

Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22. № 1. С. 9–39.
HSE Economic Journal, 2018, vol. 22, no 1, pp. 9–39.

Моделирование реакции потребительского спроса российских домохозяйств на продовольственное эмбарго¹

Берендеева Е.В., Ратникова Т.А.

Доля импортного продовольствия в российской розничной торговле значительно сократилась после введения продуктового эмбарго в 2014 г. Это не могло не сказаться на потребителях, и целью данной работы является исследование изменений характеристик спроса российских домохозяйств, связанных с введением продовольственных запретов. Оценивание проводится на основе авторской модификации моделей QUAIDS и Уоркинга – Лесера с коррекцией вектора цен. Традиционно в моделях семейства AIDS используются агрегированные показатели цен, например, региональные ИПЦ, однако цены являются выбором потребителя, и такой подход некорректен. В исследовании представлен метод дифференциации индивидуальных цен по доходным и территориальным группам с поправкой на эндогенность. Выявлено, что введение запрета на ввоз ряда импортных продуктов привело к структурным сдвигам в потребительском спросе на продовольствие, которые можно объяснить снижением соотношения цена-качество и переходом на более экономный стиль потребления российских семей. Выявленные изменения существенны для городского населения, в то время как, судя по полученным оценкам, потребление обладателей собственного хозяйства демонстрирует низкую чувствительность к введению продовольственных контрсанкций. Более того, анализ динамики показал, что после 2014 г. характеристики спроса начали возвращаться на предшоковые траектории. Это может быть результатом адаптации или повышения эффективности импортозамещения. В целом исследование позволяет говорить о положительном прогнозе продовольственной безопасности в Российской Федерации в долгосрочной перспективе, но при условии улучшения качества и увеличения разнообразия российских продуктов.

¹ Работа выполнена в рамках проекта № 12 «Моделирование экономических процессов в России с учетом внутриотраслевой и территориальной неоднородности» НУЛ макроструктурного моделирования экономики России НИУ ВШЭ.

Берендеева Екатерина Валерьевна – аспирант факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: berendkatya@gmail.com.

Ратникова Татьяна Анатольевна – доцент Департамента прикладной экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: taratnikova@yandex.ru.

Статья поступила: 27.09.2017/Статья принята: 28.02.2018.

Ключевые слова: модель со случайными эффектами; модель Тобина со случайными эффектами; эндогенность; потребительский спрос; продукты питания; РМЭЗ НИУ ВШЭ; продуктовое эмбарго.

DOI: 10.17323/1813-8691-2018-22-1-9-39

Введение

В августе 2014 г. Правительство РФ приняло решение наложить запрет на ввоз в Российскую Федерацию довольно широкого перечня продовольственных товаров из стран, поддержавших введение санкций в отношении России. В него вошли мясо, рыба, молочная продукция, ряд наименований овощей и фруктов. Следствием действия продуктового эмбарго стало падение доли импортных товаров в продовольственных товарных ресурсах розничной торговли с 36% в начале 2014 г. до 22% к середине 2016 г.² Продуктовые ограничения сопровождались ростом инфляции и девальвацией рубля. Эти драматические события привели к серьезной трансформации рынка продуктов питания, которая обсуждается в макроэкономических исследованиях и работах, посвященных российскому агропромышленному комплексу, однако влияние эмбарго на потребительский спрос российских домохозяйств изучено пока слабо. Вместе с тем оценка параметров и исследование структуры спроса на продукты питания в России представляются важными задачами с точки зрения государственной политики страны, поскольку 40–50% российского ВВП устойчиво создаются именно потребительским спросом³. При этом в структуре потребления РФ спрос на продукты питания составляет в зависимости от степени материальной обеспеченности домохозяйств от 30% для состоятельных групп населения до половины бюджета малообеспеченных слоев⁴. Очевидно, что количественные или качественные изменения этой существенной составляющей ВВП в периоды кризисов и других экономических потрясений могут стать источником как экономической, так и социально-политической нестабильности. Например, в периоды кризисов из-за падения реальных располагаемых денежных доходов может вырасти спрос домохозяйств на продукты питания вследствие изменения стиля потребления и переключения с питания в общественных местах на питание дома. Но при этом возникают множественные негативные экстерналии: падает спрос на услуги кафе и ресторанов, растет процент банкротств последних, происходит ликвидация рабочих мест в этой сфере, повышается уровень безработицы. Поэтому важно иметь эффективные инструменты количественной оценки чувствительности спроса населения на продовольствие в периоды экономических катаклизмов. Эти оценки важны при анализе условий успеха различных направлений экономической политики.

Для политики импортозамещения интерес представляет оценка воздействия продуктового эмбарго на эластичность спроса по доходу. Снижение эластичности по доходу для групп товаров, запрещенных к ввозу, может быть следствием того, что отечественные товары в восприятии российских потребителей расцениваются как менее качествен-

² По данным Росстата: <https://www.fedstat.ru/>

³ По данным Росстата: <https://www.fedstat.ru/>

⁴ По данным Росстата: <https://www.fedstat.ru/>

ные, нежели импортные. В таком случае успех политики импортозамещения будет определяться не только увеличением объемов российского производства, но и улучшением свойств выпускаемой продукции.

Помимо доходов населения ключевыми детерминантами спроса служат цены товаров и состав потребительской корзины (по ассортименту и относительному вкладу каждого наименования продуктов). С III квартала 2014 г. проявился значительный рост цен, усиленный девальвацией рубля. Цены на продовольственные товары в III квартале 2015 г., по данным Росстата, составили 118% от соответствующего периода 2014 г., при этом розничные продажи продуктов питания в этот период сократились в сопоставимых ценах до уровня 92% от значения 2013 г.

Выяснение вопроса о том, как рост цен связан с продовольственным эмбарго, выходит за рамки данного исследования, а анализ общих механизмов влияния колебаний цен на параметры спроса достаточно подробно отражен в мировой научной литературе, например, в работе [Staudigel, Schróck, 2014]. В работе [Пеникас, Савельева, 2013] исследован эффект от незначительных изменений соотношения импортных и отечественных товаров. Как правило, исследователей интересует перераспределение долей расходов между продовольственными и непродовольственными товарами и степень уязвимости к ценовым шокам малообеспеченных слоев населения (такого плана, например, работа [Avalos, 2016], выполненная на данных о потребительском спросе в Мексике в периоды 2006–2008 и 2010–2012 гг.). Изучение структуры спроса позволяет понять, на каком уровне развития находится страна или на какой уровень она может опуститься в результате кризиса и вызванных им ценовых шоков. Преобладание товаров первой необходимости и продуктов питания в структуре спроса говорит обычно о низком уровне развития страны.

Цель данной работы состоит в анализе изменений структуры спроса населения Российской Федерации на продукты питания после введения запрета на ввоз импортного продовольствия. С содержательной точки зрения новизна предлагаемого исследования заключается в том, что в нем будут выявлены последствия вышеуказанных изменений для качества и разнообразия продуктов, составляющих продовольственную корзину российских домохозяйств, показано, как изменения структуры спроса связаны с экономией от масштаба, исследована специфика реакции различных групп российского населения на замещение импортных продуктов отечественными.

В работе проверяются две гипотезы. Первая – о том, что нынешние товары на рынке продовольствия не являются абсолютными заменителями ушедших с рынка товаров. Основанием для формулировки этой гипотезы служат данные о снижении качества и разнообразия состава продовольственной корзины. Вторая – о том, что новый состав корзины позволяет домохозяйствам экономить на потреблении в пользу сбережения благосостояния. Основания для формулировки этой гипотезы в том, что после девальвации рубля потребление импортных продуктов питания перестало быть доступным широким слоям российского населения, а пришедшие на смену отечественные товары, уступая, может быть, в качестве и разнообразии, оказались, несмотря на инфляцию, в приемлемом для большинства домохозяйств ценовом сегменте.

С методологической точки зрения новизна работы состоит в следующем. Проверка гипотез и содержательные выводы осуществляются на основании оценок системы уравнений спроса, сконструированной на базе объединения моделей QUAIDS и Уоркинга – Лессера, в которую наряду с экономическими факторами, доходом и ценами добавлен

широкий набор социально-демографических характеристик домохозяйств (размер, состав, наличие приусадебного хозяйства, индикатор питания вне дома, территориальные показатели). В контексте постановки задачи специфика набора дополнительных переменных – это первая особенность модификации модели QUAIDS, используемой в данной работе, отличающая ее от модификаций QUAIDS, встречающихся в литературе, посвященной моделированию спроса (например, [Dybczak, Tóth, Voňka, 2014]). В контексте постановки задачи учет таких факторов, как наличие приусадебного хозяйства и индикатора питания вне дома, важен для корректной оценки трансформаций потребительского спроса на продукты питания. Вторая и более существенная особенность методологии данной работы заключается в предложенном алгоритме предварительного пересчета индивидуальных цен покупок, позволяющем учесть эндогенный характер их формирования и дифференциацию по территориальным признакам и, что более существенно, по доходным группам домохозяйств. Эндогенность индивидуальных цен – это известная проблема оценивания системы уравнений спроса, приводящая к несостоятельности оценок эластичностей. Чаще всего ее решают, используя агрегированные показатели индексов цен, но такой подход некорректен, как было показано в работе [Матыцин, Ершов, 2012], поскольку игнорирует неоднородность инфляции по доходным группам.

Эмпирическая база исследования представляют собой панель данных РМЭЗ, охватывающую период с 2010 по 2016 гг. Такой временной диапазон позволяет изолировать эффект санкций и продуктового эмбарго от последствий глобального экономического кризиса 2008 г. Для анализа выбраны следующие группы продовольственных товаров: мясная продукция, молочная продукция и овощи и фрукты. По данным Международного центра торговли⁵, импорт из стран Евросоюза в Россию молочной продукции с 2013 по 2015 гг. уменьшился примерно в 8 раз, фруктов и овощей – более чем в 10 раз, а мяса – более чем в 140 раз. Очевидно, что рынки именно этих продуктов в результате введения продовольственных санкций изменились в большей мере. Например, с 2013 по 2015 гг. доли импортных мяса и сыров в розничной торговле упали с 26,2% и 48% до 13,4% и 23,3% соответственно, т.е. почти в два раза⁶.

