

Влияние импорта на техническую эффективность предприятий пищевой промышленности России¹

В данной работе с помощью инструментария стохастической границы производственных возможностей на примере российской пищевой промышленности в 2005–2011 гг. изучается, как связана доля импортной продукции в отрасли с технической эффективностью предприятий. В качестве источника данных по предприятиям используется база данных «Руслана» (Bureau van Dijk). В литературе нет однозначного ответа на вопрос ведет ли рост доли импорта к снижению или к увеличению технической эффективности, поскольку возможно действие разных механизмов. В случае пищевой промышленности выявлено, что с ростом доли импорта техническая эффективность предприятий уменьшается.

Ключевые слова: стохастическая граница; импорт; предприятия; техническая эффективность; производство пищевых продуктов.

JEL classification: C12; C23; D22; D24.

1. Введение

В существующих на сегодняшний день теоретических и эмпирических работах нет однозначного ответа на вопрос, как сказывается рост импорта в отрасли на технической эффективности предприятий. Один из возможных механизмов взаимосвязи описан, например, в (Барсукова, 2010). В статье, в частности, приводится пример резкого роста в России импорта мясной продукции в 1990-е годы, в результате которого российский производитель был не в силах конкурировать с дешевым мясом из США и Европы. В итоге большое количество отечественных предприятий обанкротилось. Соответственно, данный механизм предполагает, что техническая эффективность отечественных предприятий падает с ростом доли импорта. Существуют, однако, и внешние факторы: так, ситуация изменилась лишь в 1998 году благодаря дефолту, из-за которого импортное мясо резко подорожало, и отечественные производители получили шанс на прибыльность. Импортные квоты на мясо, призванные регулировать импорт из стран дальнего зарубежья, были введены только в 2003 году. Введение квот существенно снизило число фирм-импортеров в отрасли, хотя доля импорта уменьшилась не существенно.

Другой механизм предполагает, что при росте импорта часть отечественных предприятий под давлением возросшей конкуренции перестраивают свое производство (обновляют ассортимент продукции, производят поиск новых рынков сбыта и т. д.), увеличивая со временем свою техническую эффективность, как это описано, например, в (Яковлев, 1997).

¹ Автор выражает благодарность Э. Б. Ершову и С. Б. Авдашевой за советы, а также особую благодарность Е. Ю. Назруллаевой за ценные обсуждения.

Таким образом, можно выделить две гипотезы, касающиеся связи импорта и технической эффективности:

- 1) техническая эффективность предприятий падает с ростом доли импорта;
- 2) рост импорта влечет за собой увеличение технической эффективности предприятий.

В данной работе применяется инструментарий стохастической производственной границы на выборке из около 6000 предприятий пищевой промышленности (производство пищевых продуктов, включая напитки, код 15 в соответствии с ОКВЭД) с 2005 по 2011 гг. Основные данные были получены из базы «Ruslana» (Bureau van Dijk), содержащей показатели финансовой отчетности российских предприятий. Источником данных по импорту на уровне подвидов экономической деятельности по производству пищевых продуктов является Росстат. В работе также используются данные Росстата по индексам цен производителей.

В соответствии с существующей литературой планируется выделить, какой из двух механизмов взаимосвязи доли импорта и технической эффективности характерен для отечественной пищевой промышленности: ведет ли увеличение доли импорта в отрасли к росту технической эффективности предприятий, или же, наоборот, рост доли импорта связан с последующим снижением эффективности. Косвенным фактором, связанным с конкуренцией в отрасли, является отдача от масштаба. Для проверки гипотез в работе используются как стандартные модели стохастической производственной границы (time-invariant и time-variant), так и более сложные модели true random effects, true fixed effects (Heshmati et al., 1995; Greene, 2005). Модели true random- и fixed effects (для краткости далее будут упоминаться как True RE и True FE соответственно) кажутся более гибкими моделями с точки зрения предпосылок, поскольку в них разделяются неэффективность и индивидуальные эффекты.

2. Связь импорта и технической эффективности

Среди эмпирических статей, в которых используется инструментарий стохастической производственной границы для тестирования первой гипотезы об уменьшении значения технической эффективности предприятий с ростом доли импорта, можно выделить (Miljkovic, Shaik, 2010; Miljkovic et al., 2013; Mastromarco, Ghosh, 2009).

В статье (Miljkovic, Shaik, 2010) рассматривается влияние импорта и экспорта в сельском хозяйстве США на техническую эффективность в период с 1948 по 2006 гг. В исследовании используется одношаговая модель (Battese, Coelli, 1988) в двух спецификациях. В первой спецификации в уравнение технической эффективности входит переменная внешнеторгового оборота (отношение суммы экспорта и импорта товаров и услуг к ВВП в сельском хозяйстве). Во второй спецификации импорт и экспорт входят в уравнение технической эффективности в качестве отдельных факторов:

$$y_i = \alpha_i + \beta_1^T x_i + v_i - u_i, \quad (1)$$

$$u_i = \alpha_2 + \beta_{2,1} Exports_i + \beta_{2,2} Imports_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

где x_i — вектор факторов; переменные $Exports_i$, $Imports_i$ — экспорт и импорт соответственно.

