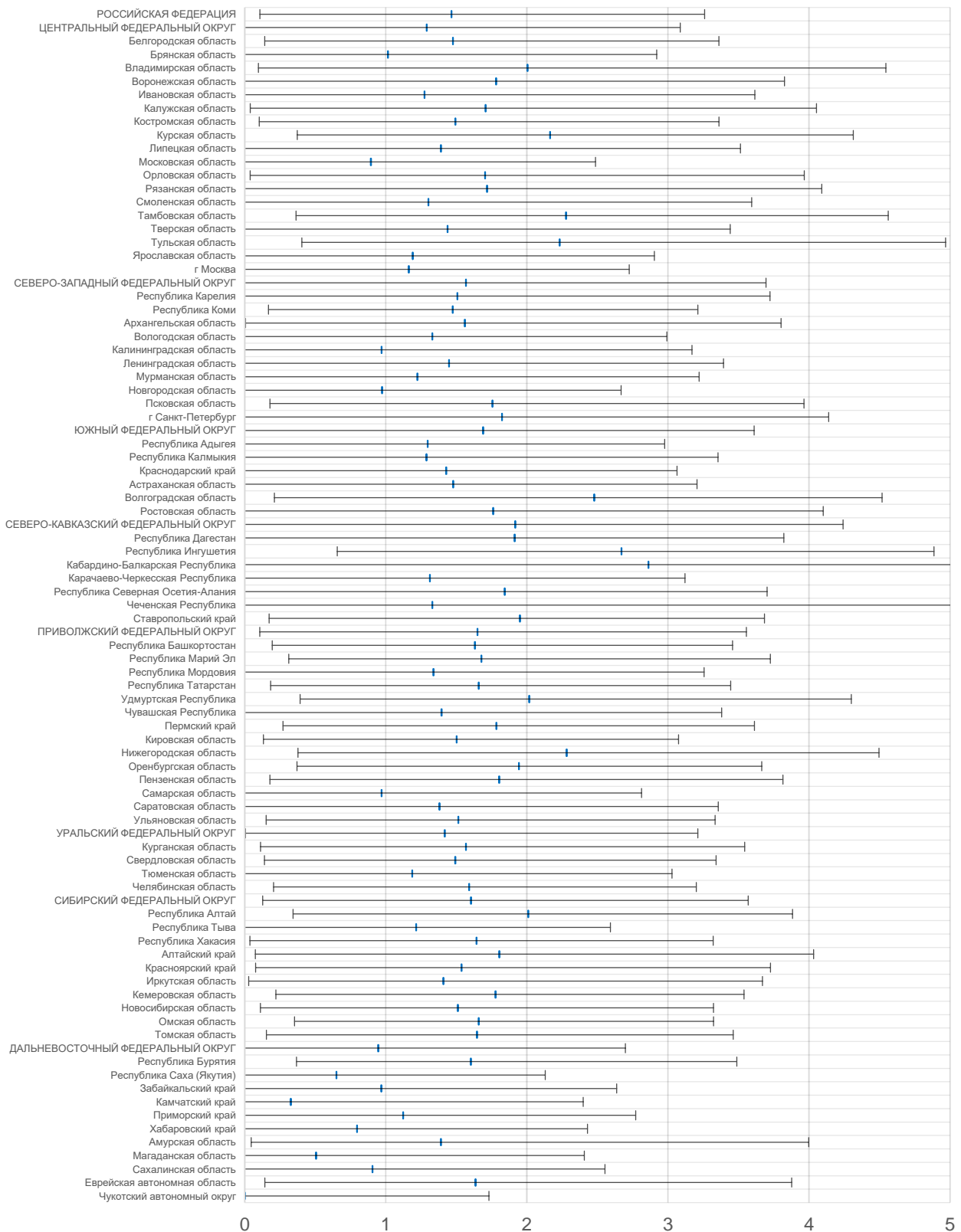
Источник: составлено автором.

Функции импульсного отклика модели, которая была оценена только на временных рядах в целом по России, довольно хорошо согласуются со средневзвешенными значениями по регионам, что в некоторой степени говорит об устойчивости результатов.

ЭП практически полностью реализуется за один год и оценивается для России в целом в 1,5% (90%-ный доверительный интервал составляет от 0,11 до 3,3%), по регионам в среднем – 1,5%. Основная часть ЭП реализуется в первый квартал, кумулятивный прирост цен в этот период составляет 52% от прироста за целый год, во втором квартале это отношение уже равняется 89%. Кумулятивные отклики ИПЦП через 12 месяцев после шока мировых цен и их 90%-ные доверительные интервалы по каждому региону представлены на рисунке 8, оценки для федеральных округов получены как средневзвешенные оценки по регионам, входящим в их состав.

Здесь и далее под среднесрочным ЭП мы понимаем ЭП за один год, так как практически все кумулятивные функции импульсного отклика внутренней продовольственной инфляции на шок мировых цен продуктов питания достигают своего максимума за один год.

Рисунок 8. Среднесрочные кумулятивные приросты функций импульсного отклика ИПЦ на продовольственные товары на 10%-ный шок мировых продовольственных цен по регионам России с 90%-ными доверительными интервалами, %

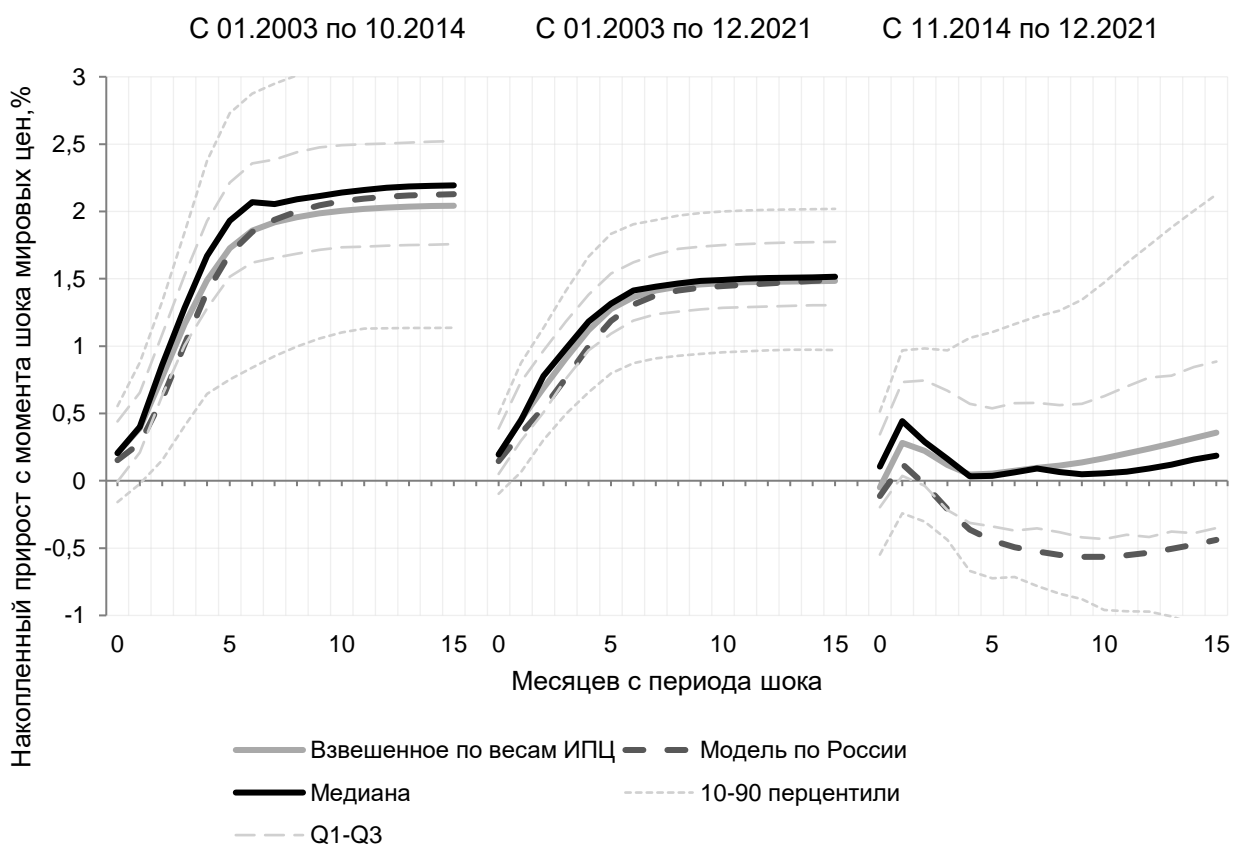


Источник: составлено автором.

Доверительные интервалы точечных оценок импульсных откликов всех регионов пересекаются друг с другом, то есть не существует регионов, где отклик ИПЦП на шок мировых цен статистически значимо отличался от любого другого региона. Средний ЭП за год имеет относительно небольшой разброс – для половины регионов ЭП составляет от 1,3 до 1,8%.

На рисунке 9 представлены результаты оценки модели на отдельных периодах для учета динамики ЭП во времени: до перехода Банка России к плавающему курсу рубля в ноябре 2014 г., на всем периоде и на периоде после 2014 года.