Для того чтобы проверить, не произошли ли похожие изменения на всех рынках продуктов питания в целом, использовались также расходы на мучную продукцию и конфеты. И если мучная продукция представляет собой целиком отечественный товар, важность импорта которого чрезвычайно мала, то анализ рынка конфет позволит пролить свет на последствия эмбарго, связанные с удорожанием импортного сырья и снижением привлекательности разрешенных к ввозу импортных товаров из-за девальвации рубля.

В первом разделе работы представлен обзор литературы: в начале раздела – публикаций, посвященных построению моделей потребительского спроса, во второй части раздела – статей, освещающих прикладные результаты в данной области. В следующем разделе описывается эмпирическая база исследования. Третий раздел представляет методологию анализа. В последней части обсуждаются результаты и их последствия для российской экономики. Показано, что введение запретов на ввоз ряда наименований импортного продовольствия действительно привело к изменениям характеристик спроса на товары, подверженные эмбарго. Повысилась ценовая эластичность данных продуктов

⁵ Данные Международного центра торговли (ИТС): <http://www.trademap.org/>

⁶ По данным Федеральной службы государственной статистики: <http://www.gks.ru/>

по абсолютному значению, выросла эластичность по доходу, свидетельствуя о том, что эти продукты стали ближе к товарам роскоши. Усилилась экономия от масштаба, указывая на переход к более экономному стилю потребительского поведения крупных домохозяйств. Полученные результаты позволяют сделать вывод о снижении соотношения цена-качество для продуктов питания.

Обзор литературы

Эволюция моделей потребительского спроса

Эмпирический анализ поведения потребителей всегда играл важнейшую роль в экономической науке, поэтому моделирование спроса имеет длинную историю. Более чем полвека продолжается активный поиск детерминант и функциональной формы зависимостей в системе потребительского спроса. Проследить эволюцию подходов к моделированию потребительского спроса можно на примере нескольких ключевых моделей.

Самой ранней системой потребительского спроса является модель LES (Linear Expenditure System), предложенная в работе [Stone, 1954]. Модель LES является наиболее простой и предполагает существенное число ограничений. Предпосылками модели являются низкая гибкость цен и субституциональность изучаемых благ. Кроме того, LES позволяет только краткосрочное прогнозирование и не подходит для изучения инфериорных благ. Модель используется, в основном, для моделирования спроса на крупные группы агрегированных товаров и имеет следующую форму:

$$(1) \quad p_{it}q_{it} = p_{it}\gamma_i + \alpha_i \left(y_t - \sum_{j=1}^m p_{jt}\gamma_j \right) + \varepsilon_{it},$$

где m – число товаров; p и q – цена и количество приобретенного товара соответственно; y – общие расходы домохозяйства; γ – минимальное количество потребления блага, необходимое для существования. Здесь и далее i есть индикатор блага, а t – индикатор периода. При этом предполагается оценивание по индивидам или домохозяйствам (пусть таковых k штук).

Модель имеет расширения QES (Quadratic Expenditure System) и Dynamic LES, которые позволяют учесть квадратичность зависимости спроса от общих расходов и связь с прошлыми значениями спроса соответственно.

Следующей предложенной спецификацией системы спроса была модель IAS (Indirect Addilog System), представленная в работе [Houthakker, 1960]. Оценивающее уравнение для IAS выглядит так:

$$(2) \quad p_{it}q_{it} = a_i b_i (y_t / p_{it})^{b_i} \left[\sum_j a_j b_j (y_t / p_{jt})^{b_j} \right]^{-1} + \varepsilon_{it}.$$

Недостатки этой модели состоят в предположении, что все перекрестные эластичности по цене меньше нуля, как и эластичность спроса товара по собственной цене. Таким

образом, все рассматриваемые блага должны быть компонентами и не обладать свойствами товаров Гиффена.

Как модель LES, так и модель IAS были выведены с помощью максимизации некоторых функций полезности, поэтому, с одной стороны, учитывают микроэкономические обоснования потребительского спроса, а с другой, требуют правомерности предпосылок и имеют строгие ограничения.

В работах [Barten, 1964; Theil, 1965] была сформулирована модель, которая теперь называется Роттердамской. Особенность этой модели в том, что она не опирается на максимизацию функций полезности, однако принимает во внимание экономические постулаты и достаточно точно описывает реальные данные.

Оцениваемое выражение выглядит следующим образом:

$$(3) \quad \bar{w}_{it} \Delta q_{it} = \mu_i \Delta Q_t + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \Delta p_{jt} + \varepsilon_{it},$$

где $\bar{w}_{it} = \frac{1}{2}(w_{it} + w_{i,t-1})$, т.е. среднее между долей расходов на благо в этот период и предыдущий. ΔQ_t представляет собой $\sum \bar{w}_{it} \Delta q_{it}$.

Роттердамская модель позволяет тестировать верность теоретических предположений о потребительских предпочтениях и является одной из наиболее развитых систем моделирования спроса на данный момент.

В работе [Powell, 1966] была предложена модель, которая позволяет учитывать изменения вкусов потребителей, однако требует совместного оценивания полного набора товаров.

$$(4) \quad p_{it} q_{it} = \sum_j a_{ij} p_{jt} + \mu_i y_t + c_i t + \varepsilon_{it},$$

где t – переменная, призванная выявлять наличие тренда.

Интересная модель была представлена в работе [Houthakker, Taylor, 1970]. Модель игнорирует влияние на спрос на исследуемое благо цен других товаров, однако учитывает эффект формирования привычек в потреблении. Модель называется State Adjustment Model (SAM), и оцениваемое для нее уравнение выглядит следующим образом:

$$(5) \quad q_{it} = \theta_i + a_i s_{it} + k_i y_t + \psi_i p_{it} + \varepsilon_{it},$$

где s – запасы блага для товаров длительного пользования и психологически комфортный уровень потребления блага для привычных товаров.

Возможно, самую простую идею моделирования потребительского спроса предложили авторы работ [Working, 1943; Leser, 1963]. Модель предполагает линейную связь между долей расходов на определенное благо и логарифмами общих расходов и размера семьи:

$$(6) \quad w_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} \ln y_t + \gamma_{it} \ln n_t + \zeta_{it} v_t + \varepsilon_{it},$$

где v – набор социальных и демографических характеристик; n – число членов домохозяйства.

Несмотря на то, что модель является крайне схематичной и полностью игнорирует влияние на спрос цен, она легла в основу более продвинутых моделей, о которых речь пойдет далее.

В данной работе внимание сконцентрировано в первую очередь на модели AIDS (Almost Ideal Demand System), которая предложена лауреатом Нобелевской премии по экономике 2015 г. Ангусом Дитоном и Джоном Мюльбауэром в 1980 г. ([Deaton, Muellbauer, 1980]. Авторы выводили модель AIDS из данной функции затрат c от полезности u и цены p (класса PIGLOG):

$$(7) \quad \ln c(u, p) = (1-u)\ln(a(p)) + u\ln(b(p)),$$

где полезность u лежит в промежутке от нуля (соответствует минимуму для существования) до единицы (соответствует насыщению). А функции $a(p)$ и $b(p)$ рассматриваются как стоимости существования и насыщения соответственно. Эти функции представляют собой следующие выражения:

$$(8) \quad \ln a(p) = a_0 + \sum_k a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j,$$

$$(9) \quad \ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}.$$

Откуда

$$(10) \quad \ln c(u, p) = a_0 + \sum_k a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}.$$

Из

$$(11) \quad \frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = w_i$$

получено

$$(12) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(p_j) + \beta_i \ln\left(\frac{y}{P}\right),$$

где P – индекс цен, представляющий собой:

$$(13) \quad \ln P = a_0 + \sum_k a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j.$$

Параметры модели предполагают следующие ограничения:

$$(14.1-14.5) \quad \sum_{i=1}^n a_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}.$$

Оцениваемое в итоге уравнение имеет вид

$$(15) \quad w_{it} = \alpha_i + \sum_{i=1}^n \ell_{it} \ln(p_{it}) + \beta_i \ln\left(\frac{y_t}{P_t^*}\right) + \varepsilon_{it},$$

где для упрощения можно пользоваться индексом цен Stone:

$$(16) \quad P^* = \exp\left(\sum w_i \ln p_i\right).$$

Такой индекс цен требует примитивных вычислений и доступен для понимания. Тем не менее Дитону и Мюльбауэру удалось показать, что такой показатель близок к представленному ранее индексу цен и переход к нему практически не влияет на вычисленные оценки, в то время как сложность оценивания значительно сокращается. Таким образом, оценивается зависимость долей расходов на определенные блага от полного набора цен исследуемых благ и общих расходов, что позволяет получить эластичности по доходу μ и по ценам η (как по своей цене, так и по цене остальных благ):

$$(17.1) \quad \mu_i = 1 + \beta_i / w_i,$$

$$(17.2) \quad \eta_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \beta_i \left(a_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k \right) \right),$$

где $\delta_{ij} \begin{cases} 1, & \text{если } i = j \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$

Тем не менее модель AIDS имеет свои несовершенства. Одним из них является то, что предполагается линейная зависимость между долей расходов на благо и общими расходами, т.е. постоянная эластичность по доходу. Эта предпосылка не всегда верна, так как, например, товар может быть товаром роскоши при низком уровне общих расходов и товаром первой необходимости при высоком. Другими словами, связь является нелинейной для некоторых благ.

С этой проблемой разбирались авторы [Banks, Blundell, Lewbel, 1997], которые предложили модель QUAIDS, принимающую во внимание квадратичность зависимости от общих расходов.

Уравнение для оценки этой модели имеет вид

$$(18) \quad w_{it} = \alpha_i + \sum_{i=1}^n \ell_{it} \ln(p_{it}) + \beta_i \ln\left(\frac{y_t}{P_t^*}\right) + \lambda_i \left[\ln\left(\frac{y_t}{P_t^*}\right) \right]^2 + \varepsilon_{it}.$$

Для этой модели эластичности выглядят таким образом:

$$(19.1-19.2) \quad \mu_i = 1 + \frac{\partial w_i}{\partial [\ln(y_t/P_t^*)]} / w_i, \quad \eta_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\partial w_i}{\partial [\ln(p_i)]} / w_i.$$

При оценивании как модели AIDS, так и ее модификации QUAIDS, возникает проблема того, что нивелируются многие факторы, которые влияют на потребительский спрос. Тем не менее модели AIDS и QUAIDS обладают преимуществами, которые делают их предпочтительными для моделирования потребительского спроса, а именно – простотой построения при значительной приближенности к реальным данным и учетом теоретических предпосылок.