Результаты оценивания моделей свидетельствуют, что внешнеторговый оборот, а также экспорт не влияют на техническую эффективность предприятий. Уменьшение доли импорта на 10% влечет за собой увеличение технической эффективности на 23.2%. Такие результаты говорят о том, что импорт существенно влияет на местную промышленность — при его увеличении техническая эффективность предприятий, находящихся на территории государства, снижается.

В статье (Miljkovic et al., 2013) авторы оценивают модель (1)–(2) применительно к сельскому хозяйству Бразилии. Результаты данной работы согласуются с результатами, относящимися к сельскому хозяйству США: внешнеторговый оборот не увеличивает техническую эффективность предприятий.

В работе (Mastromarco, Ghosh, 2009) используется модель стохастической производственной границы для изучения влияния прямых иностранных инвестиций (ПИИ), импорта машин и оборудования, а также импорта расходов на НИОКР на совокупную производительность факторов производства развивающихся стран. Mastromarco, Ghosh используют модель (Battese, Coelli, 1995) в транслогарифмической спецификации на макроэкономическом уровне, в которой в качестве объясняемой переменной выступает выпуск, равный ВВП государства, а в качестве объясняющих — труд и капитал. Переменные, отвечающие за ПИИ, импорт машин и оборудования и импорт расходов на НИОКР (все — в % от ВВП), включаются в качестве объясняющих переменных в уравнение технической эффективности. В это уравнение также включается человеческий капитал. В результате оценок моделей установлено, что ППИ, импортируемые средства производства и импортируемые расходы на НИОКР являются важными каналами улучшения эффективности. Также выявлено, что положительные эффекты от ППИ, импортируемых средств на производство и расходов на НИОКР существенно зависят от аккумулированного человеческого капитала.

Хотя имеется значительное число работ, посвященных анализу эффективности российских предприятий методом стохастической границы производственных возможностей, например (Афанасьев, Скоков, 1984; Афанасьев, 2006; Ипатова, Пересецкий, 2013), вопрос о влиянии импорта на эффективность российских предприятий, насколько известно автору, до сих пор не рассматривался.

3. Инструментарий SFA и данные

3.1. Инструментарий SFA: модели для панельных данных

В данном разделе рассматривается инструментарий стохастической производственной границы, необходимый для проверки выдвинутых гипотез и оценивания моделей на кросс-секционных и панельных данных, а также наиболее релевантные исследования, в которых изучается взаимосвязь импорта и технической эффективности.

В работе используется инструментарий стохастической производственной границы на кросс-секционных данных за каждый год, а также на панельных данных. Данный инструментарий является одним из основных подходов в оценивании технической эффективности.

Метод анализа стохастической границы (stochastic frontier analysis, SFA) для кросс-секционных данных был одновременно предложен в работах (Aigner et al., 1977; Meeusen, van den Broeck, 1977) и позднее развит в (Battese, Coelli, 1988; Kumbhakar, Lovell, 2000;

Greene, 2005). Базовая модель стохастической производственной границы (1) представляет собой параметрически заданную производственную функцию со случайной ошибкой, состоящей из стохастического шума v_i и неэффективности u_i (Kumbhakar, Lovell, 2000):

$$\ln y_i = \alpha_0 + f(\ln x_{1i}, \dots, \ln x_{ki}; \beta) + v_i - u_i, \quad (3)$$

где $f(\cdot)$ — параметрически заданная функция (Кобба–Дугласа или транслогарифмическая); y_i — выпуск; x_{ji} — факторы производства, $j = 1, \dots, k$; $i = 1, \dots, N$ — предприятия в выборке.

При наличии гетероскедастичности ошибка $v_i \sim N(0, \exp(\omega_i' \delta))$, где ω_i — детерминанты дисперсионной функции, u_i является неотрицательной случайной величиной и отвечает за неэффективность предприятия. Ошибки u_i и v_i независимо распределены². В подходе SFA обычно предполагается, что u_i имеет экспоненциальное ($\text{Var}(u_i) = \exp(z_i' \theta)$) или полунормальное ($u_i \sim N^+(0, \exp(z_i' \theta))$) распределение, где z_i — детерминанты дисперсионной функции для ошибки неэффективности.

Модель SFA для панельных данных была предложена в работах (Cornwell et al., 1990; Kumbhakar, 1990) и имеет похожий вид:

$$\ln y_{it} = \alpha_{0t} + f(\ln x_{1,it}, \dots, \ln x_{k,it}; \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad (4)$$

где y_{it} — выпуск; $x_{j,it}$ — факторы производства, $j = 1, \dots, k$; $i = 1, \dots, N$ — предприятия в выборке; $t = 1, \dots, T$ — периоды времени. В представленной спецификации модель (4) носит название time-variant. В предположении постоянства во времени технической эффективности (параметр α_0 и ошибка неэффективности u_i не зависят от t) модель (4) называется time-invariant.

В работе (Heshmati et al., 1995) были впервые предложены модифицированные модели со случайными и фиксированными индивидуальными эффектами (true random effects и true fixed effects соответственно), позволяющие разделить неоднородность и неэффективность на основе использования двухшаговой процедуры оценивания³.

Модель true fixed effects (True FE) имеет вид:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + f(\ln x_{1,it}, \dots, \ln x_{k,it}; \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad (5)$$

где ошибки v_{it} и u_{it} распределены как и ранее: случайная ошибка v_{it} имеет нормальное распределение, а u_{it} — полунормальное или экспоненциальное распределение; α_i — индивидуальный фиксированный эффект для предприятия i .

