Щетинин Евгений Игоревич. Стохастическая граница производственных возможностей и факторы технической эффективности предприятий российской обрабатывающей промышленности: диссертация ... кандидата Экономических наук: 08.00.13 / Щетинин Евгений Игоревич;[Место защиты: ФГАОУВО Национальный исследовательский университет Высшая школа экономики], 2017.- 127 с.

**Содержание к диссертации**

Введение

**Глава 1 Основные понятия 20**

1.1 Инструментарий стохастической границы производственных возможностей 20

1.2 Техническая эффективность и ее зависимость от дисперсии ошибки неэффективности 23

1.2.1 Предельный эффект технической эффективности по дис персии ошибки неэффективности 28

1.2.2 Теоремы о знаке предельного эффекта технической эф фективности по дисперсии ошибки неэффективности 30

1.3 Метод мэтчинга 38

1.3.1 Мэтчинг с использованием меры склонности 39

1.3.2 Мэтчинг и блокирование по мере склонности

1.4 Отрасли обрабатывающей промышленности 42

1.5 Выводы главы 44

**Глава 2 Связь статуса экспортера и технической эффективности 45**

2.1 Статус экспортера. Обзор литературы 45

2.2 Данные 49

2.3 Моделирование взаимосвязи статуса экспортера и технической эффективности 54

2.3.1 Метод SFA 54

2.3.2 Метод мэтчинга 62

2.3.3 Мэтчинг с использованием меры склонности 64

2.3.4 Мэтчинг и блокирование по мере склонности 66

2.4 Выводы главы 68

**Глава 3 Связь доли импорта и технической эффективности 70**

3.1 Доля импорта в продукции отрасли. Обзор литературві 70

3.2 Данные 73

3.3 Моделирование взаимосвязи доли импорта и технической эф фективности 79

3.4 Отдача от масштаба 84

3.5 Выводы главы 86

**Глава 4 Влияние инвестиций в основной капитал на техническую эффективность 87**

4.1 Инвестиции в основной капитал. Обзор литературы 87

4.2 Данные 92

4.3 Моделирование влияния инвестиций в основной капитал на тех ническую эффективность 97

4.3.1 Техническая эффективноств: изменение по годам 97

4.3.2 Техническая эффективноств: панельнвіе данные 100

4.3.3 Стабилвноств эффективнвгх предприятий 105

4.3.4 Кластеризация предприятий 109

Заключение 114

Список литературы

* [Теоремы о знаке предельного эффекта технической эф фективности по дисперсии ошибки неэффективности](http://www.dslib.net/mat-metody/stohasticheskaja-granica-proizvodstvennyh-vozmozhnostej-i-faktory-tehnicheskoj.html#7661741)
* [Моделирование взаимосвязи статуса экспортера и технической эффективности](http://www.dslib.net/mat-metody/stohasticheskaja-granica-proizvodstvennyh-vozmozhnostej-i-faktory-tehnicheskoj.html#7661742)
* [Моделирование взаимосвязи доли импорта и технической эф фективности](http://www.dslib.net/mat-metody/stohasticheskaja-granica-proizvodstvennyh-vozmozhnostej-i-faktory-tehnicheskoj.html#7661743)
* [Техническая эффективноств: изменение по годам](http://www.dslib.net/mat-metody/stohasticheskaja-granica-proizvodstvennyh-vozmozhnostej-i-faktory-tehnicheskoj.html#7661744)

## Теоремы о знаке предельного эффекта технической эф фективности по дисперсии ошибки неэффективности

Модель true random effects имеет вид: \nyit = а0 + f3TInxu + w% + vtt - uit, (1.4) в ней добавлен случайный индивидуальный эффект предприятия i, Wi 7V(0, 7 ), распределенный независимо от vu и иц.

На первом шаге в исходной работе (Heshmati et al., 1995) оценивается модель со случайным или фиксированным индивидуальным эффектом (1.2). На втором шаге для остатков модели оценивается модель стохастической производственной границы с использованием инструментария для кросс-секционных данных (1.1). Позднее в работе (Greene, 2005) было предложено оценивать модели true random/fixed effects с помощью метода максимального правдоподобия за один шаг.

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 неэффектив ности (постоянной и меняющейся во времени): \пуц = aot + f{lnxljit, ...,lnxk,it] Р) + {}М - Vi) + Ы -Uit), (1-5) где ЦІ — случайный эффект предприятия, включающий ненаблюдаемые независимые от времени факторы производства; Уц — случайная ошибка (стохастическая составляющая модели); случайная величина Ї]І 0 отвечает за постоянную во времени техническую неэффективность; случайная величина иа 0 является неэффективностью, зависящей от времени; и Ї]І + иц — суммарная техническая неэффективность г-го предприятия в период наблюдения t.