Рисунок 9. Кумулятивные приросты функций импульсного отклика ИПЦ на продовольственные товары на 10%-ный шок мировых продовольственных цен по периодам оценки модели

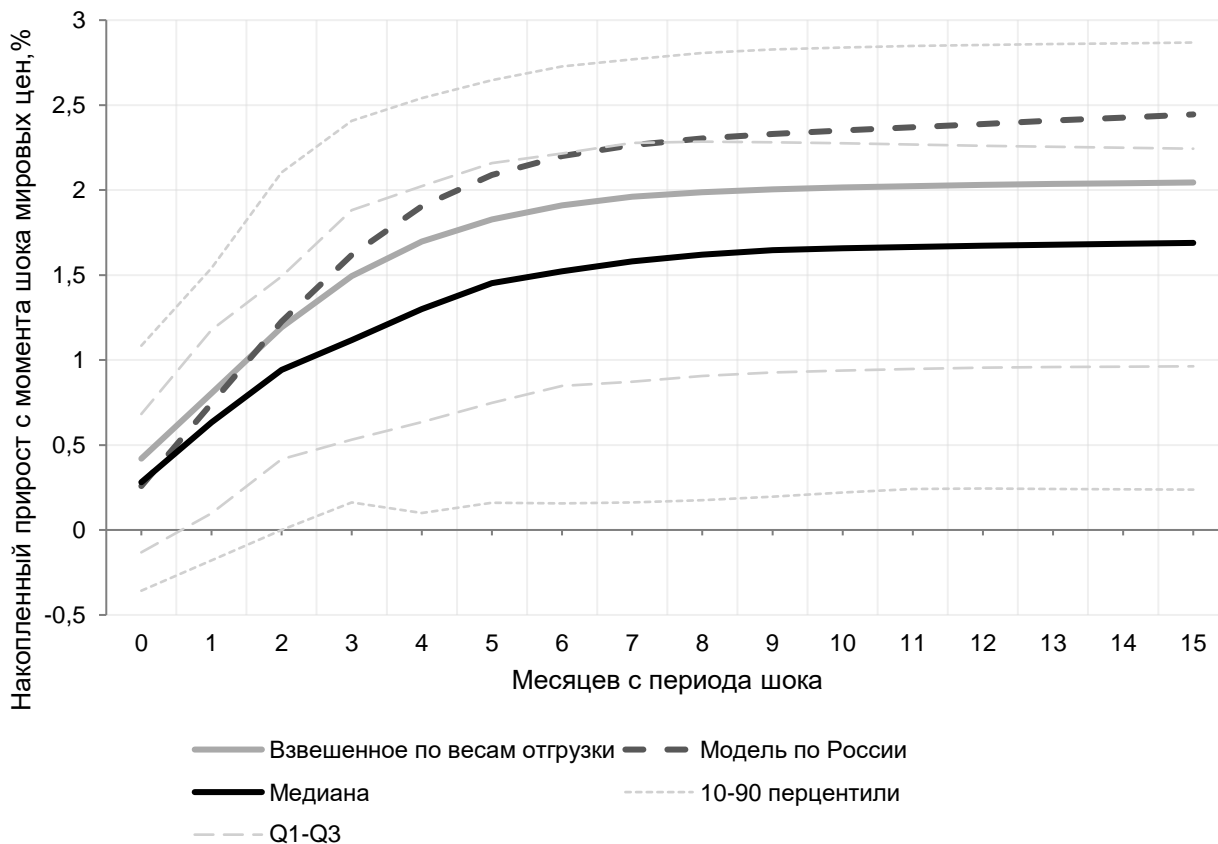


Источник: составлено автором.

Исходя из результатов расчетов среднее значение ЭП снизилось после 2014 г., однако формально это изменение незначимо из-за широких доверительных интервалов. Так, при оценке на данных до 2014 г. ЭП в целом по России оценивается в 2,1% (90%-ный доверительный интервал от 0,3 до 5,7%), при оценке на данных после 2014 г.: -0,5% (90%-ный доверительный интервал от -12 до 7,1%).

На рисунке 10 представлены функции импульсного отклика индексов цен производителей на продукты питания на 10%-ный шок мировых цен.

Рисунок 10. Кумулятивный прирост функции импульсного отклика ИЦП на продукты питания на 10% шок мировых продовольственных цен по России в целом и статистикам регионов



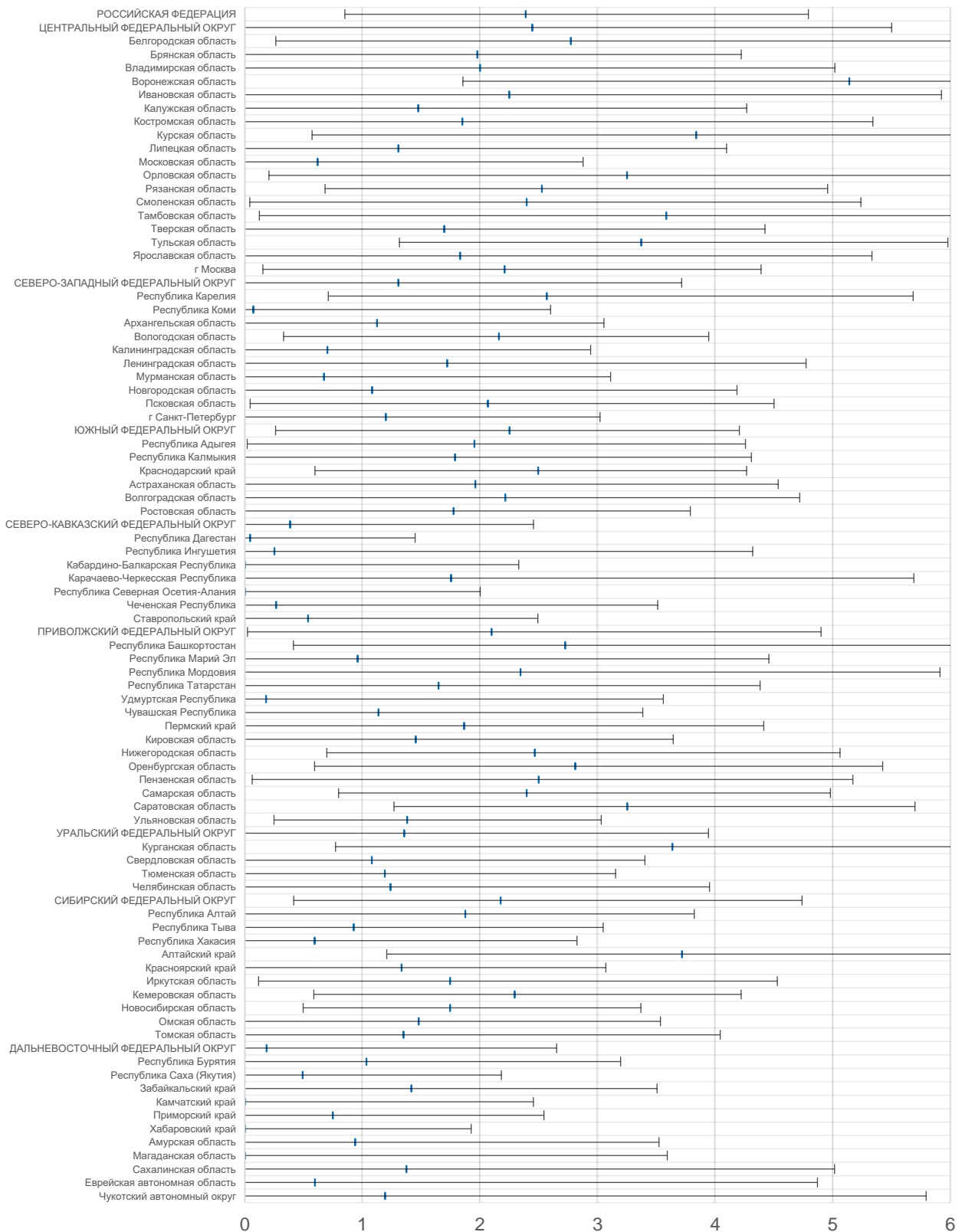
Источник: составлено автором.

Отдельные результаты по регионам при взвешивании кумулятивных импульсных откликов по объему отгрузки продуктов питания в целом согласуются с результатами, полученными для России в целом. ЭП мировых цен в ИЦПП практически полностью реализуется за год: в первый квартал ИЦПП прирастает наибольшими темпами и составляет 68% от среднесрочного ЭП, за два квартала перенос реализуется на 92% от среднесрочного ЭП.

По оценкам, ЭП для ИЦПП за год составляет 2,4% (90%-ный доверительный интервал от 0,8 до 4,8%) для оценок, полученных из модели в целом для России, и 2% в среднем по регионам.

Степень разброса оценок по регионам для индексов цен производителей больше, чем для индекса потребительских цен. Так 50% регионов уже имеют среднесрочный ЭП от 1 до 2,3%. Есть ряд регионов, чьи функции импульсного отклика существенно отличаются от откликов других регионов. Особенно выделяются Воронежская, Курская, Курганская, Тамбовская, Тульская, Саратовская, Орловская области и Алтайский край (рисунок 11). О возможных факторах таких различий говорится в разделе 6 «Обсуждение результатов».