² Отметим, что стандартный подход SFA не учитывает наличие возможной автокорреляции в ошибках.

³ Оригинальные названия моделей «True random effects» и «True fixed effects» были предложены в работе (Greene, 2005). Эти модели оценивались методом максимального правдоподобия в один шаг. Поэтому для моделей из (Heshmati et al., 1995), полученных при оценивании двухшаговой процедурой, также будут использоваться условные названия «True random effects» и «True fixed effects».

Модель true random effects (True RE) имеет вид:

$$y_{it} = \alpha_0 + \beta^T x_{it} + w_i + v_{it} - u_{it}, \quad (6)$$

где w_i — случайный индивидуальный эффект предприятия i , распределенный как $N(0, \sigma_w^2)$.

Позднее в работе (Kumbhakar et al., 2014) была приведена модель, учитывающая не только неоднородность предприятий (разделение индивидуального эффекта и неэффективности), но и наличие разных типов неэффективности (постоянной и меняющейся во времени):

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + f(\ln x_{1,it}, \dots, \ln x_{k,it}; \beta) + (\mu_i - \eta_i) + (v_{it} - u_{it}), \quad (7)$$

где μ_i — случайный эффект предприятия, включающий ненаблюдаемые не зависящие от времени факторы производства; v_{it} — случайная ошибка (стохастическая составляющая модели); случайная величина $\eta_i \geq 0$ отвечает за постоянную во времени техническую неэффективность; случайная величина $u_{it} \geq 0$ является неэффективностью, зависящей от времени; и $\eta_i + u_{it}$ — суммарная техническая неэффективность i -го предприятия в период наблюдения t .

3.2. Данные

Данные по предприятиям пищевой промышленности, использовавшиеся в (Щетинин, Назруллаева, 2012), были обновлены и дополнены из базы данных бухгалтерской и финансовой отчетности «Ruslana» (Bureau van Dijk)⁴. Рассматриваются компании пищевой промышленности (подраздел DA, раздел 15 «Производство пищевых продуктов, включая напитки») за период 2005–2011 гг. Итоговая сбалансированная панель содержит 2925 компаний. В качестве зависимой переменной используется логарифм выручки от реализации ($\ln tr$). В Приложении А приведена гистограмма для зависимой переменной. Скошенность влево распределения по выручке может свидетельствовать о наличии в выборке неэффективных предприятий.

Предприятия разделены на девять подотраслей пищевой промышленности по основным кодам подотраслей ОКВЭД (см. Приложение Б). Данные по импорту присутствуют для четырех подотраслей (мясная, масляная, молочная и производство напитков), а также для всей отрасли в целом.

В качестве факторов производства рассматривается труд ($\ln l$) и капитал ($\ln k$). Переменная l вычисляется как среднеотраслевая заработная плата, умноженная на число работников. Данные о среднеотраслевых затратах предприятий на рабочую силу были взяты из ЕМИСС Росстата⁵. Из выборки были убраны мелкие предприятия (выручка и капитал менее 10 тыс. руб.) с целью исключения фирм-однодневок.

Все денежные показатели измеряются в тысячах рублей (если не указано иное) и приводятся к ценам базового 2011 года с использованием агрегированных дефляторов для вида деятельности.

⁴ <https://ruslana.bvdep.com/>.

⁵ <http://www.fedstat.ru/>.

В таблице 1 приведены дефляторы цен для рассматриваемых факторов производства и оборота продукции на основе данных Росстата. Данные дефляторы используются для приведения всех денежных показателей к ценам базового 2011 года. Индексы-дефляторы указаны в процентах по отношению к 2011 году. В качестве дефлятора переменной среднеотраслевой заработной платы был взят индекс потребительских цен (ЕМИСС). В качестве дефлятора стоимости основных фондов был взят индекс-дефлятор инвестиций в основной капитал (ЕМИСС). В качестве дефлятора оборота продукции был взят индекс цен производителей из ЕМИСС. Все индексы-дефляторы характеризуют подраздел DA в соответствии с ОКВЭД (15 «Производство пищевых продуктов, включая напитки»).

Таблица 1. Среднеотраслевая заработная плата и индексы-дефляторы (2011 год — базовый)

	Год						
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Среднеотраслевая заработная плата в текущих ценах, тыс. руб.	7.3	8.8	11.1	13.9	15.7	17.3	19.1
ИПЦ (DA, 15), %	54.9	59.7	69.0	80.3	85.2	96.2	100
Индекс-дефлятор инвестиций в основной капитал (DA, 15), %	110	112	132	128	97.7	104	100
ИЦП (DA, 15), %	58.9	65.1	84.7	86.8	85.3	105	100

4. Импорт

4.1. Влияние импорта на техническую эффективность

Предварительно проверяется наличие эффекта «скошенности» распределения остатков при оценивании сквозной транслогарифмической модели и отдельных моделей за каждый год. Для этого анализируется изменение коэффициентов факторов во времени. Отрицательное значение коэффициента эксцесса может свидетельствовать о наличии неэффективности в данных (Almanidis, Sickles, 2012).