Модель (1.5) оценивается в три шага. На первом шаге, как и для моделей true fixed/random effects, используется стандартная модель со случайным эффектом (1.2) для получения оценок параметров и остатков модели. На втором шаге оценивается ошибка неэффективности иц: при известной оценке которой остаточная техническая эффективность может быть записана как RTEn = ехр(-йц). На последнем, третьем шаге оценивается , и по ее оценке вводится постоянная техническая эффективность PTEi = exp(-fji). Общая техническая эффективность получается как произведение постоянной и остаточной технической эффективности: ОТЕц = PTEi RTEn = exp(—fji — йц).

В данном разделе демонстрируется понятие технической эффективности на примере спецификации (1.1): \пуг = Д) + /(1пжн,...,1пад/3) +Vi-Ui = /30 + 2(Зк\пхкг + v% - щ, к когда Vi N(0,a%), щ exponential, ЄІ = Vi — щ (случай, когда щ имеет полунормальное распределение, будет рассмотрен ниже).

Ниже, в теоремах 1, 2 будет получено выражение для предельного эффекта технической эффективности по дисперсии ошибки неэффективности при разных предположениях о распределении ошибки неэффективности. Также будет доказано, что техническая эффективность убывает при возрастании дисперсии ошибки неэффективности.

При наличии гетероскедастичности ошибки неэффективности, важно понимать, какой предельный эффект на техническую эффективность обеспечивают факторы гетероскедастичности. В работе (Ray et al., 2015) рассчитано значение предельного эффекта ошибки неэффективности по факторам гетероскедастичности и показано, что знак коэффициента при факторе гетероскедастичности совпадает со знаком предельного эффекта ошибки неэффективности. В то же время, формула предельного эффекта именно технической эффективности по дисперсии ошибки неэффективности и факторам гетероскедастичности, насколько известно, в литературе ранее не выводились. Отрицательное значение для предельного эффекта технической эффективности по дисперсии ошибки неэффективности кажется вполне естественным. Полученный результат позволяет определить знак зависимости технической эффективности от дисперсии ошибки неэффективности и, следовательно, от факторов гетероскедастичности, оказывающих влияние на ошибку неэффективности. Однако, в литературе не было доказательства данного утверждения. В данном разделе восполнен пробел в литературе и приведено доказательство теорем об убывании технической эффективности при возрастании дисперсии ошибки неэффективности.

## Моделирование взаимосвязи статуса экспортера и технической эффективности

Для анализа экспортной деятельности исследуемый период включал 2004-2013 гг. по данным обрабатывающего сектора (разделы 15, 17-36 ОКВЭД, 16 раздел был исключен из-за нехватки данных, см. таблицу 1). В качестве дефлятора денежных показателей был рассчитан индекс-дефлятор в соответствии с методологическими указаниями Госкомстат России (за 2002 год) на основе индекса физического объема отгруженной продукции и объема отгруженных товаров собственного производства, выполненных работ и услуг по основным видам обрабатывающих производств за текущий и предшествующий периоды.

Для анализа были выбраны следующие показатели: выручка от реализа 3Эти замечания также относятся к эмпирическому исследованию, основанному на результатах опросов 1997-1998 гг. (Bleaney et al., 2000). ции (оборот, переменная trn); основные средства (капитал); активы (assets); остальные активы (активы за вычетом основных средств, other assets)] количество работников (труд). Кроме того, фиксировалось участие в экспортной деятельности (статус экспортера, переменная export\_activity).

Были собраны данные за период 2004-2013 гг. с условием, что для каждого предприятия из выборки должны присутствовать значения показателя «основные средства» за последние 4 года4. Далее из выборки были исключены предприятия, в которых количество сотрудников менее 10, основные средства, все активы или остальные активы составляют менее 1 тыс. руб. или выручка от реализации составляет менее 100 тыс. руб. Кроме этого для устранения выбросов из выборки были исключены 3% предприятий в каждой отрасли с наибольшим значением по каждому из пяти перечисленных выше показателей. Данный подход в том числе призван исключить из выборки предприятия-банкроты, а также предприятия-«однодневки»5. Некоторые авторы (см., например Greenaway, Kneller, 2004) отмечают влияние региональных факторов на вероятность выхода предприятия на зарубежные рынки. Однако в данной главе не учитывалось возможное влияние региональных эффектов на связь технической эффективности и экспортного статуса предприятия6.

Следует отметить, что существенным ограничением базы данных Ruslana, которое влияет дальнейший эмпирический анализ, является отсутствие полных данных о годах выхода, пребывания и ухода предприятий с экспортного рынка. Базовая переменная export\_activity Стоит отметить, что для предприятий, у которых в базе Ruslana отсутствует показатель «основные средства», отсутствуют и другие показатели: оборот, активы, количество работников. 5 аналогичные процедуры устранения выбросов используются во многих эконометрических работах, например отбрасывается 1% наблюдений с малыми и большими значениями параметров (Бессонова и др., 2003).