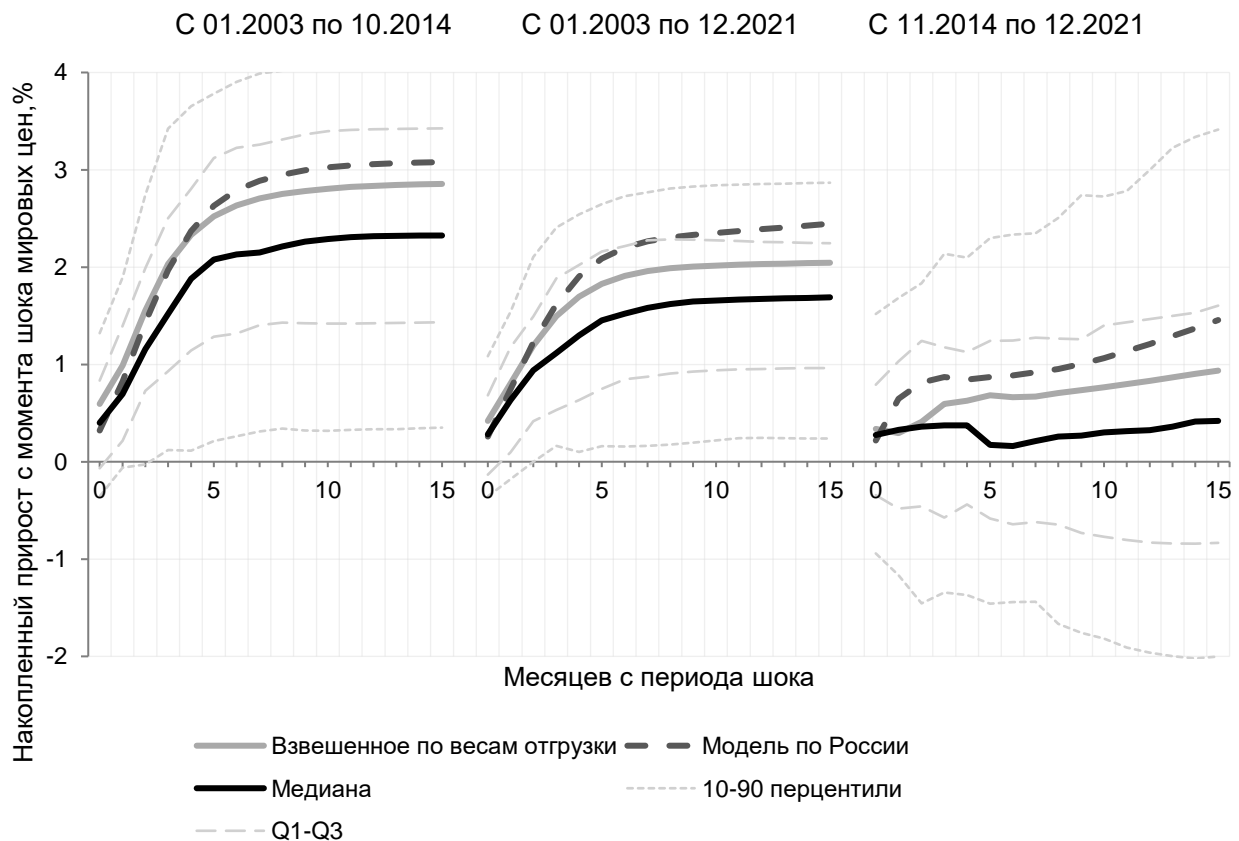
Рисунок 11. Среднесрочные кумулятивные приросты функций импульсного отклика ИЦП на продукты питания на 10%-ный шок мировых продовольственных цен по регионам России с 90%-ными доверительными интервалами, %



Источник: составлено автором.

На рисунке 12 представлены оценки ЭП мировых цен в ИЦПП по отдельным периодам.

Рисунок 12. Кумулятивные приросты функций импульсного отклика ИЦП на продукты питания на 10%-ный шок мировых продовольственных цен по периодам оценки модели

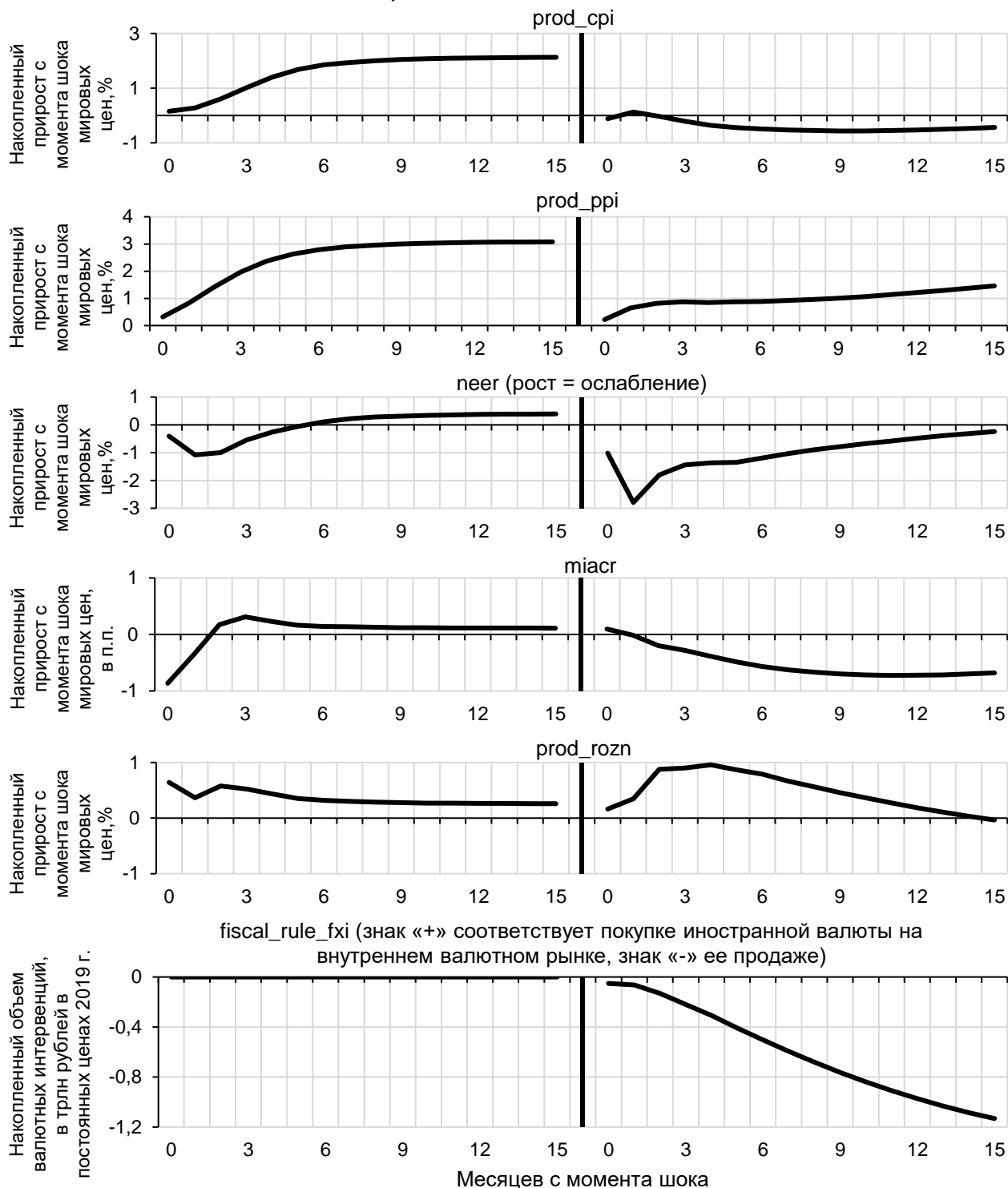


Источник: составлено автором.

Наблюдается тренд на снижение ЭП со временем. Так, по оценке на данных до 2014 г., ЭП по России в целом составлял 3,1% (90%-ный доверительный интервал от 1 до 7,5%), по оценке на данных на периоде 2015–2021 гг., – 1,2% (90%-ный доверительный интервал от -13 до 13%).

Из представленных оценок особый интерес вызывают изменения ЭП во времени. Для более детального анализа возможных причин этих изменений на рисунке 13 представлены отклики всех эндогенных факторов системы, оцененной на данных до и после 2014 года.

Рисунок 13. Кумулятивные приросты функций импульсного отклика эндогенных переменных системы VARX на 10%-ный шок мировых продовольственных цен по периодам оценки модели



Примечание. До разделителя (слева) указаны оценки модели на данных до октября 2014 г., после разделителя (справа) – на данных после октября 2014 г., доверительные интервалы не указаны на графиках из-за их очень широких диапазонов значений.

Источник: составлено автором.

После 2014 г. ЭП мировых цен на продовольственные товары во внутренние цены потребителей и производителей существенно снизился. Наибольший вклад в это изменение внесло увеличение силы отклика номинального эффективного курса после 2014 года. При оценке на данных после 2014 г. курс валют в первые два квартала после шока мировых цен укрепляется существенно сильнее, чем при оценке на данных до 2014 года. На основе анализа этой динамики можно предположить, что после 2014 г. валютный канал трансмиссии цен стал существенно сильнее компенсировать влияние изменения мировых цен на внутренние цены на продовольственные товары России.

Как было обозначено в обзоре литературы, во многих исследованиях по ЭП выделяется его асимметричность. В связи с этим в самом начале была сформулирована гипотеза – ЭП мировых цен на продукты питания во внутреннюю инфляцию асимметричен: его величина выше средней в случае роста мировых цен и ниже в случае снижения мировых цен. Оценки асимметрии представлены в таблице 2.

Таблица 2

Оценки асимметрии эффекта переноса мировых цен во внутренние

ЭП за год по России в целом, в %	Метод, использующий формулу (1)		Метод с разделением выборки на две части	
	Индекс цен потребителей	Индекс цен производителей	Индекс цен потребителей	Индекс цен производителей
↑ мировых цен	2,4 (0,5; 4,8)	3,3 (1,1; 6,4)	2,7 (0,9; 5,6)	3,1 (0,9; 6,4)
↓ мировых цен	-0,7 (-3,9; 2,3)	1,2 (-2,3; 4,8)	-0,1 (-4,4; 8,4)	-0,1 (-4,9; 9)

Примечание: в скобках указаны 90% доверительные интервалы.