С этой целью оценивается модель (1) в спецификации Кобба–Дугласа. В качестве факторов гетероскедастичности рассматривается логарифм затрат трудовых ресурсов (размер предприятия влияет на степень его неэффективности).

В Приложении В представлена динамика изменения оценок коэффициентов труда и капитала. Из представленного в этом Приложении графика можно сделать вывод, что коэффициенты производственной функции Кобба–Дугласа изменяются от года к году достаточно существенно, поэтому использование транслогарифмической модели более оправдано, чем использование модели Кобба–Дугласа.

В Приложении Г представлены описательные статистики для основных переменных. Все переменные в таблицах дефлированы к ценам базового 2011 года.

Для оценивания модели (Miljkovic, Shaik, 2010) вначале оценивается объединенная модель, после которой оценивается регрессия неэффективности u на импорт. Модель оценивается в транслогарифмической спецификации⁶:

⁶ В данной модели пришлось отказаться от временных эффектов, чтобы протестировать гипотезу о влиянии импорта.

$$\ln tr_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln l_{it} + \beta_3 \ln k_{it} \ln l_{it} + \beta_4 (\ln k_{it})^2 + \beta_5 (\ln l_{it})^2 + v_{it} - u_{it}, \quad (8)$$

$$u_{it} = \alpha_2 + \beta_6 Import_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

В таблице 2 приведены результаты оценивания. Оценивание модели (Miljkovic, Shaik, 2010) может быть осуществлено как с помощью двухшаговой процедуры (8)–(9), так и за один шаг, когда уравнение (9) подставляется в уравнение (8). Miljkovic, Shaik оценивают модель по объединенным данным. Двухшаговый подход имеет ряд недостатков по сравнению с одношаговым: ошибка неэффективности u является гомоскедастичной, а при оценивании модели в предположении гетероскедастичности первым оценивается уравнение (8), в котором дисперсия неэффективности зависит от факторов гетероскедастичности. При этом уравнение (9) предполагает гомоскедастичность и, следовательно, может повлиять на оценку неэффективности u . Тем не менее, в данной статье используется двухшаговый подход для получения более объективного сравнения с результатами статьи (Miljkovic, Shaik, 2010).

Таблица 2. Результаты оценивания модели (Miljkovic, Shaik, 2010)

Переменная	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
$\ln k$	–0.177*** (0.024)	–0.177*** (0.024)	–0.279*** (0.046)	–0.179*** (0.024)
$\ln l$	1.694*** (0.047)	1.694*** (0.047)	1.917*** (0.086)	1.698*** (0.047)
$\ln k \times \ln l$	–0.071*** (0.005)	–0.071*** (0.005)	–0.088*** (0.009)	–0.070*** (0.005)
$(\ln k)^2$	0.107*** (0.003)	0.107*** (0.003)	0.125*** (0.006)	0.107*** (0.003)
$(\ln l)^2$	–0.037*** (0.010)	–0.037*** (0.010)	–0.033* (0.018)	–0.038*** (0.010)
$\ln import_gdp$	0.011* (0.006)	—	—	—
$\ln import_avg_gdp$	—	0.181*** (0.024)	—	—
$\ln \sigma_u^2(\ln import_avg_gdp)$	—	—	—	0.413*** (0.052)
$\ln \sigma_u^2(\ln import_gdp)$	—	—	0.025* (0.011)	—
σ_v^2	0.562 (0.007)	0.562 (0.007)	0.550 (0.011)	0.563 (0.007)
σ_u^2	1.339 (0.012)	1.339 (0.012)	—	—
σ^2	2.110 (0.029)	2.110 (0.029)	—	—
λ	2.382 (0.017)	2.382 (0.017)	—	—

Примечание. *, **, *** означают значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках — стандартные ошибки.

В колонке «Модель 1» таблицы 2 приведены результаты оценивания объединенной модели в спецификации (Milijkošević, Shaik, 2010), в которой в качестве импорта выступает импорт в пищевой промышленности, разделенный на подотрасли. Модель 2 отличается тем, что в качестве импорта выступает импорт в пищевой промышленности в среднем по подотрасли. В моделях 3 и 4 предполагается наличие гетероскедастичности. В качестве фактора гетероскедастичности рассматривается логарифм импорта (импорт в пищевой промышленности, разделенный на подотрасли и общий по отрасли соответственно).

В моделях 3 и 4 значения коэффициентов при $\ln \sigma_u^2$ свидетельствуют о наличии гетероскедастичности: при увеличении импорта неэффективность растет. Из таблицы также видно, что оценки коэффициентов не отличаются значимо для моделей 1, 2 и 4.

Далее, для подтверждения полученных выводов оцениваются модели True FE (уравнение (5)) и True RE (уравнение (6)), тем самым, в отличие от моделей в табл. 2, в данном случае учитывается наличие индивидуальных эффектов по предприятиям. Из-за специфики доступных данных по импорту (высокий уровень агрегации по подотраслям) в модель не были добавлены фиксированные временные эффекты: в этом случае возникает мультиколлинеарность. В обеих моделях предполагается наличие гетероскедастичности ошибки неэффективности, при этом фактором гетероскедастичности является общий импорт в отрасли ($\ln import_avg_gdp$). В таблице 3 приведены результаты оценивания моделей.