Модель, оцениваемая в данной работе, является компромиссом между моделями Уоркинга – Лесера и QUAIDS и поэтому должна сочетать в себе достоинства обеих. Учет как социально-демографических характеристик домохозяйств, так и ценовых характеристик продуктов позволит построить полную картину, характеризующую спрос на различные группы товаров и его трансформацию после введения продовольственного эмбарго.

Характеристики потребительского спроса

Прямая эластичность спроса по цене. Спрос неэластичен по цене, если значение эластичности составляет менее единицы по модулю, и эластичен, если больше единицы. Прямая эластичность спроса по цене зависит в первую очередь от наличия субститутов. Чем больше у товара заменителей, тем менее эластичен спрос. Так как в работе рассматриваются группы товаров высокой степени агрегированности, оценки модели покажут скорее низкую эластичность по ценам. Также эластичность спроса зависит от длительности рассматриваемого периода, поскольку для приспособления к изменившемуся соотношению цен необходимо время. Короткий период оценивания также повлечет за собой низкую эластичность. В работе [Mittal, 2010] на данных Индии с помощью модели QUAIDS было показано, что ценовой эластичностью выше единицы обладают только мясная и рыбная продукция, остальные продукты питания имеют низкую эластичность, и наименьшего значения достигает эластичность по цене злаков. При этом оценки автора оказались устойчивыми для различных доходных групп и семей из городских и сельских зон.

Перекрестная эластичность спроса по цене. Перекрестная эластичность выше нуля говорит о взаимозаменяемости товаров, в то время как отрицательное значение показателя говорит о комплементарности. Высокая степень агрегированности при делении на группы также может вызывать перекрестную неэластичность, однако на рынке продуктов питания важную роль играет сезонность, которая может привести к значимым оценкам перекрестной эластичности из-за замены одних товаров другими и одновременного изменения соотношения цен при смене сезона. В статье [Mittal, 2010] были проанализированы и перекрестные эластичности. Автор показал, что бобовые и злаковые являются комплементами, в то время как злаковые и мясная или молочная продукция – субститутами. Автор объясняет это тем, что большой процент населения Индии является вегетарианцами и замена мяса более дешевой пищей популярна, при этом эффект оказался более значительным в сельской местности. Для России вегетарианство вряд ли является существенным фактором, а сезонные колебания играют важную роль из-за перемен климата, поэтому можно предположить, что спрос на мясную продукцию обладает существенно отличающимися характеристиками эластичностей. Более вероятно, что злаковые и мясная или молочная продукция для подавляющего большинства российских потребителей будут комплементами, а не субститутами.

Эластичность спроса по доходу. Эластичность спроса по доходу, в общих чертах, показывает качество товара. Если значение меньше нуля, то товар обладает низким качеством. Если эластичность больше нуля, но меньше единицы, то продукт является товаром первой необходимости, если больше единицы – товаром роскоши. Как уже было замечено ранее, одни и те же товары могут иметь разную эластичность для людей с разными доходами. Многими исследователями была оценена эластичность по доходу для продуктов питания как единой группы расходов. Рядом исследователей было получено, что связь между доходом и спросом на продовольствие линейна. К таким результатам пришли, например, авторы работ [Holcomb, Park, Capps, 1995] при оценивании четырех моделей: модели Уоркинга – Лесера, логарифмической, полулогарифмической и с квадратом доходов. В статье [Barigozzi, Moneta, 2011] также при помощи непараметрического анализа удалось показать, что питание представляет товар с убывающими кривыми Энгеля. Что касается российских исследований, в работе [Пеникас, 2008] с помощью оценивания моделей AIDS и QUAIDS были найдены иные результаты. По данным РМЭЗ за период с 2000 по 2005 гг. автором было показано, что для бедных слоев населения питание является товаром первой необходимости, а для богатых – роскоши. Исследователи [Staudigel, Schröck, 2014] представили анализ динамики эластичностей спроса на продукты питания по данным РМЭЗ 1995–2010 гг. на основе двухшаговой модели LES-LA/AIDS. Продемонстрировано, что по большей части продуктов питания и по пище в целом эластичность по доходу сокращалась в рассматриваемый период, что говорит о том, что экономическая трансформация сказалась и на структуре потребительского спроса.

Учет нелинейности необходим при делении продуктов питания на группы. В работе [Abdulai, 2002] по данным Швейцарии было обнаружено, что, хотя рассмотренные группы продуктов питания ведут себя как товары первой необходимости для всех доходных групп, величины эластичностей по доходу различны. В работе [Mittal, 2010] для Индии были получены схожие результаты, но мясная и молочная продукция, по оценке автора, оказалась товаром роскоши. Интересные результаты получены в работе [Пеникас, Савельева, 2013], где применяется совершенно другой подход: модели AIDS и QUAIDS используются на макроуровне, где роль доходов домохозяйств играет ВВП и благосостояние страны, а продукты питания поделены на импортные и отечественные. Для импортных зерновых эластичность оказалась ниже, нежели для отечественных, что говорит о том, что импортные зерновые ближе к товарам роскоши, а отечественные – к товарам первой необходимости. Мясная, молочная продукция, а также фрукты и овощи, оказались товарами роскоши для большинства стран. При этом эластичности заметно превышали единицу, если в стране происходило увеличение доли импортной продукции в потреблении, и становились ниже нуля в обратной ситуации. То есть группы товаров, в которых значительна доля импорта, становятся товарами роскоши, а те группы, где начинает превалировать отечественная продукция, переходят в категорию низкокачественных товаров. Этот вывод может иметь непосредственное отношение к последствиям продовольственного эмбарго для России, и прояснить картину позволит анализ динамики эластичностей до и после введения продовольственных запретов.

Экономия от масштаба. В 1998 г. Ангус Дитон и Кристина Паксон выявили парадокс, который заключается в наличии экономии от масштаба для продуктов питания [Deaton, Paxson, 1998]. По данным семи стран – США, Великобритании, Франции, Тайваня, Таиланда, Пакистана и Южной Африки – авторами была найдена негативная зависимость

между затратами на продукты питания на душу населения и размером домохозяйства, при этом в бедных странах эффект оказывался выше. В статье [Gardes, 2007] была приведена попытка объяснения экономии от масштаба на продуктах питания, однако автор отмечает, что для богатых домохозяйств экономия должна быть значительнее. Что касается России, в работе [Vernon, 2004] также удалось найти отрицательный эффект размера домохозяйства на подушевые расходы на продукты питания: было продемонстрировано, что семья из двух человек тратит в среднем всего на 50% больше на продукты питания, чем домохозяйство, состоящее из одного индивида. В статье [Берендеева, Ратникова, 2016] также продемонстрировано существование экономии от масштаба семьи в России и выявлено, что размер экономии зависит от социально-демографических факторов, например, от доли детей в семье или типа населенного пункта, в котором проживают члены домохозяйства.

В работе [Абанокова, Локшин, 2014] показано, что в период экономического кризиса в России экономия от масштаба достигала максимума, что помогает наиболее крупным семьям поддерживать их благосостояние. Этот результат дает основания предположить, что введение санкций и последующая девальвация рубля также могут сопровождаться увеличением экономии от масштаба вследствие начавшегося в России периода экономической нестабильности. Кроме того, к росту экономии от масштаба может привести снижение разнообразия продуктов, относящихся к запрещенным к ввозу. Разделить непосредственно эти причины роста экономии от масштаба довольно сложно, но косвенно возможно сопоставлением динамики эластичностей на товарные группы затронутых и не затронутых продовольственным эмбарго.

Данные

Информация о доходах, расходах и социально-демографических показателях домохозяйств была собрана благодаря лонгитюдному обследованию «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (РМЭЗ). Данные об индексах потребительских цен взяты с портала Федеральной службы государственной статистики.

Статистика выборочных обследований, как правило, не охватывает наиболее обеспеченные слои населения. Взглянув на диаграмму, позволяющую сопоставить динамику среднедушевых доходов по данным РМЭЗ и Росстата (рис. 1), несложно заметить, что доходы респондентов РМЭЗ заметно занижены по сравнению с генеральной совокупностью. Различия в показателях связаны с тем, что в опросах РМЭЗ в первую очередь принимают участие домохозяйства из нижних доходных групп. Таким образом, данные РМЭЗ имеют существенное ограничение для конкретной задачи: результаты нельзя обобщать для домохозяйств из верхних децильных групп по доходам, которые могли столкнуться с серьезными последствиями введения продуктовых контрсанкций, так как являются ключевыми потребителями качественной иностранной продукции.

Описательные статистики выборки представлены в табл. 1. Реальные среднедушевые доходы снизились в 2014–2015 гг. и лишь незначительно возросли в 2016 г. Средние номинальные расходы составляют около 80% от средних номинальных доходов во всех рассматриваемых периодах, что говорит о высокой склонности российских домохозяйств к потреблению, а также о том, что проблема сокрытия доходов в опросах РМЭЗ не является острой и данные показатели могут использоваться для анализа. Также стоит уделить

внимание некоторому истощению выборки в последние годы. Тем не менее такие характеристики, как размер домохозяйства и доля домохозяйств, выращивающих собственный урожай, оказались практически неизменны, поэтому нельзя говорить о неоднородности выборки по периодам.

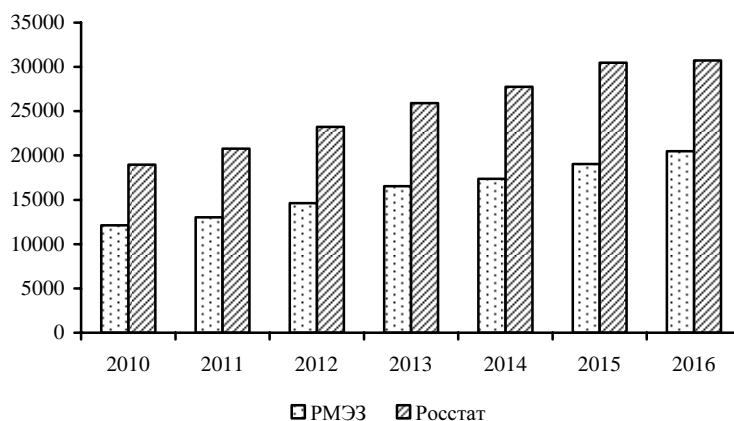


Рис. 1. Динамика реальных среднедушевых доходов российских домохозяйств, руб.