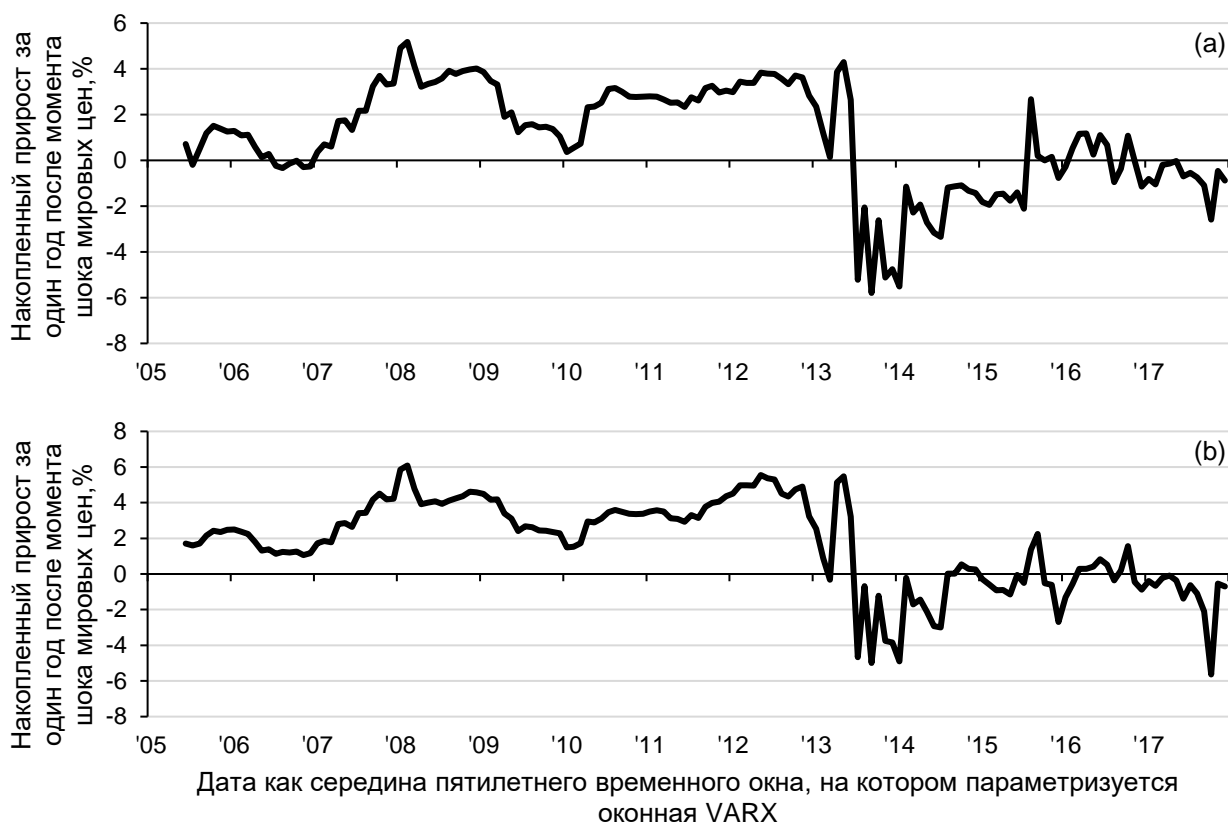
Источник: составлено автором.

Эффекты переноса для случаев прироста и снижения мировых цен имеют широкие доверительные интервалы, которые пересекаются с оценками базовой модели, поэтому формально гипотеза об асимметрии ЭП шоков мировых цен в цены потребителей и производителей отвергается для двух разных подходов оценки асимметрии. В то же время средние значения ЭП в случаях роста или снижения мировых цен отличаются в зависимости от направленности динамики мировых цен на продукты питания.

Эффекты асимметрии также могут быть связаны с волатильностью и конкретными временными периодами, например с кризисами. Вероятно, что ЭП будет больше в моменты кризисов в связи с эффектами ажиотажного спроса и экономической паники. Для анализа этих эффектов мы рассчитываем оконные VARX, которые пытаются, насколько это возможно в условиях ограниченности объемов данных, выявить вклад мировых цен во внутренние в определенные периоды времени. Оконная VARX представляет собой оценку VARX на скользящем окне данных в пять лет, из каждой такой VARX рассчитываются ЭП мировых цен во внутренние за один год. Для полного учета эффектов экономических кризисов при оценках моделей на выбросы не вводились фиктивные переменные, в остальном

спецификации оконных VARX полностью соответствуют базовой модели. Результаты этих расчетов представлены на рисунке 14.

Рисунок 14. Кумулятивные приросты функций импульсного отклика цен на продовольственные товары потребителей (а) и производителей (б) за один год на 10%-ный шок мировых продовольственных цен в VARX, оцениваемых на пятилетнем скользящем окне данных по России в целом



Примечание. При расчетах оконных VARX на выбросы не вводились фиктивные переменные для учета всех эффектов кризисных периодов, доверительные интервалы не указаны на графиках из-за их очень широких диапазонов значений.

Источник: составлено автором.

Исходя из данных, представленных на рисунке 14, можно сделать несколько выводов о динамике ЭП во времени:

1) ЭП явно разделяется на два периода: до и после данных 2014 года. Скользящий ЭП за год в моделях, которые учитывают данные только до октября 2014 г. в среднем равняется 2,2% для цен потребителей и 3,1% для цен производителей. В моделях, которые учитывают данные после октября 2014 г., скользящий ЭП за год в среднем равняется -0,3% для цен потребителей и 0,2% для цен производителей. Эти оценки очень близки к расчетным ЭП из скользящих по окну моделей по периодам (рисунки 9 и 12), что говорит о некоторой сопоставимости скользящих оценок с ранее представленными расчетами ЭП;

2) ЭП даже внутри этих двух периодов имеет высокий уровень разброса во времени относительно своего среднего. Стандартное отклонение скользящих оценок ЭП для цен потребителей составляет 1,4 и 2,2% для данных до и после 2014 г. соответственно. Для цен производителей – 1,2 и 2,5% для данных до и после 2014 г. и соответственно;

3) Касательно эффектов кризисов можно сделать только ограниченные выводы в связи с относительно большой шириной окна этих скользящих оценок. Показательно выглядит ЭП в 2008 г., этот период был сопряжен с мировым финансовым кризисом и резкими колебаниями мировых цен на продовольственные товары. Перед началом кризиса мировые цены на продовольствие существенно выросли. Так, на локальном пике цен в июне 2008 г. прирост год к году составил 45%. Затем в конце 2008 г. в связи с мировым кризисом мировые цены на продовольствие начали резко снижаться и уже в марте 2009 г. снизились на 36% год к году (рисунок 4). По нашим оценкам, максимальный средний оконный ЭП за год в 2008 г. составил 5,2% для цен потребителей и 6,1% для цен производителей. Другим таким показательным периодом можно назвать валютный кризис в России 2014–2015 годов. Согласно оконным оценкам, затрагивающим этот период, средний максимальный ЭП за год составил 4,3% для цен потребителей и 5,5% для цен производителей. После кризиса 2014–2015 гг. средний оконный ЭП снизился практически до нуля и для цен потребителей, и для цен производителей, однако в моментах он мог повышаться до 1–2%.

6. Обсуждение результатов

ЭП мировых цен на продукты питания в продовольственную инфляцию России статистически значим на 10%-ном уровне значимости при оценке на всех данных в период 2003–2014 гг., но становится практически нулевым при оценке на данных после 2014 г. из-за усиления компенсационной динамики валютного курса на шок мировых цен. В целом логика этого изменения соответствует выводам исследователей, выделяющих усиление роли валютного курса, как естественного стабилизатора внешних шоков, после введения в России политики плавающего валютного курса (Картаев, Якимова, 2018; Тиунова, 2018).

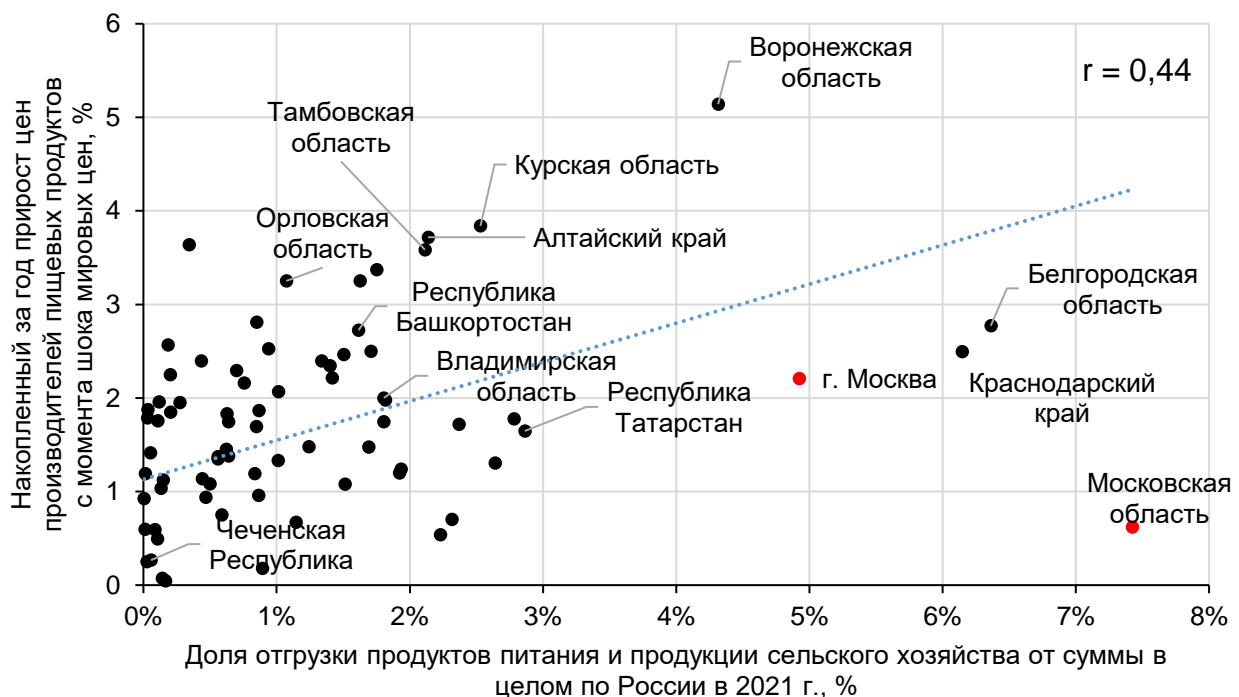
ЭП мировых цен на продукты питания в продовольственную инфляцию России и регионов является неполным, что согласуется с выводами западных и отечественных исследований по ЭП динамики курсов валют и мировых цен в динамику отечественной инфляции (Ferrucci et al., 2012; Ha et al., 2019; Андреев, 2019). Это подтверждается для цен как потребителей, так и производителей, но для ИЦПП ЭП выше, что также согласуется с выводами соответствующих научных работ (Ferrucci et al., 2012; Пономарев, 2015; Тиунова, 2018).