Таблица 3. Результаты оценивания моделей True RE и True FE

Переменная	True RE	True FE
$\ln k$	0.034 (0.029)	0.005 (0.032)
$\ln l$	0.180*** (0.050)	0.288*** (0.056)
$\ln k \times \ln l$	0.033*** (0.005)	0.050*** (0.006)
$(\ln k)^2$	-0.005 (0.004)	-0.022** (0.004)
$(\ln l)^2$	0.022* (0.010)	-0.045*** (0.011)
$\ln \sigma_u^2 (\ln import_avg_gdp)$	1.140*** (0.096)	1.114*** (0.101)
σ_v^2	0.381	0.384
σ_u^2	0.788	1.115
σ^2	0.572	0.791

Примечание. *, **, *** означают значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках — стандартные ошибки.

Как и при оценивании модели (8)–(9), коэффициенты при $\ln \sigma_u^2$ имеют положительное значение, что свидетельствует в пользу снижения технической эффективности предприятий в отрасли под влиянием роста общей доли импорта.

4.2. Отдача от масштаба

В предыдущем разделе было выявлено, что рост импорта в пищевой промышленности в 2000-е гг. был сопряжен со снижением технической эффективности предприятий. Рост импорта в отрасли может сопровождаться ростом концентрации производства и снижением конкуренции, что согласуется с полученным результатом о снижении технической эффективности: предприятия не заинтересованы в повышении эффективности производства за счет внедрения технических инноваций.

В качестве вспомогательного показателя в работе рассчитывается эффект масштаба для следующей спецификации Кобба–Дугласа по сбалансированной выборке предприятий за каждый год:

$$\ln tr_i = \alpha_{11} + \beta_{11} \ln k_i + \beta_{21} \ln l_i + v_i - u_i. \quad (10)$$

Эффект масштаба определяется как сумма эластичности оборота к капиталу и труду предприятий. Постоянная отдача от масштаба предполагает наличие в отрасли конкуренции, близкой к совершенной, убывающая (при высокой концентрации предприятий в отрасли) — что предприятиям невыгодно более укрупняться, возрастающая — наличие потенциала для укрупнения предприятий и последующей экономии от масштаба.

Для спецификации Кобба–Дугласа (10) отдача от масштаба равна сумме коэффициентов факторов:

$$RTS = \beta_{11} + \beta_{21}. \quad (11)$$

В таблице 4 приведены усредненные по предприятиям значения эффекта масштаба для моделей на кросс-секционных данных, а также для моделей на панельных данных.

Таблица 4. Эффект масштаба в различных моделях

Модель	Год						
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<i>Кросс-секционные данные</i>							
(Miljkovic, Shaik, 2010)	1.044	1.069	1.067	1.105	1.124	1.149	1.161
(Miljkovic, Shaik, 2010) с гетероскедастичностью, фактор гетероскедастичности — $\ln import_gdp$	1.095	1.117	1.104	1.132	1.143	1.183	1.194
<i>Панельные данные</i>							
True RE	0.841	0.841	0.841	0.841	0.841	0.841	0.841
True FE	0.581	0.581	0.581	0.581	0.581	0.581	0.581
Time-variant	1.096	1.096	1.096	1.096	1.096	1.096	1.096
Time-invariant	0.818	0.818	0.818	0.818	0.818	0.818	0.818

Результаты для кросс-секционных данных показывают отдачу от масштаба, близкую к постоянной, но при этом возрастающую к 2011 году, что косвенным образом подтверждает увеличение конкуренции в отрасли. Результаты для панельных данных показывают постоянную отдачу от масштаба в модели time-variant и убывающую отдачу от масштаба для моделей True RE и True FE, а также time-invariant. Таким образом, возникает следующий вопрос: какова динамика уровня концентрации в отрасли? Можно ли говорить о наличии высокой конкуренции, или же концентрация настолько высока, что потенциал для укрупнения и экономии от масштаба уже исчерпан?

4.3. Концентрация рынка

В работе (Щетинин, Назруллаева, 2012) был проведен анализ изменения во времени технической эффективности для мелких, средних и крупных (по численности сотрудников) предприятий. Техническая эффективность крупных предприятий была в среднем выше, чем средних и мелких. Результаты свидетельствовали также о том, что крупные предприятия меньше всего пострадали во время кризиса 2008–2009 гг.

Для проверки результатов статьи (Щетинин, Назруллаева, 2012) в настоящей работе был посчитан индекс Херфиндаля, значения которого представлены на рис. 1. Низкие значения индекса (меньше 1000) характерны для низкоконцентрированного рынка. Тем не менее, увеличение индекса Херфиндаля во времени может свидетельствовать о росте концентрации рынка, потенциальном снижении конкуренции и, как следствие, возможном снижении технической эффективности.

На рис. 2 представлена диаграмма значений индекса Херфиндаля в зависимости от среднего значения технической эффективности для каждого года, посчитанной для модели (Miljkovic, Shaik, 2010) в спецификации (10) на кросс-секционных данных. Из диаграммы наблюдается следующая зависимость: большие значения средней технической эффективности в основном характерны при меньших значениях индекса Херфиндаля, т. е. низкой концентрации рынка, что также согласуется с результатами работ (Casu, Girardone, 2009; Badunenko, 2004), в которых наблюдалась обратная зависимость между изменениями индекса Херфиндаля и технической эффективности.