Источники: Росстат (<http://www.gks.ru>), РМЭЗ – авторские расчеты.

Таблица 1.

Описательные статистики

	2010–2011 гг.	2012–2013 гг.	2014–2015 гг.	2016 г.
Реальные среднедушевые доходы ⁷	12179 (21141)	13408 (18146)	12875 (25788)	12978 (21466)
Номинальные среднедушевые доходы ⁸	12592 (21625)	15561 (21416)	18204 (38558)	20482 (33520)
Номинальные среднедушевые расходы ⁹	10171 (12937)	12977 (17016)	14500 (17144)	15641 (18974)
Размер домохозяйства	2,763 (1,428)	2,726 (1,444)	2,752 (1,487)	2,722 (1,494)
Доля домохозяйств, выращивающих урожай	0,441 (0,500)	0,420 (0,494)	0,428 (0,493)	0,420 (0,493)
Число домохозяйств	15191	15872	13159	6694

⁷ Номинальные доходы были дефлированы на региональные показатели индексов цен gks (Федеральной службы государственной статистики) к 2010 г.

⁸ Субъективная оценка индивидами общих доходов их домохозяйства.

⁹ Суммарные расходы по всем группам потребления.

На рис. 2 представлена динамика объемов и цен покупок по данным РМЭЗ. За исключением небольшого падения объема покупок фруктов и овощей, величина спроса на продукты питания выглядит стабильно, поэтому в работе внимание уделяется именно характеристикам спроса, а не объемам. Что касается цен, до введения продуктового эмбарго происходило их стабильное, но несильное, увеличение, в то время как в период с 2014 г. темп роста цен ускорился значительно.

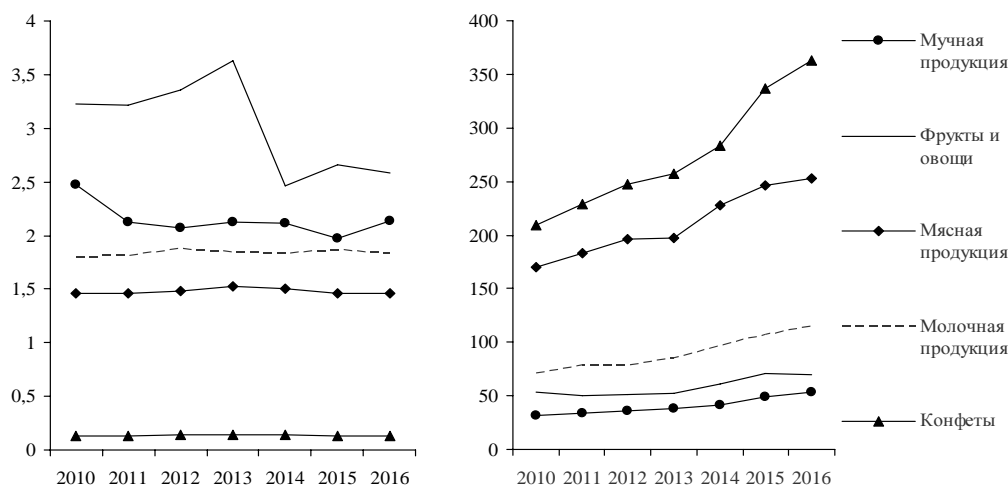


Рис. 2. Динамика а) объемов (кг в неделю) и б) цен (руб.) покупок по данным РМЭЗ

Рисунок 3 показывает динамику долей расходов на группы продуктов питания в общих расходах домохозяйств. Доли также, в целом, ведут себя стабильно, визуальный анализ не дает оснований для выводов о наличии трансформаций рынка продуктов питания.

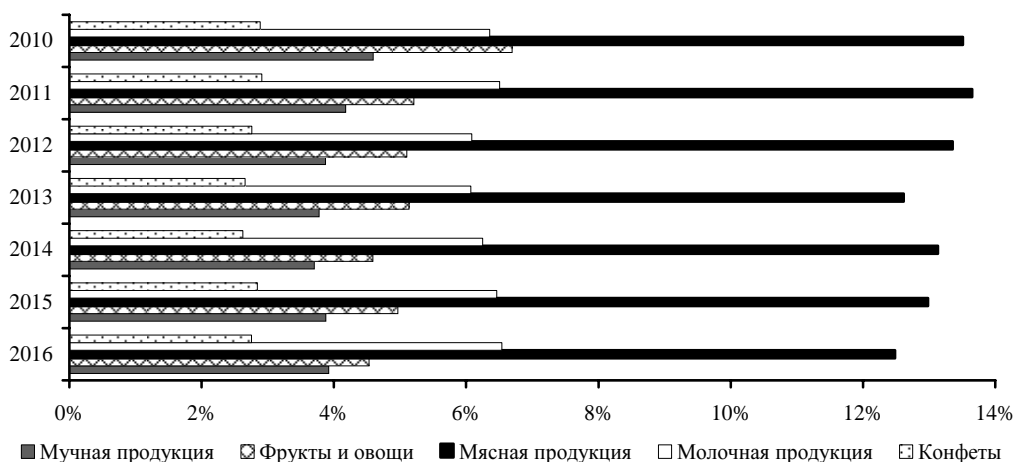


Рис. 3. Динамика долей расходов на группы продуктов питания в общих расходах

Методология

В общем виде каждое уравнение в системе спроса, описывающее потребление отдельной категории продуктов, имеет следующий вид:

$$(20) \quad w_{it} = \beta_{0t} + \sum_g \beta_{1g} \ln p_{itg} + \beta_2 income_{it} + \beta_3 income_{it}^2 + \beta_4 \ln n_{it} + \sum_j \beta_{5j} region_{itj} + \\ + \sum_k \beta_{6k} urban_{itk} + \sum_m \beta_{7m} month_{itm} + \sum_s \beta_{8s} \cdot \left(\frac{n_s}{n} \right)_{it} + \beta_9 crops_{it} + \beta_{10} out_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it},$$

где β_0 – константа, различающаяся по годам, чтобы учесть изменения структуры потребления во времени; p_g – цена g -го товара; $income$ – реальные (дефлированные) среднедушевые доходы домохозяйства; n – общее число членов семьи; n_s – число индивидов определенной категории в семье (дети, пенсионеры и т.д.); $region$ и $urban$ – территориальные факторы; $month$ – месяц проведения опроса (для учета сезонности); $crops$ – наличие у семьи собственного хозяйства; out – дамми-переменная, показывающая, питается ли семья в общественных местах; μ_i – случайный эффект домохозяйства; ε_{it} – гауссовский белый шум.

Оценки коэффициентов из группы β_1 используются для подсчетов эластичностей по ценам (собственной и перекрестных), оценки β_2 и β_3 – для подсчета эластичностей по доходу, β_4 – для подсчета экономии от масштаба домохозяйства.

Традиционно при оценивании моделей из семейства AIDS используются либо агрегированные показатели индексов цен, либо индивидуальные цены покупок. Однако использование агрегированных показателей нецелесообразно. Как было показано в работе [Матыцин, Ершов, 2012], цены некорректно считать одинаковыми для всех потребителей, так как они являются результатом выбора потребителя. Авторами были выявлены различия для доходных групп как в уровнях цен, так и в инфляции, однако для продуктов питания бремя инфляции одинаково для всех групп. В статье [Матыцин, 2011] также были рассчитаны дифференцированные по доходным группам индексы цен на продовольственные товары. Результаты свидетельствовали о том, что инфляция цен на продукты питания различна по группам, однако не ведет себя монотонно и является сильно волатильной. Использование индивидуальных цен покупок, в то же время, ведет к существенной проблеме эндогенности, так как эти цены выбираются одновременно с количеством и маркой товара. В связи с этим для конструирования векторов цен была использована методика, схожая с методикой в работе [Матыцин, 2011], т.е. для каждой группы товаров оценивалась следующая модель со случайными эффектами, призванными отразить ненаблюдаемые и инвариантные по времени характеристики домохозяйства:

$$\begin{aligned}
 \ln p_{it} = & a_0 + a_1 \ln(p_{gks}_t) + \sum_j a_{2j} region_{ij} + \sum a_{3k} urban_{itk} + \sum_d a_{4d} group_{iid} + \\
 (21) \quad & + \sum_d a_{5d} group_{iid} \cdot \ln(p_{gks}_t) + \sum_m a_{6m} month_{im} + \mu_i + \varepsilon_{it},
 \end{aligned}$$

где p_{gks} – индексы потребительских цен на товары и услуги в группировке классификатора индивидуального потребления по целям (КИПЦ) по данным Росстата; $group$ – набор дамми-переменных, характеризующих принадлежность к децильной доходной группе, остальные переменные соответствуют модели (20); μ_i – случайный эффект домохозяйства; ε_{it} – гауссовский белый шум. В модель добавлены пересечения индикаторов доходных групп и индексов цен gks , чтобы проверить гипотезу о том, что различные группы несут разное бремя инфляции.

Однако после оценивания выявилось, что коэффициенты при данных пересечениях оказались незначимы в совокупности, что говорит о том, что приросты цен по продуктам питания для разных децилей близки, что было ранее выявлено в работе [Матыцин, Ершов, 2012]. Поэтому, модель (21) была редуцирована до вида (22).

$$\begin{aligned}
 \ln p_{it} = & a_0 + a_1 \ln(p_{gks}_t) + \sum_j a_{2j} region_{ij} + \sum a_{3k} urban_{itk} + \\
 (22) \quad & + \sum_d a_{4d} group_{iid} + \sum_m a_{6m} month_{im} + \mu_i + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

Результаты оценивания, представленные в табл. 2, показывают, что коэффициенты по доходным группам, почти без исключений, монотонно растут. Динамика цен при этом хорошо объясняется агрегированными показателями инфляции. Предсказанные детерминированной частью данной регрессии значения цен и будут использоваться в уравнениях спроса. Таким образом, оказывается разрешенной проблема отсутствия дифференциации цен по доходным и территориальным группам домохозяйств, и одновременно нивелируется проблема эндогенности, которая возникает при использовании индивидуальных цен покупок, поскольку ненаблюдаемая индивидуальная составляющая цен учитывается теперь косвенно в ковариационной матрице ошибок уравнения цен (22).

Из последней строки табл. 2 следует, что предложенный универсальный метод устранения эндогенности цен несколько менее удачно подходит для цен на молочные продукты, чем для других товарных групп.