Использовать фиктивные переменные по регионам невозможно, так как 37 из 83 регионов имеют недостаточное количество наблюдений. Результаты использования фиктивных переменных по округам трудно интерпретируются. Вероятно, это связано с неоднородностью регионов внутри ФО и с возможным несоответствием юридического адреса, указанного в базе Ruslana, и фактического адреса производства. равна 1, если предприятие хотя бы в один год присутствовало на экспортном рынке, и 0 — в противном случае. Всего в базе данных 7152 предприятия обрабатывающего сектора отмечены как экспортеры по меньшей мере в одном году на протяжении 2004-2013 гг. По датам присутствия на экспортном рынке по каждому году доступна информация по 1181 из 7152 предприятий-экспортеров, однако даже эти данные содержат ошибки и неполны. Для многих предприятий этот статус экспортера несколько раз изменялся в течение периода наблюдения. При дальнейшем эмпирическом анализе оказалось, что использование статуса экспортера по годам менее информативно, чем использование просто статуса экспортера (в смысле качества регрессий и т. п.). Предположительно это может означать неаккуратность в заполнении данного показателя в базе данных Ruslana. Альтернативное объяснение может быть таким: предприятие, которое было экспортером хотя бы в одном году, существенно отличается от других предприятий. Но что важнее всего, причина, по которой не заполнена информация по всем 7152 предприятиям, неизвестна. Поэтому, изучая только 1181 предприятие, по которым доступна информация, можно было бы получить смещенные результаты. Исходя из данных соображений, далее в работе используется в качестве индикатора экспортного статуса переменная export \_activity. Итого в выборке присутствует 7152 предприятия-экспортера (export \_activity = 1). Использование инвариантной по времени переменной означает невозможность проверки гипотез о причинной зависимости, поэтому цель исследования во второй главе — обнаружить связь между участием в экспортной деятельности и технической эффективностью предприятия.

Полученная в результате описанной выше процедуры отбора данных выборка насчитывает 157185 наблюдений формата предприятие-год за период 2004-2013 гг. Она и используется в дальнейшем анализе. Итоговая панель несбалансированная, и количество предприятий варьируется в каждом периоде. В таблице 3 приведено распределение наблюдений по отраслям.

Чтобы показатели предприятий за разные годы были сравнимы, принята следующая процедура их дефлирования7. Из официальной статистики Рос-стата для расчета индекса-дефлятора объема отгруженной продукции были взяты два показателя: объем отгруженных товаров собственного производства, работ и услуг, выполненных собственными силами, и индекс производства по видам деятельности (таблица 3). Цепной индекс-дефлятор цен,)е// , рассчитывался отдельно для каждой отрасли в соответствии со стандартной формулой8: Defh = (Ot/Ot-i) (100/ІРЦ), где: IPVt — индекс физического объема отгруженной продукции; Of, Ot-\ — объем отгруженных товаров собственного производства, работ и услуг, выполненных собственными силами по основным видам обрабатывающих производств соответственно за текущий и предшествующий периоды. Далее цепные индексы-дефляторы цен были приведены к кумулятивным, где в качестве базового был принят 2004 г. (значение Deflt равно 1).

## Моделирование взаимосвязи доли импорта и технической эф фективности

В существующих на сегодняшний день теоретических и эмпирических работах нет однозначного ответа, 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 импорта мясной продукции в России 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 резко подорожало импортное мясо 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 предприятий-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 эффектив ность, как это описано, например, в (Яковлев, 1997).

Среди эмпирических статей, которые используют инструментарий стохастической производственной границы для тестирования гипотезы о влиянии импорта, можно выделить работы (Miljkovic, Shaik, 2010; Miljkovic, Shaik, 2013; Mastromarco, Ghosh, 2009).

В статье (Miljkovic, Shaik, 2010) рассматривают влияние импорта и экспорта в сельском хозяйстве США на техническую эффективность в период с 1948 по 2006 год. В исследовании используется одношаговая модель (1.1) в двух спецификациях. В первой спецификации в уравнение технической эффективности входит переменная внешнеторгового оборота (отношение суммы экспорта и импорта товаров и услуг к ВДС сельского хозяйства). Во второй спецификации импорт и экспорт входят в уравнение ошибки технической эффективности щ в качестве отдельных факторов: yt = a1+/3 [xt+vt-ut, (3.1) щ = а2 + p2,iExportst + p2,2lTnportst + et, (3.2) где Xt — вектор факторов. Переменные Export St, Import St — экспорт и импорт соответственно. В качестве импорта авторы рассматривают долю импорта ввезенной продукции к ВДС.