Для лучшего понимания различий регионов по ЭП мировых цен во внутренние имеет смысл рассмотреть оценки в контексте других экономических показателей регионов Российской Федерации. Для ИЦПП такой анализ затруднителен в связи с отсутствием региональной разнородности ЭП мировых цен во внутренние потребительские цены, для ИЦПП же различия более существенные. Возможно, эти

отличия по ИЦПП обусловлены значимо различающимися по регионам внутренними структурами производства отраслей сельского хозяйства и пищевой промышленности. В этом плане необходимо учитывать, что текущие оценки сочетают в себе как структурные, так и ценовые эффекты.

Стоит отметить сонаправленность ЭП мировых цен продовольствия во внутренние цены производителей продуктов питания и индикатора, отражающего степень вовлеченности региона в отрасль производства продуктов питания (рисунок 15).

Рисунок 15. Взаимосвязь эффекта переноса мировых продовольственных цен в цены производителей и объема производства пищевой продукции по регионам



Примечание. При расчете линейной функции и коэффициента линейной корреляции Пирсона из выборки удаляется г. Москва и Московская область (выделены красным), так как это простая одномерная модель, которая не учитывает некоторые особенности столичных территорий.

Источники: Росстат, расчеты автора.

В среднем бо́льшая вовлеченность региона в производство продуктов питания сопряжена с бо́льшим ЭП мировых цен в цены производителей на продукты питания в этом регионе. Положение некоторых регионов в этой простой линейной модели существенно отклоняется от моделируемого. Если отклонение столичных территорий можно объяснить их особым статусом, то существенное отклонение по Краснодарскому краю и Белгородской области понять сложнее. Эти два региона находятся довольно близко друг к другу в этом простом двумерном пространстве и являются одними из основных производителей продуктов питания в России. Теоретически возможно, что ЭП в ИЦПП в этих регионах ниже из-за повышенной

степени монополизации, в этом случае фирмы-монополисты могут формировать цены на свою продукцию с большим и длительным отклонением от рыночного равновесия.

На уровне потребительских цен такой связи не прослеживается. Можно предположить, что при переходе от цен производителей к ценам потребителей различия в ценах между регионами сглаживаются за счет действия закона единой цены в общероссийском экономическом пространстве и присутствия развитых федеральных торговых сетей.

Гипотеза об асимметрии отклика внутренних цен потребителей и производителей в зависимости от направления изменения мировых цен не подтвердилась статистическими тестами, однако средние значения ЭП заметно отличаются. Различия оценок моделей с симметрией и асимметрией ЭП курсов валют и мировых цен во внутренние также были найдены во многих других исследованиях (Ferrucci et al., 2012; Ha et al., 2019; Андреев, 2019; Жураковский и др., 2021). В то же время отсутствуют доказательства такой асимметрии в долгосрочном периоде. Например, в работе (Андреев, 2019) была обнаружена асимметрия ЭП валютного курса в инфляцию России в краткосрочном периоде, но в долгосрочном периоде асимметрия оказалась статистически незначима.

ЭП имеет высокий уровень разброса во времени относительно своих средних значений. Как правило, ЭП выше в моменты резкого роста мировых цен на продукты питания и существенной волатильности экономических рынков и ниже в периоды медленных изменений цен на мировых товарных рынках продовольствия. Схожие с этим результаты были получены в работе (Jašová et al., 2019) для эффекта переноса курса валют во внутреннюю инфляцию. В этом исследовании при оценке оконных моделей с пятилетним окном в среднем ЭП был выше в период кризиса 2008 года.

7. Оценка устойчивости результатов

Для оценки устойчивости результатов оценим векторную модель коррекции ошибок с экзогенными переменными (VECMX) для России в целом. Набор эндогенных и экзогенных переменных такой же, как в VARX, но показатели в выражении прироста к предыдущему месяцу приведены к форме базового индекса, то есть взяты в уровнях. Все переменные имеют первый порядок интеграции, то есть они нестационарные в уровнях, но становятся стационарными при взятии первых разностей. Тест Йохансена на коинтеграцию со статистикой следа (trace) показал, что в системе существует хотя бы два коинтеграционных уравнения на 5%-ном уровне значимости для модели, оцениваемой на всех данных, и для модели, оцениваемой на данных после 2014 года. ЭП мировых цен во внутренние цены имеет такой же, как в базовой модели, алгоритм вычисления по рекурсивной идентификации Холецкого. Результаты оценки ЭП из модели представлены в таблице 3.

Таблица 3

Оценки эффекта переноса мировых цен во внутренние в модели векторной коррекции ошибок

ЭП по России в целом за год, %	Индекс цен потребителей	Индекс цен производителей
При оценке на данных с 01.2003 по 12.2021	1 (-0,4; 1,9)	2,6 (0,9; 3,8)
При оценке на данных с 11.2014 по 12.2021	0,3 (-1,3; 1,4)	1,3 (-1,1; 2,7)

Примечание. В скобках указаны 90%-ные доверительные интервалы.

Источник: составлено автором.

ЭП при использовании VECMX отличаются от базовых оценок статистически незначимо, так как 90%-ные доверительные интервалы оценок пересекаются. Некоторые различия в результатах, скорее всего, объясняются тем, что VECMX интегрирует в себе информацию о долгосрочном равновесии модели, однако, как было замечено в методологии, в исследовании отдается предпочтение оценкам на основе VARX ввиду отсутствия в модели детерминант равновесия мировых цен на продовольствие, таких как мировой ВВП, индикатор состояния мировой торговли, и других глобальных переменных.

8. Заключение

Полученные в работе результаты свидетельствуют о значимом влиянии шоков мировых цен на продукты питания на внутреннюю продовольственную инфляцию в России, что подтверждает результаты исследований на примере различных стран. Однако в России это влияние снизилось после 2014 г., когда в экономике начались значимые структурные изменения, в том числе связанные с переходом к плавающему валютному курсу, политике инфляционного таргетирования, активным развитием АПК и реализацией политики импортозамещения в условиях реализации Правительством Российской Федерации различных мер по введению барьеров во внешней торговле продуктами питания. Так, до 2014 г. рост мировых цен на продукты питания на 10% сопровождался ростом внутренних потребительских цен на продовольствие в среднем на 2,1% через один год в целом по России.

Результаты исследований также свидетельствуют, что шоки мировых цен на продовольствие оказывают более сильное влияние на динамику цен производителей, чем на потребительские цены. В период до 2014 г. изменение мировых продовольственных цен на 10% в среднем приводило к сонаправленному изменению цен российских производителей продуктов питания на 3,1%. После 2014 г. этот эффект также стал статистически не отличим от нуля. Скорее всего, различие в реакции цен производителей и потребительских цен на шоки мировых цен связано с более близкими связями производителей с мировыми товарными рынками продовольствия по сравнению с розничными продавцами.

Несмотря на высокую степень неоднородности регионов России по уровню цен и инфляции, не обнаружено существенных различий в реакции потребительских продовольственных цен на шоки мировых цен. Однако выявлена некоторая неоднородность реакции цен производителей в регионах на эти шоки. Наиболее сильная реакция наблюдается в регионах, специализирующихся на производстве продуктов питания.

Реакция внутренних цен на продовольствие и потребителей, и производителей на шоки мировых продовольственных цен асимметрична. В среднем ЭП больше в случае роста мировых цен на продукты питания и меньше в случае снижения цен на мировых продовольственных рынках. В части изменений во времени ЭП имеет значительный разброс значений. В среднем ЭП больше в моменты резкого роста мировых цен на продукты питания и существенной волатильности экономических рынков и ниже в периоды медленных изменений цен на мировых товарных рынках продовольствия.

Значимым ограничением полученных результатов является то, что в модель не были включены некоторые важные факторы ценообразования: индекс промышленного производства, индекс цен на импортные и экспортные товары, объем внешней торговли, доля импорта в потреблении, уровень рыночной власти фирм и другие. В первую очередь это связано с доступностью и качеством соответствующей статистики на региональном уровне.

Дальнейшие исследования могут быть направлены на уточнение оценок ЭП мировых цен продуктов питания во внутреннюю инфляцию продовольственных товаров после 2014 года за счет пополнения временных рядов новыми данными, включения индексов импортных цен и других факторов ценообразования.

Кроме того, отдельным направлением дальнейших работ могут стать исследования, раскрывающие роль экономики России в формировании цен на мировых товарных рынках продовольствия. Возможно, что существенный рост российского АПК частично перевел Россию из позиции ценополучателя в позицию страны, устанавливающей цены. Учет этих экономических взаимосвязей потенциально может повлиять на ЭП за счет действия второстепенных эффектов в рамках мировой экономической системы.

Перспективным может быть и исследование структуры межрегиональных связей и торговли в контексте существования региональной разнородности отклика индексов цен производителей на шоки мировых цен продуктов питания при отсутствии этой разнородности для цен потребителей. Здесь более детально можно рассмотреть механизм, под действием которого шоки цен на более высоких уровнях производства и дистрибуции более-менее равномерно распределяются по регионам России при трансмиссии в потребительские цены продуктов питания.