Теперь можно было бы оценить систему спроса (20) с предсказанными согласно уравнению (22) логарифмами цен, однако возникает новая проблема: из-за идентичности спецификаций моделей (22) для разных категорий товаров логарифмы цен оказываются сильно коррелированы. По этой причине при попытке оценивания модели (20) с полным набором предсказанных логарифмов цен возникает мультиколлинеарность, из-за которой оценки коэффициентов при ценах оказываются неадекватны и не могут быть использованы для подсчета ценовых эластичностей. Проблема решается, если в дальнейших подсчетах использовать не весь набор цен в качестве регрессоров, а только логарифм предсказанной моделью (22) собственной цены товара. Этот шаг можно обосновать и тем,

что, как было замечено ранее, исследуются группы продуктов высокой степени агрегированности, из-за чего перекрестные эластичности по ценам предполагаются близкими к нулю. Подробнее подбор спецификации и методов оценивания, а также тестирование модели на отклонения от теоремы Гаусса – Маркова, рассмотрены в работе [Берендеева, 2017].

Таблица 2.

Результаты оценивания модели (22) методом RE

Логарифм цен (PMЭЗ)	Мучная продукция	Фрукты и овощи	Мясная продукция	Молочная продукция	Конфеты
Логарифм ИПЦ (gks)	0,980***	0,688***	0,775***	0,847***	0,736***
Доходная группа					
2	-0,005	0,033**	0,036***	0,015	0,037***
3	-0,005	0,049***	0,049***	0,028**	0,046***
4	0,008	0,063***	0,067***	0,047***	0,056***
5	0,016**	0,070***	0,080***	0,066***	0,086***
6	0,024***	0,097***	0,091***	0,086***	0,077***
7	0,019**	0,112***	0,108***	0,098***	0,089***
8	0,039***	0,152***	0,124***	0,114***	0,103***
9	0,057***	0,199***	0,158***	0,145***	0,156***
10	0,084***	0,284***	0,192***	0,193***	0,197***
Регион	Дамми-переменные значимы в целом				
Населенный пункт	-	Дамми-переменные значимы в целом		-	-
Месяц	Дамми-переменные значимы в целом				
Константа	3,368***	3,799***	5,117***	4,285***	5,418***
Тестирование валидности инструментов для цен					
Статистика Саргана – Хансена, в скобках p-value	3,052 (0,931)	11,324 (0,1840)	7,781 (0,4552)	19,627 (0,0118)	8,573 (0,3795)

Таким образом, уравнения модели (20) модифицируются и принимают форму (23):

$$\begin{aligned}
 w_{it} = & \beta_{0t} + \beta_1 \ln \hat{p}_{it} + \beta_2 income_{it} + \beta_3 income_{it}^2 + \beta_4 \ln n_{it} + \sum_j \beta_{5j} region_{ijt} + \\
 (23) \quad & + \sum_k \beta_{6k} urban_{ik} + \sum_m \beta_{7m} month_{im} + \sum_s \beta_{8s} \cdot \left(\frac{n_s}{n} \right)_{it} + \beta_9 crops_{it} + \beta_{10} out_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

Важно отметить, что в выборке присутствует существенное число нулей среди значений зависимой переменной. Нулевые значения величины спроса составляют менее чем 2% наблюдений для мучной продукции и почти 50% для конфет, с промежуточными значениями для остальных продуктов питания. Игнорирование этой проблемы может привести к смещенным оценкам коэффициентов и неверным выводам для исследования. Поэтому были построены два типа моделей: модель со случайными эффектами (RE), в которой в качестве зависимой переменной берутся только положительные значения, т.е. выборка уменьшена, и модель Тобина, т.е. цензурированная регрессия, которая позволяет получить состоятельные оценки, несмотря на большое число нулей. Однако эти модели исходят из несколько различных предпосылок. Оценки моделей первого типа показывают реакцию потребителей в предположении, что нули случайны и связаны со спецификой анкеты (покупали ли Вы продукты данной категории в последние 7 дней?). Оценки моделей Тобина демонстрируют поведение с предпосылкой, что домохозяйства, указавшие ноль, действительно, отказываются от потребления данной группы товаров из-за факторов, включенных в модель.

В работе [Кулистикова, 2016] отмечается значимый рост самообеспеченности российских семей продовольствием, связанный с зафиксированным увеличением сбора овощей и фруктов на личных участках. Этот результат позволяет выдвинуть гипотезу о том, что представители населения, обладающие собственным приусадебным хозяйством, оказались в большей степени защищены от негативных последствий трансформации рынка продуктов питания.

Для проверки этой гипотезы в данном исследовании наряду с оцениванием вышеупомянутых моделей для всей выборки отдельно проводилось оценивание для подвыборки городского населения без хозяйства и подвыборки владельцев земельных участков. Первая группа составляет около 48% выборки, вторая – около 42%, таким образом, численности групп соизмеримы и оценки могут сравниваться между собой.

Результаты

Прежде чем переходить к результатам, важно отметить, что оценки, полученные в модели со случайными эффектами домохозяйств с учетом и без учета цензурирования (RE и Tobin с RE), оказались похожи во всем, кроме показателей экономии от масштаба, что может быть следствием специфики анкетных данных. Поэтому результаты можно назвать устойчивыми к методу, т.е. робастными. Далее представлены результаты оценивания модели со случайными эффектами с поправкой на гетероскедастичность, оценки модели Тобина со случайными эффектами включены в Приложение.

В табл. 3 представлены ценовые эластичности, оцененные по подпанелям до и после введения продуктовых контрсанкций, т.е. до августа 2014 г. и после, с помощью модели со случайными эффектами домохозяйств. Заметим, что по всем продуктам питания для землевладельцев показатель значительно ниже по абсолютному значению, чем для жителей городов, не имеющих приусадебных хозяйств, т.е. спрос менее чувствителен к изменениям цен. В отношении изменений эластичности, связанных с продовольственным эмбарго, различия между двумя группами потребителей также существенны. Если для городского населения без личных хозяйств потребление всех продуктов питания стало более восприимчиво к ценам, то для владельцев собственного хозяйства более эластич-

ным стал только спрос на фрукты и овощи. Однако изменение гораздо слабее, чем для городского населения (изменение эластичности на мучную продукцию не стоит принимать в расчет, так как показатель является статистически незначимым как до, так и после изменения рынка). Спрос же на мясную продукцию и конфеты после введения санкций и эмбарго вообще не зависит от цен для владельцев земельных участков. Поэтому можно говорить о том, что на уровне ценовой эластичности гипотеза о защищенности землевладельцев находит подтверждение. Что касается роста ценовой эластичности для городского населения без личных хозяйств, сложно понять, является ли он следствием введения эмбарго или, например, общей экономической нестабильности, так как схожая трансформация присуща и спросу на конфеты, и на мучную продукцию, которые не были подвержены запретам на ввоз. Рост чувствительности к цене может означать, что для потребителей сократилась готовность платить за выбранные продукты, что может быть связано с падением соотношения цена-качество.

Таблица 3.

**Ценовая эластичность:
показатель, стандартные отклонения, изменение в % (RE)**

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Все население	До введения контр-санкций	-0,529 (0,498)	-1,547 (0,166)	-1,455 (0,295)	-1,696 (0,284)	-1,407 (0,340)
	После введения контр-санкций	-1,615 (0,641)	-1,648 (0,242)	-2,112 (0,394)	-2,075 (0,365)	-1,122 (0,483)
	Δ	-205	-7	-45	-22	20
Городское население	До введения контр-санкций	-2,527 (0,845)	-1,553 (0,228)	-1,449 (0,418)	-1,764 (0,382)	-1,933 (0,496)
	После введения контр-санкций	-3,021 (0,921)	-1,770 (0,288)	-2,648 (0,615)	-2,158 (0,465)	-2,345 (0,601)
	Δ	-20	-14	-83	-22	-21
Владельцы земли	До введения контр-санкций	-0,592 (0,644)	-0,998 (0,291)	-1,248 (0,489)	-1,479 (0,463)	-1,319 (0,557)
	После введения контр-санкций	-1,248 (0,762)	-0,681 (0,474)	-1,618 (0,615)	-1,361 (0,649)	0,222 (0,794)
	Δ	-111	32	-30	8	117

Изучим изменения эластичностей по доходу (табл. 4). Все анализируемые продукты питания для обеих категорий населения являются товарами первой необходимости, как до, так и после введения продуктовых санкций, так как показатель не превышает единицы. Этот результат соответствует экономической теории и говорит о верной спецификации модели. Введение продуктовых запретов сопровождается увеличением эластичности по доходу для городского населения. В наибольшей степени при этом изменяется показатель для фруктов и овощей, которые приближаются к товарам роскоши. Такое изменение может означать, что потребители начали экономить на других товарах, которые исконно считаются роскошными (автомобили, бытовая техника, культурные мероприятия) из-за экономической неустойчивости, так как рост произошел для всех продуктов питания, в том числе и для мучной продукции и конфет, свободных от эмбарго. Поэтому можно говорить о подтверждении гипотезы об изменении стратегического поведения потребителей для сохранения ими своего благосостояния, но только для городского населения. Для землевладельцев происходят изменения совершенно другого рода: потребление всех товаров, кроме фруктов и овощей и мучной продукции, теряет чувствительность к изменению доходов. При этом эластичность для фруктов и овощей не подвержена изменениям вовсе, что логично, так как владельцы собственной земли выращивают часть фруктов и овощей самостоятельно и не должны серьезно реагировать на трансформацию рынка этих товаров. Таким образом, можно предположить, что введение продовольственного эмбарго не произвело негативного влияния на благосостояние владельцев собственного хозяйства, так как свидетельств экономии на товарах роскоши для них найдено не было.

Таблица 4.

**Эластичность по доходу:
показатель, стандартные отклонения, изменение в % (RE)**

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Все население	До введения контр-санкций	0,502 (0,032)	0,869 (0,022)	0,895 (0,025)	0,863 (0,026)	0,829 (0,031)
	После введения контр-санкций	0,588 (0,049)	0,874 (0,035)	0,926 (0,036)	0,909 (0,037)	0,793 (0,048)
	Δ	17	1	3	5	-4
Городское население	До введения контр-санкций	0,569 (0,056)	0,870 (0,031)	0,893 (0,033)	0,872 (0,036)	0,854 (0,044)
	После введения контр-санкций	0,591 (0,059)	0,911 (0,040)	0,977 (0,056)	0,916 (0,045)	0,896 (0,053)
	Δ	4	5	9	5	5

Окончание табл. 4.