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 промышленность США — при его увеличении, техническая эффективность предприятий, находящихся на территории государства, снижается.

В статье (Miljkovic, Shaik, 2013) авторы оценивают модель (3.1)—(3.2) 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 технологий на совокупную факторную производительность развивающихся стран. Mastromarco, Ghosh (2009) используют модель (Battese, СоеШ, 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 технологий (все переменные в процентах от ВВП) включаются в качестве объясняемых переменных в уравнение технической эффективности. В уравнение технической эффективности также включается человеческий капитал. В результате оценок моделей, было установлено, что ПИИ, импортируемые средства производства и импортируемые технологиями являются важными каналами улучшения эффективности. Также было установлено, что положительные эффекты от ПИИ, импортируемых технологий и средств на производство существенно зависят от аккумулированного человеческого капитала.

В то время как уже значительное количество работ посвящено анализу эффективности российских предприятий методом стохастической границы производственных возможностей (см., напр. Афанасьев, Скоков, 1984; Афанасьев, 2006; Ипатова, Пересецкий 2013), однако, насколько известно автору диссертационной работы, вопрос о взаимосвязи доли импорта и технической эффективности российских предприятий до сих пор не рассматривался.

## Техническая эффективноств: изменение по годам

В связи с высокой степенью неоднородности предприятий было решено кластеризовать выборку. Закономерный вопрос, который возникает при анализе эффективности предприятий: отличается ли, и в какую сторону, эффективность крупных предприятий от прочих? В исходной базе данных "Ruslana" присутствует такой признак, как размер предприятия, который определяется тремя показателями: операционной прибылью, общими активами и численностью работников. Однако основной проблемой при работе с панельными данными является нестабильность (во времени) распределения предприятий по кластерам. Именно поэтому решено было не пользоваться готовым разбиением, которое, по всей видимости, было составлено в начале 2000-х гг. и далее не обновлялось.

Подход, который был использован при кластеризации, предполагает кластер-анализ траекторий. В качестве основного признака, характеризующего размер предприятия, была выбрана численность работников. По этому признаку были составлены показатели численности за каждый год с 2003 по 2010 гг. (итого 10 признаков), что позволило обеспечить стабильность кластеров при классификации 709 предприятий. Согласно описательным статистикам за весь период с 2003 по 2010 гг., в выборке присутствуют предприятия с численностью работников от минимального значения 1 до максимального значения 2046 человек, при стандартном отклонении порядка 240. В итоге был использован метод /с-средних при фиксированном выделении трех основных кластеров: по аналогии с исходным разбиением в "Ruslana" предполагалось наличие малых, средних и крупных предприятий. К первому кластеру относятся малые предприятия с численностью работников в среднем за рассматриваемый период менее 100 человек (326 предприятий). Ко второму кластеру со средними предприятиями были отнесены предприятия с численностью работников от 100 до 400 человек (318 предприятий). Все остальные (третий кластер) — крупные предприятия (65).

На рисунке 18 приведены графики непараметрических функций плотности распределения для оценок технической эффективности, рассчитанный для трех кластеров (слева модель true random effects, справа модель с двумя типам неэффективности (1.5)). По каждой из групп предприятий были оценены модифицированная модель (Heshmati et al., 1995) со случайными индивидуальными эффектами и модель с выделением двух типов неэффективности (1.5) (Kumbhakar et al., 2014).

Оценки технической эффективности из модифицированной модели true random effects со случайными эффектами (Heshmati et al., 1995), в среднем, практически не отличаются для малых и средних предприятий (кластеры 1 и 2). Для крупных предприятий (кластер 3) среднее значение технической эффективности выше (рисунок 18), причем само распределение оценок технической эффективности в данном кластере отличается от других кластеров, однако таких предприятий всего 65 из 709. В модели с двумя типами неэффективности (Kumbhakar et al., 2014) распределения оценок технической эффективности по кластерам существенно различаются. Следует заметитв, что в данной модели средние значения технической эффективности ниже, чем в модели true random effects.

На рисунке 19 представлена динамика изменения среднего значения оценок технической эффективности для всех предприятий и отделвно для ма-лвіх, средних и крупнвіх предприятий (усредненнвіе оценки из модели true random effects). Из рисунка видно, что техническая эффективноств предприятий постепенно снижаласв начиная с 2006 года. Крупнвіе предприятия (кластер 3) менвше всего пострадали во время кризиса 2008 года, снижение их эффективности в 2010 г. (по сравнению с 2008 г.) составило около 2%, в то время как как у малвіх и средних предприятий техническая эффективноств снизиласв почти на 7%.