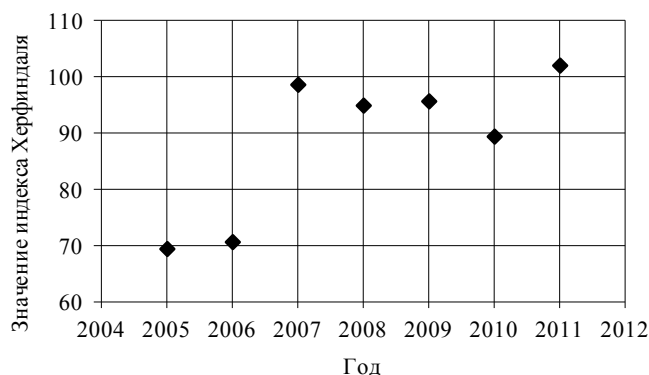


Рис. 1. Значение индекса Херфиндаля

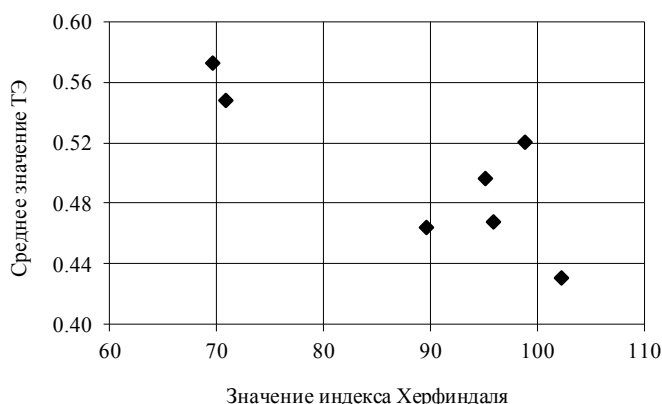


Рис. 2. Диаграмма «индекс Херфиндаля — техническая эффективность»

5. Заключение

В соответствии с существующей литературой в работе предпринята попытка определить, какой из двух механизмов взаимосвязи доли импорта и технической эффективности характерен для отечественной пищевой промышленности: ведет ли увеличение доли импорта в отрасли к росту технической эффективности предприятий, или же, наоборот, рост доли импорта связан с последующим снижением эффективности.

Для этого был использован подход стохастической производственной границы: модели (Miljkovic, Shaik, 2010), true random effects и true fixed effects. Результаты оценивания моделей свидетельствуют в пользу того, что увеличение доли импорта влечет за собой уменьшение технической эффективности предприятий, что согласуется с результатами работ (Miljkovic, Shaik, 2010) и (Miljkovic et al., 2013).

Кроме этого, был оценен эффект масштаба для различных моделей SFA. Значения эффекта масштаба косвенным образом подтверждают рост концентрации рынка и рост конкуренции внутри отрасли. Несмотря на то что результаты свидетельствуют об общем снижении технической эффективности предприятий пищевой промышленности под влиянием импорта, рост импорта может косвенным образом помогать доминирующим предприятиям, увеличивая концентрацию рынка. Для проверки динамики уровня концентрации в отрасли был посчитан индекс Херфиндаля. Сравнение значений индекса Херфиндаля с динамикой изменения (уменьшения) технической эффективности может свидетельствовать о росте концентрации рынка и потенциальном снижении конкуренции.

Список литературы

Афанасьев М. Ю., Скоков В. А. (1984). *Программа оценки эффективности функционирования предприятий на основе расчета стохастических границ производства*. М.: ЦЭМИ АН СССР.

Афанасьев М. Ю. (2006). Модель производственного потенциала с управляемыми факторами неэффективности. *Прикладная эконометрика*, 4 (4), 74–89.

Барсукова С. Ю. (2010). Отечественный рынок продовольствия: как и в чьих интересах проводится импортно-экспортная политика (на примере мясного рынка, рынка зерна и рынка соков). *Мир России: Социология, этнология*, 19 (2), 148–167.

Ипатова И. Б., Пересецкий А. А. (2013). Техническая эффективность предприятий отрасли производства резиновых и пластмассовых изделий. *Прикладная эконометрика*, 32 (4), 71–92.

Щетинин Е. И., Назруллаева Е. Ю. (2012). Производственный процесс в пищевой промышленности: взаимосвязь инвестиций в основной капитал и технической эффективности. *Прикладная эконометрика*, 28 (4), 63–84.

Яковлев А. А. (1997). Развитие конкуренции и проблемы реструктуризации предприятий. *Экономический журнал ВШЭ*, 1, 75–83.

Almanidis P., Sickles R. C. (2012). The skewness issue in stochastic frontiers models: Fact or fiction? *Journal of Productivity Analysis*, 1, 201–227.

Badunenko O. (2004). The potential determinants of German firms' technical efficiency: An application using industry level data. *2nd German Stata Users' Group Meeting proceedings, abstracts, and notes*.

Battese G. E., Coelli T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies: With a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38, 387–399.

Battese G. E., Coelli T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20 (2), 325–332.

Casu B., Girardone C. (2009). Does competition lead to efficiency? The case of EU commercial banks. *Working paper*. <http://ssrn.com/abstract=1200362>.

Cornwell C., Schmidt P., Sickles R. C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46 (1/2), 185–200.

Greene W. H. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126, 269–303.