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Владельцы земли	До введе- ния контр- санкций	0,540 (0,036)	0,834 (0,038)	0,874 (0,042)	0,844 (0,042)	0,848 (0,048)
	После введе- ния контр- санкций	0,617 (0,054)	0,748 (0,075)	0,875 (0,058)	0,839 (0,067)	0,689 (0,077)
	Δ	14	-10	0,04	-1	-19

Последний показатель, который был проанализирован в работе, а именно экономия от масштаба, показал наиболее непредсказуемые результаты (табл. 5). Для всей продукции, кроме мучной, показатель для городского населения возрос по абсолютному значению весьма существенно. Следовательно, предположение об изменении поведения потребителей подтверждается снова. Для мучной продукции показатель является статистически равным нулю в обоих периодах. Для землевладельцев мы видим рост экономии для мучной продукции и фруктов и овощей и снижение показателя по абсолютному значению для остальных товаров. То есть владельцы земли не только не стали больше экономить, но и снизили экономию для части продукции. Объединяя это с результатами подсчетов эластичностей по доходу, можно сделать предположение о том, что владельцы земли не потеряли свое благосостояние, а наоборот высвободили часть средств для менее экономного стиля потребления. Результаты оценивания модели Тобина (см. Приложение, табл. П3) говорят о том, что экономия от масштаба отсутствует как до, так и после введения продуктовых контрсанкций по значительной части продуктов питания, однако такой результат может быть связан со спецификой вопросов анкеты, так как размер домохозяйства влияет на частоту покупки продуктов питания, из-за которой и возникают нули в наблюдениях для зависимой переменной. В тех же случаях, когда экономия от масштаба обнаруживается, выводы о знаках и приблизительной величине изменений согласуются с моделью со случайными эффектами.

Особое внимание необходимо обратить на динамику показателей, которая представлена в табл. П4 Приложения. На графиках можно заметить, что наибольшие шоки произошли в 2014 г., т.е. в год введения продуктового эмбарго. До указанного года ценовая эластичность имела повышающий тренд, т.е. значения снижались по абсолютному значению, а эластичность по доходу – понижающий, что согласуется с указанным ранее результатом [Staudigel, Schröck, 2014]. Интересно отметить, что после 2014 г. эти характеристики спроса возвращаются к намеченным траекториям для всех продуктов питания, кроме мясной продукции. Касательно последней характеристики, для мучной продукции и фруктов и овощей коэффициент экономии от масштаба в среднем возрастал на всем указанном промежутке времени, в то время как для других товаров – сокращался, т.е. сейчас потребители предпочитают или имеют возможность экономить больше при покупке таких товаров, как мясо, молочные продукты и конфеты. Это должно положительно сказаться на благосостоянии покупателей и, может быть, смягчить остроту проблемы бедности в России.

Таблица 5.

**Экономия от масштаба:
показатель, стандартные отклонения, изменение в % (RE)**

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Все население	До введения контр-санкций	-0,001 (0,001)	-0,009 (0,001)	-0,004 (0,002)	-0,005 (0,001)	-0,009 (0,001)
	После введения контр-санкций	0,000 (0,001)	-0,008 (0,001)	-0,007 (0,002)	-0,006 (0,001)	-0,010 (0,001)
	Δ	56	9	-66	-41	-15
Городское население	До введения контр-санкций	-0,001 (0,001)	-0,005 (0,001)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,007 (0,001)
	После введения контр-санкций	0,000 (0,001)	-0,007 (0,001)	-0,003 (0,003)	-0,006 (0,001)	-0,011 (0,001)
	Δ	32	-42	-1448	-157	-54
Владельцы земли	До введения контр-санкций	-0,003 (0,001)	-0,011 (0,002)	-0,011 (0,003)	-0,008 (0,001)	-0,009 (0,001)
	После введения контр-санкций	-0,003 (0,002)	-0,007 (0,002)	-0,013 (0,004)	-0,007 (0,002)	-0,008 (0,001)
	Δ	-20	35	-23	9	9

Заключение

В данном исследовании была построена модель, которая сочетает в себе достоинства моделей QUAIDS и Уоркинга – Лесера и использует специально сконструированные индивидуальные цены покупок, учитывающие неоднородность домохозяйств по социально-демографическим характеристикам и очищенные от эндогенности. С технической точки зрения представленная модель обладает высокой предсказательной силой, и процедура ее оценивания лишена многих проблем, возникающих, как правило, при оценке моделей потребительского спроса. Поэтому она может использоваться для изучения большого круга вопросов, касающихся как рынка продуктов питания, так и рынков других товаров. Оценивание модели позволило выяснить, что введение запретов на ввоз ряда наименований импортного продовольствия действительно привело к изменениям ха-

рактических характеристик спроса на товары, подверженные эмбарго. Повышение ценовой эластичности продуктов по абсолютному значению может означать, что желание домохозяйств платить оказалось чувствительно к серьезному росту цен на продовольствие в последние годы. Рост эластичности по доходу свидетельствует о том, что эти продукты стали ближе к товарам роскоши. Усиление экономии от масштаба говорит о снижении разнообразия продуктов или стратегически более экономном поведении крупных домохозяйств. Таким образом, можно сделать вывод о снижении соотношения цена-качество для продуктов питания, поэтому российским аграрным предприятиям следует уделять внимание не только наращиванию мощностей, но и улучшению качества и разнообразия продукции. По мнению ряда исследователей, ключевыми условиями для такой трансформации производства являются улучшение качества институтов государственного управления для уменьшения размера рентоориентированного поведения [Загашвили, 2016] и активное содействие государства наиболее конкурентоспособным предприятиям [Матвеева, Чернова, 2016].

Однако важно отметить, что введение продовольственных контрсанкций не оказало серьезного воздействия на обладателей собственного приусадебного хозяйства. Кроме того, динамика индикаторов, характеризующих спрос, показывает, что после шока 2014 г. происходит их постепенное возвращение к первоначальным тенденциям. Это может означать, что российские семьи, если иметь в виду средние и нижние доходные группы, в целом адаптировались к новому рынку продуктов питания и политика импортозамещения (и изменения состава поставщиков импортного продовольствия) в отношении этой категории населения проходит, в целом, благополучно. Каковы издержки санкций и контрсанкций для верхних доходных групп – это вопрос открытый, ответ на который невозможно получить, анализируя данные РМЭЗ.

Приложение.

Таблица П1.

**Ценовая эластичность:
показатель, стандартные отклонения, изменение в % (Тобин)**

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Все население	До введения контрсанкций	-0,645 (0,419)	-1,610 (0,223)	-1,841 (0,329)	-2,216 (0,288)	-1,038 (0,530)
	После введения контрсанкций	-1,717 (0,511)	-1,964 (0,270)	-2,645 (0,400)	-2,481 (0,342)	-0,152 (0,627)
	Δ	-166	-22	-44	-12	85

Окончание табл. П1.

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Городское население	До введе- ния контр- санкций	-2,259 (0,602)	-1,356 (0,277)	-1,318 (0,461)	-1,877 (0,386)	-1,057 (0,791)
	После введе- ния контр- санкций	-2,874 (0,735)	-1,919 (0,338)	-2,460 (0,573)	-1,946 (0,474)	-0,340 (0,936)
	Δ	-27	-41	-87	-4	68
Владельцы земли	До введе- ния контр- санкций	-0,476 (0,693)	-0,967 (0,431)	-2,352 (0,555)	-2,381 (0,342)	-1,534 (0,820)
	После введе- ния контр- санкций	-1,013 (0,853)	-0,746 (0,533)	-2,942 (0,672)	-2,073 (0,582)	0,677 (1,000)
	Δ	-113	23	-25,07	13	144

Таблица П2.

**Эластичность по доходу:
показатель, стандартные отклонения, изменение в % (Тобин)**

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Все население	До введе- ния контр- санкций	0,523 (0,018)	1,010 (0,028)	0,975 (0,027)	0,960 (0,025)	1,280 (0,045)
	После введе- ния контр- санкций	0,596 (0,022)	1,037 (0,036)	1,007 (0,035)	0,990 (0,031)	1,090 (0,056)
	Δ	14	3	3	3	-15
Городское население	До введе- ния контр- санкций	0,564 (0,027)	0,920 (0,036)	0,927 (0,039)	0,926 (0,035)	1,238 (0,070)
	После введе- ния контр- санкций	0,584 (0,034)	0,988 (0,046)	1,012 (0,051)	0,945 (0,045)	1,222 (0,086)
	Δ	4	7	9	2	-1

Окончание табл. П2.

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Владельцы земли	До введе- ния контр- санкций	0,548 (0,028)	1,099 (0,052)	1,030 (0,046)	0,993 (0,042)	1,318 (0,068)
	После введе- ния контр- санкций	0,623 (0,036)	1,087 (0,068)	1,028 (0,059)	0,957 (0,053)	0,917 (0,088)
	Δ	14	-1	-0,23	-4	-30

Таблица П3.