Список литературы

Андреев, А. (2019). Исследование асимметрии и нелинейности переноса динамики обменного курса в инфляцию. *Банк России, Серия докладов об экономических исследованиях*. № 45. Сентябрь.

Андреев, М. (2022). Влияние бюджетного правила и модельных предпосылок на реакцию инфляции на шоки условий торговли. *Банк России, Серия докладов об экономических исследованиях*. № 107. Декабрь.

Глушченко, К.П. (2010). Закон единой цены в российском экономическом пространстве. *Прикладная эконометрика*. 17 (1). 3–19.

Грищенко, В., Гасанова, Д., Фомин, Е., Кореньяк, Г. (2023). Идентификация товаров-маркеров и влияние их цен на инфляционные ожидания российских домохозяйств. *Банк России, Серия докладов об экономических исследованиях*. № 117. Октябрь.

Жемков, М.И. (2019) Региональные эффекты таргетирования инфляции в России: факторы неоднородности и структурные уровни инфляции. *Вопросы экономики*. 9. 70–89. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-9-70-89>.

Жураковский, В.П., Новопашина, А.Н., Тарантаев, А.Д. (2021). Региональная разнородность эффекта переноса валютного курса на инфляцию. *Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях*. Январь.

Картаев, Ф.С., Якимова, Ю.И. (2018). Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса. *Вопросы экономики*. 11. 70–84. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-11-70-84>.

Кириллов, А.М. (2017). Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ. *Пространственная экономика*. 4. 41–58. <https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058>.

Корнейченко, Е. Н., Новопашина, А. Н., Пыхтеев, Ю. Н. (2021). Эффект переноса валютного курса в потребительские цены в регионах России: поиск пространственных взаимосвязей. *Изв. Сарат. ун-та. Нов. сер. Сер. Экономика. Управление. Право*, 21(4). 398–409. <https://doi.org/10.18500/1994-2540-2021-21-4-398-409>.

Кузьминов, А., Симачев, Ю., Кузык, М., Федюнина, А., Жулин, А., Глухова, М., Клепач, А., Алексеев, С., Безлепкин, М., Борель, А., Борисов, Ф., Бутов, А., Глазатова, М., Губарев, А., Данильцев, А., Зинина, Т., Иванов, А., Каем, К., Котова, Д., Крамаренко, А., Крючков, Р., Кузнецов, Б., Куликов, Р., Нефедов, С., Никулина, Ю., Ожгихин, И., Орлова, Н., Ровнов, Ю., Рудник, П., Рязанцева, Н., Сергеев, А., Тарасов, Ю., Файзиев, С., Финк, П., Шик, О., Янбых, Р. (2023). Импортозамещение в российской экономике: вчера и завтра. *Национальный исследовательский университет Высшая школа экономики. Аналитический доклад при участии Российского союза промышленников и предпринимателей и Института исследований и экспертизы ВЭБ.РФ*, 247 с.

Махотина, И. А., Агапкин, А. М., Гончаренко, О. А., Райкова, Е. Ю. (2022). Рынок зерна и его роль в обеспечении национальной безопасности России. *Национальная безопасность / nota bene*. 6. 121–134.

Оболенский, В. П. (2019). Эффекты продовольственного эмбарго. *Российский внешнеэкономический вестник*. 2. 49–58. <https://doi.org/10.24411/2072-8042-2019-00026>.

Пономарев, Ю.Ю. (2015). Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в Российских отраслях промышленности. *Экономическая политика*, 5, 53–70.

Пономарев, Ю.Ю., Трунин, П.В., Улюкаев, А.В. (2014). Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России. *Вопросы экономики*, 3, 21–35. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2014-3-21-35>.

Синельников-Мурылев, С. Г., Перевышин, Ю. Н. Трунин П. В. (2020). Различия темпов роста потребительских цен в российских регионах: Эмпирический анализ. *Экономика региона*. 16 (2). 479–493. <https://doi.org/10.17059/2020-2-11>

Тиунова, М.Г. (2018). Влияние внешних шоков на российскую экономику. *Финансы: теория и практика*. 22 (4). 146–170. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2018-22-4-146-170>

Шагайда. Н.И., Узун. В.Я. (2015). Продовольственная безопасность: проблемы оценки. *Вопросы экономики*. 5. 63–78. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2015-5-63-78>.

Barattieri, A., Cacciatore, M., and Ghironi, F. (2018). Protectionism and the Business Cycle. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w24353>.

Benigno, P., and Lopez-Salido, J. D. (2006). Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 38 (3). 587–614. <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0038>.

Burstein, A., and Gopinath, G. (2014). International Prices and Exchange Rates. In Gita Gopinath, Elhanan Helpman, and Kenneth Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics* (4th ed., pp. 391–451). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-54314-1.00007-0>.

Cachia, F. (2017). Regional Food Price Inflation Transmission. *Universal Journal of Agricultural Research*, 5(2), 129–139. <https://doi.org/10.13189/ujar.2017.050208>.

Cadot, O., Gourdon J., and van Tongeren F. (2018). Estimating Ad Valorem Equivalents of Non-Tariff Measures: Combining Price-Based and Quantity-Based Approaches. *OECD Trade Policy Papers*, 215. <https://doi.org/10.1787/f3cd5bdc-en>.

Ceglowski, J. (2004), Assessing the border: tests of the law of one price in Canada and the U.S., Rugman, A.M. (Ed.) *North American Economic and Financial Integration* (Research in Global Strategic Management, Vol. 10), Emerald Group Publishing Limited, Bingley, pp. 117-136. [https://doi.org/10.1016/S1064-4857\(04\)10007-7](https://doi.org/10.1016/S1064-4857(04)10007-7).

Cluff, M., and Mustafa. S. (2020). Revisions to the FAO food price indices. *FAO Food Outlook, June*, 72–78.

D'Acunto, F., Malmendier, U., Ospina, J., and Weber, M. (2019). Exposure to Daily Price Changes and Inflation Expectations. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w26237>.

de Haan, J. (2010). Inflation Differentials in the Euro Area: A Survey. In *The European Central Bank at Ten* (pp. 11–32). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-14237-6_2.

Deryugina, E., Karlova, N., Ponomarenko, A., and Tsvetkova, A. (2019). The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments. *Economic Change and Restructuring*, 52(4), 453–474. <https://doi.org/10.1007/s10644-018-9232-y>.

Droge, S, and Bartova, L. (2007). A Critical Survey of Databases on Tariffs and Trade Available for the Analysis of EU Agricultural Agreements. *Agricultural Trade Agreements*. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.7287>.

Ferrucci, G, Jiménez-Rodríguez, R, and Onorantea, L. (2012). Food Price Pass-Through in the Euro Area: Non-Linearities and the Role of the Common Agricultural Policy. *International Journal of Central Banking*, 8(1), 179–218.

Ha, J., Marc Stocker, M., and Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 105, 102187. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187>.

Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113 (2), 363–398. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00207-5](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5).

Hodrick, R. J., and Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1). 1. <https://doi.org/10.2307/2953682>.

International Monetary Fund. (2019). *Russian Federation: 2019 Article IV Consultation-Press Release; Staff Report*. IMF Staff Country Reports 2019/260, International Monetary Fund.

Jašová, M., Moessner, R., and Takáts, E. (2019). Exchange Rate Pass-Through: What Has Changed Since the Crisis? *The International Journal of Central Banking*, 15 (3), 27–58.

Kilian, L., and Vigfusson, R. J. (2009). Pitfalls in Estimating Asymmetric Effects of Energy Price Shocks. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1420252>.

Kiselev, A., and Zhivaykina, A. (2020). The role of global relative price changes in international comovement of inflation. *The Journal of Economic Asymmetries*, 22, e00175. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2020.e00175>.

Klinova, M. V., and Sidorova, E. A. (2019). Economic Sanctions of the West against Russia: Development of the Situation. *Studies on Russian Economic Development*, 30(3), 355–364. <https://doi.org/10.1134/S1075700719030079>.

Meyimdji, C., and Combes, J. L. (2021). Food price shocks and household consumption in developing countries: the role of fiscal policy. *International Monetary Fund*.

Napalkov, V., Novak, A., and Shulgin, A. (2021). Variations in the Effects of a Single Monetary Policy: The Case of Russian Regions. *Russian Journal of Money and Finance*, 80(1), 3–45. <https://doi.org/10.31477/rjmf.202101.03>

Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, 647–668.

Weldegebriel, H. T. (2004). Imperfect Price Transmission: Is Market Power Really to Blame? *Journal of Agricultural Economics*, 55 (1), 101–114. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00082.x>.

Yilmazkuday, H. (2013). Inflation Thresholds and Growth. *International Economic Journal*, 27 (1), 1–10. <https://doi.org/10.1080/10168737.2012.658831>.

Приложение А. Тепловая карта тесноты межрегиональных торговых связей в 2016 году на основе данных межрегионального ввоза-вывоза

Рисунок А1. Тепловая карта тесноты межрегиональных торговых связей в 2016 году



Примечание. Каждая ячейка карты отражает долю торгового оборота (экспорт + импорт) регионов по столбцам в общей торговле регионов по строкам, не включая торговлю внутри региона. Сумма долей по строкам равна единице. В работе использовались эти веса для расчета показателей спилловеров, для отдельных показателей спилловеров использовались веса с учетом внутренней торговли региона.

Источники: ГМЦ Росстата, расчеты автора.