Heshmati A., Kumbhakar S. C., Hjalmarsson L. (1995). Efficiency of the Swedish pork industry: A farm level study using rotating panel data 1976–1988. *European Journal of Operational Research*, 80 (3), 519–533.

Kumbhakar S. C. (1990). Production frontiers, panel data, and time-varying technical efficiency, *Journal of Econometrics*, 46 (1/2), 201–212.

Kumbhakar S. C., Lovell K. C. A. (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, New York.

Kumbhakar S. C., Lien G. D., Hardaker J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41 (2), 321–337.

Mastromarco C., Ghosh S. (2009). Foreign capital, human capital, and efficiency: A stochastic frontier analysis for developing countries. *World Development*, 37 (2), 489–502.

Meeusen W., van den Broeck J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18, 435–444.

Miljkovic D., Shaik S. (2010). The impact of trade openness on technical efficiency in U.S. agriculture. *Agribusiness & Applied Economics Report 95749*, North Dakota State University, Department of Agribusiness and Applied Economics.

Miljkovic D., Miranda S. H., Shaik S. (2013). Trade openness and technical efficiency in Brazilian agriculture. *Applied Economics Letters*, 20 (2), 103–106.

References

Afanasiev M. Ju., Skokov V. A. (1984). Programma ocenki jeffektivnosti funkcionirovanija predpriyatij na osnove rascheta stohasticheskikh granic proizvodstva. M.: CEMI AS USSR.

- Afanasiev M. (2006). A model of the production potential with managed factors of inefficiency. *Applied Econometrics*, 4 (4), 74–89.
- Barsukova S. Ju. (2010). Otechestvennyj rynek prodovol'stvija: kak i v ch'ih interesah provoditsja importno-jeksportnaja politika (na primere mjasnogo rynka, rynka zerna i rynka sokov). *Mir Rossii: Sociologija, jetnologija*, 19 (2), 148–167.
- Ipatova I., Peresetsky A. (2013). Technical efficiency of Russian plastic and rubber production firms. *Applied Econometrics*, 32 (4), 71–92.
- Shchetynin E., Nazrullaeva E. (2012). Effects of fixed capital investments on technical efficiency in food industry. *Applied Econometrics*, 28 (4), 63–84.
- Yakovlev A. A. (1997). Razvitie konkurencii i problemy restrukturizacii predpriyatij. *HSE Economic Journal*, 1, 75–83.
- Almanidis P., Sickles R. C. (2012). The skewness issue in stochastic frontiers models: Fact or fiction? *Journal of Productivity Analysis*, 1, 201–227.
- Badunenko O. (2004). The potential determinants of German firms' technical efficiency: An application using industry level data. *2nd German Stata Users' Group Meeting proceedings, abstracts, and notes*.
- Battese G. E., Coelli T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies: With a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38, 387–399.
- Battese G. E., Coelli T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20 (2), 325–332.
- Casu B., Girardone C. (2009). Does competition lead to efficiency? The case of EU commercial banks. *Working paper*. <http://ssrn.com/abstract=1200362>.
- Cornwell C., Schmidt P., Sickles R. C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46 (1/2), 185–200.
- Greene W. H. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126, 269–303.
- Heshmati A., Kumbhakar S. C., Hjalmarsson L. (1995). Efficiency of the Swedish pork industry: A farm level study using rotating panel data 1976–1988. *European Journal of Operational Research*, 80 (3), 519–533.
- Kumbhakar S. C. (1990). Production frontiers, panel data, and time-varying technical efficiency. *Journal of Econometrics*, 46 (1/2), 201–212.
- Kumbhakar S. C., Lovell K. C. A. (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, New York.
- Kumbhakar S. C., Lien G. D., Hardaker J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41 (2), 321–337.
- Mastromarco C., Ghosh S. (2009). Foreign capital, human capital, and efficiency: A stochastic frontier analysis for developing countries. *World Development*, 37 (2), 489–502.
- Meeusen W., van den Broeck J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18, 435–444.
- Miljkovic D., Shaik S. (2010). The impact of trade openness on technical efficiency in U.S. agriculture. *Agribusiness & Applied Economics Report 95749*, North Dakota State University, Department of Agribusiness and Applied Economics.
- Miljkovic D., Miranda S. H., Shaik S. (2013). Trade openness and technical efficiency in Brazilian agriculture. *Applied Economics Letters*, 20 (2), 103–106.

Приложение А

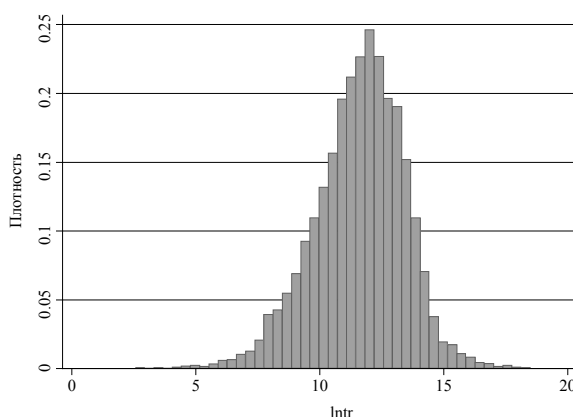


Рис. 3. Гистограмма логарифма выручки от реализации

Приложение Б

Подраздел DA. Производство пищевых продуктов, включая напитки, и табака

- 15.1. Производство мяса и мясопродуктов.
- 15.2. Переработка и консервирование рыбо- и морепродуктов.
- 15.3. Переработка и консервирование картофеля, фруктов и овощей.
- 15.4. Производство растительных и животных масел и жиров.
- 15.5. Производство молочных продуктов.
- 15.6. Производство продуктов мукомольно-крупяной промышленности, крахмалов и крахмалопродуктов.
- 15.7. Производство готовых кормов для животных.
- 15.8. Производство прочих пищевых продуктов.
- 15.9. Производство напитков.