**Экономия от масштаба:
показатель, стандартные отклонения, изменение в % (Тобин)**

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Все население	До введе- ния контр- санкций	0,000 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,004 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,006 (0,001)
	После введе- ния контр- санкций	0,001 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,000 (0,002)	-0,003 (0,001)	0,003 (0,001)
	Δ	65	-53	-112	-70	-41
Городское население	До введе- ния контр- санкций	0,000 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,013 (0,002)	0,002 (0,001)	0,004 (0,001)
	После введе- ния контр- санкций	0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,006 (0,003)	-0,001 (0,001)	0,003 (0,001)
	Δ	64	45	-50	-159	-43
Владельцы земли	До введе- ния контр- санкций	-0,002 (0,001)	0,001 (0,002)	-0,006 (0,003)	-0,007 (0,001)	0,005 (0,001)
	После введе- ния контр- санкций	-0,002 (0,002)	0,005 (0,002)	-0,007 (0,004)	-0,003 (0,002)	0,004 (0,001)
	Δ	-14	583	-15,55	52	-27

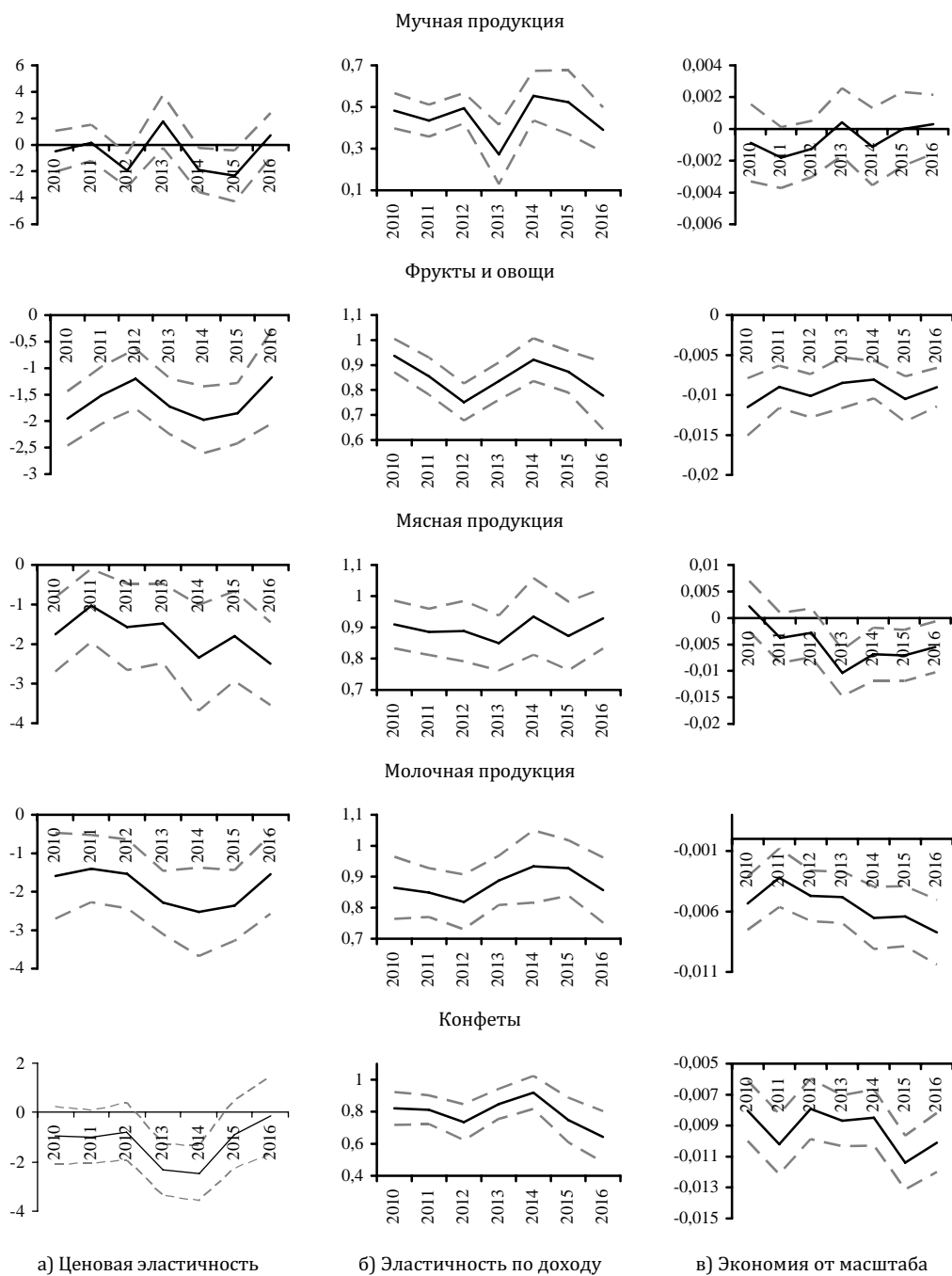


Рис. 11. Динамика показателей с 90-процентными доверительными интервалами

Таблица П5.

Количество наблюдений в выборках при оценивании уравнений

		Мучная продукция	Мясная продукция	Фрукты и овощи	Молочная продукция	Конфеты
Модель со случайными эффектами (RE)						
Все население	До введения контр-санкций	30644	25231	28168	28243	15437
	После введения контр-санкций	19391	15518	17938	18268	10130
Городское население	До введения контр-санкций	14576	13387	13754	14199	6959
	После введения контр-санкций	9366	8588	8933	9213	4670
Владельцы земли	До введения контр-санкций	13202	9550	11781	11496	7100
	После введения контр-санкций	8153	5431	7291	7311	4502
Модель Тобина						
Все население	До введения контр-санкций				31145	
	После введения контр-санкций				19771	
Городское население	До введения контр-санкций				14838	
	После введения контр-санкций				9600	
Владельцы земли	До введения контр-санкций				13378	
	После введения контр-санкций				8260	

Таблица Пб.

Расшифровка категорий продуктов питания

	Состав группы
Группа товаров:	
Мучная продукция	Хлебобулочные и макаронные изделия (не включая кондитерские изделия)
Мясная продукция	Свежее мясо, колбасы и мясные полуфабрикаты
Фрукты и овощи	Свежие, замороженные и консервированные фрукты и овощи
Молочная продукция	Продукция из свежего молока, кисломолочная продукция и сыры
Конфеты	Конфеты и шоколадные изделия

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Абанокова К.Р., Локшин М.М.* Влияние эффекта масштаба в потреблении домохозяйств на бедность в России // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2014. Т. 18. № 4. С. 620–644.
- Абанокова К.Р., Локшин М.М.* Укрупнение размера как механизм адаптации домохозяйств к кризису // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2014. Т. 18. № 1. С. 80–101.
- Берендеева Е.В.* Потребительский спрос российских домохозяйств в условиях экономических санкций: выпускная квалификационная работа – магистерская диссертация. М.: НИУ ВШЭ, 2017.
- Берендеева Е.В., Ратникова Т.А.* О проявлениях парадокса Дитона – Паксон в потреблении российских домохозяйств // *Прикладная эконометрика*. 2016. Т. 42. С. 54–74.
- Загашвили В.С.* Зарубежный опыт импортозамещения и возможные выводы для России // *Вопросы экономики*. 2016. № 8. С. 137–148.
- Кулистикова Т.* Россия садится на крупы и картофель. Покупатели все чаще экономят на продовольствии // *Агроинвестор*. 2016. № 11 (9906).
- Матвеева Л.Г., Чернова О.А.* Российское импортозамещение в условиях «Новой нормальности» // *Terra Economicus*. 2016. № 14.
- Матыцин М.С., Ершов Э.Б.* Исследование дифференциации российского населения по реальным доходам // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2012. Т. 16. № 3. С. 318–340.
- Матыцин М.С.* Моделирование инфляции по продуктам питания с учетом доходов населения // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2011. Т. 15. № 2. С. 177–201.
- Пеникас Г.И.* Анализ эволюции потребительского поведения в России за период 2000–2005 гг. // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2008. Т. 12. № 4. С. 512–542.
- Пеникас Г.И., Савельева А.В.* Исследование и прогнозирование восприятия импортного продовольствия на уровне агрегированных потребителей: случай России и Бразилии (1992–2020 гг.) // *Прикладная эконометрика*. 2013. № 32 (4). С. 45–70.
- Abdulai A.* Economies of Scale and the Demand for Food in Switzerland: Parametric and Non-Parametric Analysis // *Journal of Agricultural Economics*. 2003. 54. 2. P. 247–267.

- Abdulai A.* Household Demand for Food in Switzerland. A Quadratic Almost Ideal Demand System // *Swiss Journal of Economics and Statistics*. Swiss Society of Economics and Statistics. 2002. 138. I. P. 1–18.
- Avalos A.* Household Consumption Response to Food Price Shocks and the Vulnerability of the Poor in Mexico // *Journal of International Development*. 2016. Vol. 28. № 8. P. 1294–1312.
- Banks J., Blundell R., Lewbel A.* Quadratic Engel Curves and Consumer Demand // *The Review of Economics and Statistics*. 1997. Vol. 79. P. 527–539.
- Barten A.P.* Family Composition, Prices and Expenditure Patterns // *Econometric Analysis for National Economic Planning* / ed. by P.E. Hart, G. Mills, J.K. Whitaker. 1964.
- Barigozzi M., Moneta A.* The Rank of a System of Engel Curves. How Many Common Factors? // *Papers on Economics and Evolution*. Philipps University Marburg, Department of Geography, 2011.
- Blanciforti L., Green R.* An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Community Groups // *Review Economics and Statistics*. 1983. 65. P. 511–515.
- Chakrabarty M., Hildenbrand W.* Engel's Law Reconsidered: Bonn Econ Discussion Papers bgse22_2009, University of Bonn, Germany, 2009.
- Deaton A., Muellbauer J.* An Almost Ideal Demand System // *American Economic Review*. 1980. 70. P. 312–326.
- Deaton A., Paxson C.* Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food // *Journal of Political Economy*. 1998. 106(5). P. 897–930.
- Deaton A., Paxson C.* Engel's What? A Response to Gan and Vernon // *Journal of Political Economy*. 2003. 111(6). P. 1378–1381.
- Dybczak K., Tóth P., Voňka D.* Effects of Price Shocks on Consumer Demand: Estimating the QUAIDS Demand System on Czech Household Budget Survey Data // *Czech Journal of Economics and Finance*. 2014. Vol. 64. № 6. P. 476–500.
- Engel E.* Die Productions- und Consumtionsverhältnisse des Königreichs Sachsen // *Zeitschrift des statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministerium des Inneren*. 1857. P. 8–9, 28–29.
- Gardes F.* Looking for Another Relative Engel's Law: Working Paper. CES, 2007.
- Holcomb R.B., Park J.L., Capps Jr.* Revisiting Engel's Law: Examining Expenditure Patterns for Food at Home and Away from Home // *Journal of Food Distribution Research*. 1995. P. 1–8.
- Houthakker H.S.* Additive Preferences // *Econometrica*. 1960. Vol. 28.
- Houthakker H.S.* New Evidence on Demand Elasticities // *Econometrica*. 1965. Vol. 33.
- Houthakker H.S., Taylor L.D.* Consumer Demand in the United States 1929–1970: Analysis and Projections. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1970.
- Leser C.E.V.* Family Budget Data and Price Elasticities of Demand // *Review of Economic Studies*. 1941. Vol. 9.
- Leser C.E.V.* Forms of Engel Functions // *Econometrica*. 1963. 31. P. 694–703.
- Mittal S.* Application of the QUAIDS Model to the Food Sector in India // *Journal of Quantitative Economics*. 2010. Vol. 8(1).
- Prais S.J., Houthakker H.S.* The Analysis of Family Budgets. Cambridge: Cambridge University, 1955.
- Powell A.A.* A Complete System of Consumer Demand Equations for the Australian Economy Fitted by a Model of Additive Preferences // *Econometrica*. 1966. 34. July. P. 661–675.
- Robin J.M.* Price of Goods and Consumer Behavior: The Case of Food. Manuscript. Paris: Inst. National de la Recherche Agronomique, 1985.
- Staudigel M., Schröck R.* Food Demand in Russia: Heterogeneous Consumer Segments over Time // *Journal of Agricultural Economics*. 2014. 66(3). P. 615–639.
- Stone R.* Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand // *The Economic Journal*. 1954. Vol. 64. № 255. P. 511–527.
- Theil H.* The Information Approach to Demand Analysis // *Econometrica*. 1965. Vol. 33. P. 67–87.
- Vernon V.* Food Expenditure, Food Preparation Time, and Household Economies of Scale // *Fashion Institute of Technology, State University of New York*, 2004.
- Working H.* Statistical Laws of Family Expenditures // *Journal of the American Statistical Association*. 1943. Vol. 38. P. 43–56.