Приложение В. Оценки эффекта переноса по базовой модели и веса агрегации регионов России

Таблица В1

Оценки эффекта переноса по базовой модели и веса агрегации регионов России

в процентах

Регион	ЭП за год по ипцп	Веса для ипцп	ЭП за год по ицпп	Веса для ицпп
Белгородская область	1,5 (0,1; 3,4)	1,03	2,8 (0,3; 6,4)	6,36
Брянская область	1 (-0,4; 2,9)	0,73	2 (-0,2; 4,2)	1,82
Владимирская область	2 (0,1; 4,5)	0,86	2 (-0,5; 5)	1,8
Воронежская область	1,8 (-0,1; 3,8)	1,31	5,1 (1,9; 9,2)	4,31
Ивановская область	1,3 (-0,5; 3,6)	0,65	2,2 (-0,4; 5,9)	0,2
Калужская область	1,7 (0; 4,1)	0,65	1,5 (-0,4; 4,3)	1,69
Костромская область	1,5 (0,1; 3,4)	0,41	1,9 (-0,5; 5,3)	0,2
Курская область	2,2 (0,4; 4,3)	0,66	3,8 (0,6; 8,2)	2,53
Липецкая область	1,4 (-0,2; 3,5)	0,71	1,3 (-1; 4,1)	2,64
Московская область	0,9 (-0,5; 2,5)	5,93	0,6 (-2,4; 2,9)	7,43
Орловская область	1,7 (0; 4)	0,39	3,3 (0,2; 6,9)	1,07
Рязанская область	1,7 (-0,1; 4,1)	0,56	2,5 (0,7; 5)	0,94
Смоленская область	1,3 (-0,3; 3,6)	0,65	2,4 (0; 5,2)	0,43
Тамбовская область	2,3 (0,4; 4,6)	0,46	3,6 (0,1; 7,6)	2,11
Тверская область	1,4 (0; 3,4)	0,82	1,7 (-0,4; 4,4)	0,85
Тульская область	2,2 (0,4; 5)	1,04	3,4 (1,3; 6)	1,75
Ярославская область	1,2 (-0,5; 2,9)	0,73	1,8 (-0,7; 5,3)	0,63
г. Москва	1,2 (-0,1; 2,7)	13,97	2,2 (0,2; 4,4)	4,92
Республика Карелия	1,5 (-0,1; 3,7)	0,41	2,6 (0,7; 5,7)	0,18
Республика Коми	1,5 (0,2; 3,2)	0,57	0,1 (-2; 2,6)	0,14
Архангельская область	1,6 (0; 3,8)	0,82	1,1 (-0,5; 3,1)	0,15
Вологодская область	1,3 (-0,3; 3)	0,83	2,2 (0,3; 3,9)	0,76
Калининградская область	1 (-0,7; 3,2)	0,65	0,7 (-1,3; 2,9)	2,32
Ленинградская область	1,4 (-0,1; 3,4)	1,33	1,7 (-0,9; 4,8)	2,37
Мурманская область	1,2 (-0,3; 3,2)	0,62	0,7 (-1,5; 3,1)	1,15
Новгородская область	1 (-0,4; 2,7)	0,37	1,1 (-1,1; 4,2)	0,5
Псковская область	1,8 (0,2; 4)	0,34	2,1 (0; 4,5)	1,01
г. Санкт-Петербург	1,8 (0; 4,1)	4,69	1,2 (-0,7; 3)	1,92
Республика Адыгея	1,3 (-0,5; 3)	0,26	2 (0; 4,3)	0,27
Республика Калмыкия	1,3 (-0,4; 3,4)	0,15	1,8 (-0,4; 4,3)	0,03
Краснодарский край	1,4 (-0,4; 3,1)	4,01	2,5 (0,6; 4,3)	6,15
Астраханская область	1,5 (-0,2; 3,2)	0,69	2 (-0,7; 4,5)	0,12
Волгоградская область	2,5 (0,2; 4,5)	1,48	2,2 (-0,2; 4,7)	1,42

Продолжение таблицы В1

Ростовская область	1,8 (-0,1; 4,1)	2,74	1,8 (-0,2; 3,8)	2,78
Республика Дагестан	1,9 (-0,4; 3,8)	2,18	0 (-1,5; 1,4)	0,17
Республика Ингушетия	2,7 (0,7; 4,9)	0,22	0,3 (-4,3; 4,3)	0,03
Кабардино-Балкарская Республика	2,9 (-0,8; 7)	0,43	-1,5 (-4,4; 0,8)	0,21
Карачаево-Черкесская Республика	1,3 (-0,4; 3,1)	0,2	1,8 (-1,8; 5,7)	0,11
Республика Северная Осетия — Алания	1,8 (-0,1; 3,7)	0,36	-0,1 (-2,4; 1,9)	0,06
Чеченская Республика	1,3 (-1,2; 5,2)	0,78	0,3 (-1,7; 3,5)	0,06
Ставропольский край	2 (0,2; 3,7)	1,31	0,5 (-1,1; 2,5)	2,23
Республика Башкортостан	1,6 (0,2; 3,5)	2,64	2,7 (0,4; 6,2)	1,62
Республика Марий Эл	1,7 (0,3; 3,7)	0,31	1 (-1,4; 4,5)	0,87
Республика Мордовия	1,3 (-0,3; 3,3)	0,42	2,3 (-0,2; 5,9)	1,4
Республика Татарстан	1,7 (0,2; 3,4)	2,43	1,6 (-0,5; 4,4)	2,86
Удмуртская Республика	2 (0,4; 4,3)	0,91	0,2 (-2,3; 3,6)	0,89
Чувашская Республика	1,4 (-0,2; 3,4)	0,54	1,1 (-0,5; 3,4)	0,44
Пермский край	1,8 (0,3; 3,6)	1,56	1,9 (-0,1; 4,4)	0,87
Кировская область	1,5 (0,1; 3,1)	0,74	1,5 (-0,1; 3,6)	0,62
Нижегородская область	2,3 (0,4; 4,5)	2,01	2,5 (0,7; 5,1)	1,5
Оренбургская область	1,9 (0,4; 3,7)	1,02	2,8 (0,6; 5,4)	0,85
Пензенская область	1,8 (0,2; 3,8)	0,74	2,5 (0,1; 5,2)	1,71
Самарская область	1 (-0,5; 2,8)	1,98	2,4 (0,8; 5)	1,34
Саратовская область	1,4 (-0,1; 3,4)	1,38	3,3 (1,3; 5,7)	1,63
Ульяновская область	1,5 (0,2; 3,3)	0,67	1,4 (0,2; 3)	0,64
Курганская область	1,6 (0,1; 3,5)	0,42	3,6 (0,8; 8,2)	0,34
Свердловская область	1,5 (0,1; 3,3)	2,93	1,1 (-0,5; 3,4)	1,51
Тюменская область	1,2 (-0,3; 3)	2,72	1,2 (-0,4; 3,2)	0,84
Челябинская область	1,6 (0,2; 3,2)	1,99	1,2 (-0,8; 4)	1,93
Республика Алтай	2 (0,3; 3,9)	0,09	1,9 (-0,4; 3,8)	0,03
Республика Тыва	1,2 (-0,3; 2,6)	0,13	0,9 (-1,1; 3)	0
Республика Хакасия	1,6 (0; 3,3)	0,3	0,6 (-1,5; 2,8)	0,09
Алтайский край	1,8 (0,1; 4)	1,16	3,7 (1,2; 7,9)	2,14
Красноярский край	1,5 (0,1; 3,7)	1,93	1,3 (-0,1; 3,1)	1,01
Иркутская область	1,4 (0; 3,7)	1,39	1,7 (0,1; 4,5)	0,64
Кемеровская область	1,8 (0,2; 3,5)	1,42	2,3 (0,6; 4,2)	0,7
Новосибирская область	1,5 (0,1; 3,3)	1,76	1,7 (0,5; 3,4)	1,8
Омская область	1,7 (0,4; 3,3)	1,06	1,5 (0; 3,5)	1,24
Томская область	1,6 (0,2; 3,5)	0,67	1,3 (-0,4; 4)	0,56
Республика Бурятия	1,6 (0,4; 3,5)	0,48	1 (-0,5; 3,2)	0,13
Республика Саха (Якутия)	0,6 (-0,4; 2,1)	0,84	0,5 (-1; 2,2)	0,1
Забайкальский край	1 (-0,1; 2,6)	0,65	1,4 (-0,2; 3,5)	0,05
Камчатский край	0,3 (-1,6; 2,4)	0,35	-0,9 (-3,5; 1,6)	1,22
Приморский край	1,1 (-0,1; 2,8)	1,56	0,7 (-0,6; 2,5)	0,59

Продолжение таблицы В1

Хабаровский край	0,8 (-0,3; 2,4)	0,96	-0,4 (-1,7; 1,5)	0,42
Амурская область	1,4 (0; 4)	0,42	0,9 (-0,8; 3,5)	0,47
Магаданская область	0,5 (-0,8; 2,4)	0,15	-1,4 (-4,6; 2,2)	0,02
Сахалинская область	0,9 (-0,3; 2,6)	0,5	1,4 (-1,6; 5)	0,56
Еврейская автономная область	1,6 (0,1; 3,9)	0,09	0,6 (-3; 4,9)	0,01
Чукотский автономный округ	-1,5 (-3,3; 0,2)	0,06	1,2 (-2,3; 5,8)	0,01

Примечание: в скобках указаны 90%-ные доверительные интервалы.

Источник: расчеты автора, веса по ИПЦП – расчеты Волго-Вятского главного управления Банка России на основе открытых данных о населении и результатах обследований бюджетов домашних хозяйств Росстата, веса по ИЦПП – данные Росстата.