Данные по импорту присутствуют для подотраслей с номерами 15.1, 15.4, 15.5 и 15.9.

Приложение В

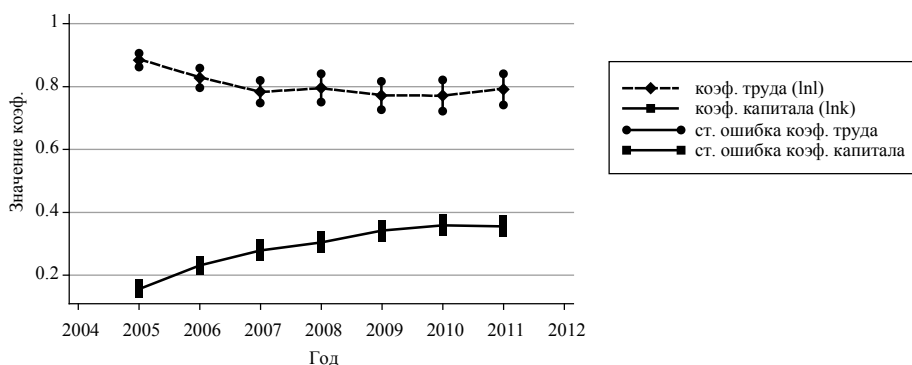


Рис. 4. Динамика изменения оценок коэффициентов капитала и труда (с 95%-ным доверительным интервалом) на кросс-секционных данных для модели Кобба–Дугласа

Приложение Г

Е. И. Щетинин

Таблица 5. Описательные статистики переменных оборота, капитала, труда и импорта (в млн руб.)

Переменная	Среднее	Стандартная ошибка	Минимум	Максимум
<i>Отрасль в целом, число наблюдений = 20 475</i>				
Оборот	538	2761	0.01	108 000
Капитал	135	1034	0.01	41 300
Труд	4.40	93.22	0.02	13 300
Импорт	45 800	116 000	0	687 000
<i>Подотрасль 15.1 (мясо и мясoproдукты), число наблюдений = 2555</i>				
Оборот	582	1464	0.09	22 300
Капитал	89	2329	0.01	3810
Труд	3.72	5.86	0.03	67
Импорт	197 000	39 000	129 000	271 000
<i>Подотрасль 15.4 (масла и жиры), число наблюдений = 609</i>				
Оборот	1053	2607	0.07	21 000
Капитал	219	627	0.02	6355
Труд	4.65	7.49	0.04	56
Импорт	4446	1736	1131	7065
<i>Подотрасль 15.5 (молочные продукты), число наблюдений = 3598</i>				
Оборот	396	864	0.01	16 300
Капитал	83	330	0.01	7488
Труд	3.49	6.41	0.04	135
Импорт	13 700	4234	7374	21 100
<i>Подотрасль 15.9 (напитки), число наблюдений = 735</i>				
Оборот	706	1719	0.23	20 800
Капитал	202	568	0.09	7053
Труд	5.31	10.74	0.08	136
Импорт	521 000	145 000	234 000	687 000

Окончание табл. 5

Таблица 6. Описательные статистики основных переменных для отрасли в целом по годам (в млн руб.). Число наблюдений = 2925

Год	Переменная	Среднее	Стандартная ошибка	Минимум	Максимум
2005	Оборот	4185	1842	0.13	58 300
	Капитал	659	402	0.01	17 800
	Труд	7.26	2456	0.03	13 300
	Импорт	35 600	96 700	0	487 000
2006	Оборот	470	2088	0.16	62 600
	Капитал	84.0	649	0.01	30 200
	Труд	3.16	6.49	0.03	163
	Импорт	42 000	101 000	0	451 000
2007	Оборот	4768	2519	0.24	93 300
	Капитал	88.7	667	0.01	29 000
	Труд	3.53	7.89	0.02	193
	Импорт	53 100	136 000	0	660 000
2008	Оборот	587	3040	0.07	106 000
	Капитал	124	980	0.01	33 800
	Труд	3.92	8.81	0.05	257
	Импорт	59 500	141 000	0	631 000
2009	Оборот	616	3201	0.04	108 000
	Капитал	177	1286	0.01	41 300
	Труд	4.23	9.13	0.06	278
	Импорт	33 300	73 000	0	234 000
2010	Оборот	552	2773	0.01	73 800
	Капитал	179	1193	19.3	35 400
	Труд	4.18	9.24	0.13	317
	Импорт	52 100	137 000	0	687 000
2011	Оборот	646	3474	0.01	98 400
	Капитал	223	1549	0.01	40 000
	Труд	4.51	10.8	0.06	412
	Импорт	45 300	108 000	0	494 000