Modeling the Food Embargo Impact on the Russian Households' Consumption

Ekaterina Berendeeva¹, Tatiana Ratnikova²

¹ National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya st., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: berendkatya@gmail.com

² National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya st., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: taratnikova@yandex.ru

The share of import in Russian food trade decreased significantly after the establishment of the food ban for the wide list of countries of 2014. This decline could not go unnoticed by the Russian households. Therefore, the aim of this research is to study the changes in the structure of consumer demand for food products associated with food embargo. Estimations are obtained by the model based on the QUAIDS and Working-Leser models. The originality of the research lays in the construction of the individual prices vector. Traditionally models based on AIDS use aggregate price indicators, such as regional CPIs, but prices are the result of consumer choice, so they can not be aggregated at such a high level. However, individual purchase prices should not be used as well, because of the problem of endogeneity. This study presents a method of estimating individual prices, so they are both differentiated by income groups and other households' indicators and cleared from the endogeneity. The results demonstrate that the introduction of an import ban caused structural shifts in consumer demand for food products. The growth of the absolute value of price elasticity may be explained by the lower quality together with higher prices of food products on the new market. The rise in the income elasticities means fall in the demand for luxury goods, because of the low ruble exchange rate and overall economic instability. The growth of economies of scale means that households changed their consumption strategies to save their welfare. However, these changes are present for the city population, while farmers seem not to lose their well-being at all. Furthermore, a more thorough analysis showed that after the shock in 2014, the indicators started to get closer to their initial values. This may be the result of adaptation or the increase in the effectiveness of import substitution. In this regard, the research gives Russian food safety positive prognosis in the long-run, but only if the quality and the variety of food products are improved.

Key words: random effect model; random effect Tobin model; endogeneity; consumer demand; food market; RLMS HSE; food embargo.

JEL Classification: C23, C24, D12, Q18.

* *
*

References

Abanokova K.R., Lokshin M.M. (2014) Vlijanie jeffekta masshtaba v potreblenii domohozhajstv na bednost' v Rossii [The Effect of Adjustment for Economies of Scale in Household Consumption on Poverty Estimates in Russia]. *HSE Economic Journal*, 18, 4, pp. 620–644.

Abanokova K.R., Lokshin M.M. (2014) Ukрупnenie razmera kak mehanizm adaptacii domohozhajstv k krizisu [Growing Size of a Household as a Mechanism of Adaptation to Crises]. *HSE Economic Journal*, 18, 1, pp. 80–101.

Berendeeva E.V. (2017) *Potrebitel'skij spros rossijskih domohozhajstv v uslovijah jekonomicheskikh sankcij: vypusknaja kvalifikacionnaja rabota – magisterskaja dissertacija* [Consumer Demand of Russian Households Under Economic Sanctions. Master's Thesis.]. Moscow: NRU HSE.

Berendeeva E.V., Ratnikova T.A. (2016) O projavlenijah paradoksa Ditona – Pakson v potreblenii rossijskih domohozhajstv [The Deaton – Paxson Paradox in the Consumption of Russian Households]. *Applied Econometrics*, 42, pp. 54–74.

Zagashvili V.S. (2016) Zarubezhnyj opyt importozameshhenija i vozmozhnye vyvody dlja Rossii [Foreign Experience of Import Substitution and Possible Conclusions for Russia]. *Voprosy Ekonomiki*, 8, pp. 137–148.

Kulistikova T. (2016) Rossija saditsja na krupu i kartofel'. Pokupateli vse chashhe jekonomjat na prodovol'stvii [Russia Sits on Cereals and Potatoes. Buyers even More often Save on Food]. *Agroinvestor*, 11, 9906.

Matveeva L.G., Chernova O.A. (2016) Rossijskoe importozameshhenie v uslovijah «Novoj normal'nosti» [Import Substitution in Russia under «New Normality»]. *Terra Economicus*, 14.

Matycin M.S., Ershov E.B. (2012) Issledovanie differenciacii rossijskogo naselenija po real'nym dohodam [The Estimating of Russian Households' Real Income]. *HSE Economic Journal*, 16, 3, pp. 318–340.

Matycin M.S. (2011) Modelirovanie infljacii po produktam pitaniija s uchedom dohodov naselenija [Modeling of Food Inflation Considering the Consumers' Incomes]. *HSE Economic Journal*, 15, 2, pp. 177–201.

Penikas G.I. (2008) Analiz jevoljucii potrebitel'skogo povedenija v Rossii za period 2000–2005 gg. [Consumer Behavior Evolution Analysis in Russia During 2000–2005]. *HSE Economic Journal*, 12, 4, pp. 512–542.

Penikas G.I., Savel'eva A.V. (2013) Issledovanie i prognozirovanie vosprijatija importnogo prodovol'stvija na urovne agregirovannyh potrebitelej: sluchaj Rossii i Braziii (1992–2020 gg.) [Researching and Forecasting Aggregated Consumers' Perception of Imported Food: Russia and Brazil Case Studies (1992–2020)]. *Applied Econometrics*, 32, 4, pp. 45–70.

Abdulai A. (2003) Economies of Scale and the Demand for Food in Switzerland: Parametric and Non-Parametric Analysis. *Journal of Agricultural Economics*, 54, 2, pp. 247–267.

Abdulai A. (2002) Household Demand for Food in Switzerland. A Quadratic Almost Ideal Demand System. *Swiss Journal of Economics and Statistics*. Swiss Society of Economics and Statistics, 138, 1, pp. 1–18.

Avalos A. (2016) Household Consumption Response to Food Price Shocks and the Vulnerability of the Poor in Mexico. *Journal of International Development*, 28, 8, pp. 1294–1312.

Banks J., Blundell R., Lewbel A. (1997) Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 527–539.

Barten A.P. (1964) Family Composition, Prices and Expenditure Patterns. *Econometric Analysis for National Economic Planning* (eds. P.E. Hart, G. Mills, J.K. Whitaker).

Barigozzi M., Moneta A. (2011) The Rank of a System of Engel Curves. How Many Common Factors? *Papers on Economics and Evolution*, Philipps University Marburg, Department of Geography.

- Blanciforti L., Green R. (1983) An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Community Groups. *Review Economics and Statistics*, 65, P. 511–515.
- Chakrabarty M., Hildenbrand W. (2009) Engel's Law Reconsidered. *Bonn Econ Discussion Papers* bgse22_2009, University of Bonn, Germany.
- Deaton A., Muellbauer J. (1980) An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, 70, pp. 312–326.
- Deaton A., Paxson C. (1998) Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food. *Journal of Political Economy*, 106, 5, pp. 897–930.
- Deaton A., Paxson C. (2003) Engel's What? A Response to Gan and Vernon. *Journal of Political Economy*, 111, 6, pp. 1378–1381.
- Dybczak K., Tóth P., Voňka D. (2014) Effects of Price Shocks on Consumer Demand: Estimating the QUAIDS Demand System on Czech Household Budget Survey Data. *Czech Journal of Economics and Finance*, 64, 6, pp. 476–500.
- Engel E. (1857) Die Productions- und Consumtionsverhältnisse des Königreichs Sachsen. *Zeitschrift des statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministerium des Inneren*, pp. 8–9, 28–29.
- Gardes F. (2007) *Looking for Another Relative Engel's Law*. Working Paper. CES.
- Holcomb R.B., Park J.L., Capps Jr. (1995) Revisiting Engel's Law: Examining Expenditure Patterns for Food at Home and Away from Home. *Journal of Food Distribution Research*, September, pp. 1–8.
- Houthakker H.S. (1960) Additive Preferences. *Econometrica*, 28.
- Houthakker H.S. (1965) New Evidence on Demand Elasticities. *Econometrica*, 33.
- Houthakker H.S., Taylor L.D. (1970) *Consumer Demand in the United States 1929–1970: Analysis and Projections*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Leser C.E.V. (1941) Family Budget Data and Price Elasticities of Demand. *Review of Economic Studie*, 9.
- Leser C.E.V. (1963) Forms of Engel Functions. *Econometrica*, 31, pp. 694–703.
- Mittal S. (2010) Application of the QUAIDS Model to the Food Sector in India. *Journal of Quantitative Economics*, 8, 1.
- Prais S.J., Houthakker H.S. (1955) *The Analysis of Family Budgets*. Cambridge: Cambridge University.
- Powell A.A. (1966) A Complete System of Consumer Demand Equations for the Australian Economy Fitted by a Model of Additive Preferences. *Econometrica*, 34, July, pp. 661–675.
- Robin J.M. (1985) *Price of Goods and Consumer Behavior: The Case of Food*. Manuscript. Paris: Inst. National de la Recherche Agronomique.
- Staudigel M., Schröck R. (2014) Food Demand in Russia: Heterogeneous Consumer Segments over Time. *Journal of Agricultural Economics*, 66, 3, pp. 615–639.
- Stone R. (1954) Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*, 64, 255, pp. 511–527.
- Theil H. (1965) The Information Approach to Demand Analysis. *Econometrica*, 33, pp. 67–87.
- Vernon V. (2004) *Food Expenditure, Food Preparation Time, and Household Economies of Scale*. Fashion Institute of Technology, State University of New York.
- Working H. (1943) Statistical Laws of Family Expenditures. *Journal of the American Statistical Association*, 38, pp. 43–56.