Приложение С. Структура и значения коэффициентов VARX в базовой модели по России в целом

Таблица С1

Структура и значения коэффициентов VARX в базовой модели по России в целом

Зависимые переменные	Эндогенные переменные						
	fao_prod_wpi(-1)	neer(-1)	fiscal_rule_fxi(-1)	miacr(-1)	prod_ppi(-1)	prod_rozn(-1)	prod_cpi(-1)
fao_prod_wpi	0.3***	-0.0143	0.0028	-0.1018	0.2488	0.0545	0.0289
neer	-0.0686	0.3167***	-0.0012	0.0535	-0.2331	0.0931	0.7036**
fiscal_rule_fxi	2.1828	0.2717	1.1692***	1.6155	9.1529	-3.356	-2.9253
miacr	0.0108	-0.0626*	0.0015	-0.0151	0.2136	0.0168	-0.1335
prod_ppi	0.0517***	0.0255	7e-04	0.0335	0.6927***	0.0518	0.1932**
prod_rozn	-0.0159	-0.0207	-0.0011	0.0486	0.1085	-0.0197	-0.2026
prod_cpi	0.0145	0.0154	7e-04	-0.0136	0.1023	0.0969**	0.6085***
Зависимые переменные	Эндогенные переменные						
	fao_prod_wpi(-2)	neer(-2)	fiscal_rule_fxi(-2)	miacr(-2)	prod_ppi(-2)	prod_rozn(-2)	prod_cpi(-2)
fao_prod_wpi	-0.0191	-0.0621	-0.0038	-0.2331**	5e-04	-0.0309	-0.2341
neer	0.0829	-0.1698**	-1e-04	-0.0447	0.3428	-0.029	-0.371
fiscal_rule_fxi	-2.4164	-0.9242	-0.2286***	-0.0834	-17.335**	2.5681	8.1399
miacr	0.0198	-0.0221	-0.0017	-0.1077*	-0.0958	-7e-04	0.1473
prod_ppi	0.0087	-0.0052	-0.0011	-0.0198	-0.0882	-0.0146	-0.1269*
prod_rozn	0.0242	-0.0112	0.001	-0.0713	-0.1331	0.1639**	0.2314*
prod_cpi	0.0012	0.0075	-7e-04	0.0183	0.1416*	0.0174	-0.2258***
Зависимые переменные	Константа	Экзогенные переменные					
	const	tpi(0)	tpi(-1)	trade_barriers_proxy(0)	trade_barriers_proxy(-1)	brent(0)	brent(-1)
fao_prod_wpi	0.2911	0.0054	-0.0654	-2.8021	4.9798	8.1356***	-1.2465
neer	0.1304	0.0631	-0.0682	2.5473	0.9355	-14.248***	-1.5993
fiscal_rule_fxi	0.1727	2.7107	1.0095	52.3051	154.5865**	119.4913***	48.7782
miacr	-0.0754	0.1115**	-0.0489	-0.6572	0.5867	-1.2899	-1.5223*
prod_ppi	0.1116*	0.0107	-0.0041	0.0255	-0.0312	-0.197	-0.0601
prod_rozn	0.2274**	-0.0369	0.077**	-0.4255	-1.2157	-1.0245	0.2069
prod_cpi	0.2202***	0.0308	-0.0088	-0.9054	-0.0762	-0.3571	-0.2788
Зависимые переменные	Экзогенные переменные		Выбросы				
	grains_sunoil(0)	grains_sunoil(-1)	10–2007; с 09–2008 по 03–2009; с 12–2014 по 06–2015; с 04–2020 по 06–2020				
fao_prod_wpi	0.2085***	-0.0036					
neer	0.0607	-0.0443					
fiscal_rule_fxi	-3.2806**	1.9014*					
miacr	0.0823**	-0.0466*					
prod_ppi	0.1039***	-0.0242**					
prod_rozn	-0.0351	0.0185					
prod_cpi	0.0256	-0.0322***					

Примечание. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. В скобках указаны p-value коэффициентов уравнений. Остальные модели по России в целом, используемые в работе, имеют такую же структуру, как и базовая модель, за исключением модели асимметрии, которая включает в себя конструкцию из формулы 1, и модели VECMX.

Источник: составлено автором.

Приложение D. Структура и значения коэффициентов VARX в базовой модели по регионам

Таблица D1

Структура и значения коэффициентов VARX в базовой модели по Республике Татарстан

Зависимые переменные	Эндогенные переменные						
	fao_prod_wpi(-1)	neer(-1)	fiscal_rule_fxi(-1)	miacr(-1)	prod_ppi(-1)	prod_ppi_spillover(-1)	prod_cpi_spillover(-1)
fao_prod_wpi	0.2896***	0.0027	0.0033	-0.1141	0.2743*	0.2121	0.6938*
neer	-0.0456	0.3172***	-0.0018	0.0314	0.1571	-0.5907	0.8012*
fiscal_rule_fxi	1.9789	0.2485	1.1537***	2.3592	-8.2183**	10.923	-3.6868
miacr	0.0479	-0.0403	0	0.0182	0.013	0.4779***	-0.283
prod_ppi	0.0143	0.0447	6e-04	0.0873	0.3526***	0.232	0.2402
prod_ppi_spillover	0.0198	0.0018	-9e-04	0.0442	0.1336***	0.2458***	0.3233***
prod_cpi_spillover	0.0198	0.0186	2e-04	-0.0166	0.0853*	0.0403	0.5663***
prod_rozn_spillover	-0.0111	0.0067	-0.0014	0.0686	0.0662	-0.161	-0.4666
prod_cpi	0.0337	0.0332	8e-04	-0.0063	0.17**	0.0376	0.6959***
Зависимые переменные	Эндогенные переменные						
	prod_rozn_spillover(-1)	prod_cpi(-1)	fao_prod_wpi(-2)	neer(-2)	fiscal_rule_fxi(-2)	miacr(-2)	prod_ppi(-2)
fao_prod_wpi	-0.0299	-0.7347***	0.005	-0.0505	-0.0044	-0.2466**	0.1206
neer	0.121	-0.0561	0.0696	-0.1739**	5e-04	-0.0088	-0.2256
fiscal_rule_fxi	-3.1917	4.1255	-1.802	-0.6464	-0.2245***	0.3667	5.6437
miacr	-0.0627	0.0847	0.0076	-0.018	-2e-04	-0.0986	-0.2824***
prod_ppi	0.0069	-0.0633	0.0097	0.001	-0.0015	0.0186	0.0195
prod_ppi_spillover	0.0353	-0.0513	0.0269	0.0023	7e-04	-0.0442	-0.0109
prod_cpi_spillover	0.064**	-0.0239	0.0076	0.0149	-2e-04	0.007	-0.0117
prod_rozn_spillover	-0.1362*	0.1626	0.0021	0.0036	-4e-04	-0.0704	-0.0311
prod_cpi	0.0534	-0.1443	0.027	0.0532*	-7e-04	0.0045	-0.0535
Зависимые переменные	Эндогенные переменные				Экзогенные переменные		
	prod_ppi_spillover(-2)	prod_cpi_spillover(-2)	prod_rozn_spillover(-2)	prod_cpi(-2)	const	tpi_spillover(0)	tpi_spillover(-1)
fao_prod_wpi	-0.3985	0.4969	-0.103	-0.5869**	0.3475	-0.0054	-0.1678*
neer	0.475	-0.3131	-0.0267	0.1631	0.0821	0.0624	-0.06
fiscal_rule_fxi	-12.697*	2.6482	1.9789	-1.5182	5.7709	2.8803	-2.5873
miacr	0.0306	-0.1518	0.0346	0.3243**	-0.0654	0.2259***	-0.1059**
prod_ppi	-0.0139	0.0253	-0.0225	-0.1248	0.2384*	0.0738	-0.1179**
prod_ppi_spillover	0.008	0.0396	-0.0099	-0.1207*	0.0834	0.0414	0.0462*
prod_cpi_spillover	0.1728**	-0.1842	-0.013	-0.0333	0.1939***	0.0459	0.0208
prod_rozn_spillover	0.0372	0.2104	-0.0582	0.0271	0.5346***	0.0331	0.098
prod_cpi	0.0956	-0.1115	-0.0491	-0.1372	0.1295	0.0686	0.0274
Зависимые переменные	Экзогенные переменные						
	trade_barriers_proxy(0)	trade_barriers_proxy(-1)	brent(0)	brent(-1)	grains_sunoil(0)	grains_sunoil(-1)	
fao_prod_wpi	-3.1201	4.0033	8.027***	-0.2732	0.1822**	0.0113	
neer	3.8968	0.9017	-14.5522***	-1.7698	0.0725	-0.0221	
fiscal_rule_fxi	11.1596	157.8521**	118.122***	42.6828	-2.8176	1.5223	
miacr	-0.639	0.2656	-1.4828	-1.7653**	0.0403	-0.0471*	
prod_ppi	2.443	0.3302	-1.8023**	1.3038*	0.131***	-0.0346	
prod_ppi_spillover	-0.6758	0.4789	-0.1252	0.0179	0.1189***	-0.0034	
prod_cpi_spillover	-0.0639	-0.2146	-0.4771	-0.065	0.03	-0.0416***	
prod_rozn_spillover	1.8192	-2.0193	-1.1047	2.1538*	-0.0282	0.0214	
prod_cpi	0.4384	-0.8048	0.1183	0.159	-0.0027	-0.0344*	
Зависимые переменные	Выбросы						
	fao_prod_wpi						
neer							
fiscal_rule_fxi							
miacr							
prod_ppi							
prod_ppi_spillover							
prod_cpi_spillover							
prod_rozn_spillover							
prod_cpi							

10–2007;
с 09–2008 по 03–2009;
с 12–2014 по 06–2015;
с 04–2020 по 06–2020

Примечание: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. В скобках указаны p-value коэффициентов. Остальные модели по регионам, используемые в работе, имеют такую же структуру, как и базовая модель по Республике Татарстан, за исключением модели асимметрии, которая включает в себя конструкцию из формулы 1.

Источник: составлено автором.