

И. Б. Ипатова, А. А. Пересецкий

Техническая эффективность предприятий отрасли производства резиновых и пластмассовых изделий¹

В работе исследуется техническая эффективность российских предприятий по производству резиновых и пластмассовых изделий за 2006–2010 гг. методом стохастической границы. Показано, что увеличение размеров фирмы приводит к росту ее эффективности, а также то, что в отрасли действует положительная отдача от масштаба. Этот результат робастен по отношению к выбору функционального вида производственной функции и метода оценивания. Модель авторегрессии оценок эффективности используется в качестве меры их консервативности.

Ключевые слова: техническая эффективность; SFA; российские предприятия; отдача от масштаба.

JEL classification: D22; D24; L25; L65.

1. Введение

В настоящей работе исследуется эффективность отдачи от масштаба среди предприятий по производству резиновых и пластмассовых изделий. Для оценки эффективности используется метод стохастической границы (SFA), который широко применяется в подобного рода исследованиях.

Основным вопросом работы является изучение отдачи от масштаба в данной отрасли российской промышленности. Этот вопрос является важным, т. к., например, положительная отдача от масштаба означает, что эффективность отрасли может быть повышена при укрупнении предприятий. Другой аспект работы связан с изучением вопроса о том, снизилась ли средняя эффективность предприятий отрасли во время экономического кризиса 2008–2009 гг. С одной стороны, кризис создает проблемы с финансированием, предприятиями-партнерами, с другой — вынуждает оптимизировать производство. Показано, что после кризиса средняя эффективность снижается, и возрастает неоднородность предприятий по оценкам эффективности.

В работе также исследуется вопрос об инерционности оценок эффективности отдельных предприятий, для чего используется авторегрессионная модель оценок эффективности. Полученные оценки эффективности оказались достаточно консервативными, оценки коэффициента авторегрессии лежат в диапазоне 0.7–0.8.

Для проверки робастности результатов применяются различные функциональные формы производственной функции и различные спецификации моделей. В работе показано наличие возрастающей отдачи от масштаба в рассматриваемых отраслях, причем этот вывод робастен относительно различных спецификаций моделей.

¹ Авторы благодарны Е. Назруллаевой и Э. Ершову за ценные идеи и обсуждения.

В литературе есть много работ, исследующих отдачу от масштаба фирм в различных отраслях промышленности, финансах. Авторы этих работ иногда получают различные результаты. Так, положительная отдача от масштаба обнаружена в работе (Feng, Serletis, 2010), авторы которой оценивают изменение эффективности, экономию от масштаба и рост общей факторной производительности для больших банков (активы которых превышают 1 млрд долл.) в США за период с 2000 по 2005 гг. Они используют функцию расстояния по выпуску, которая является альтернативой оценке технической эффективности и эффективности издержек, и в последнее время становится все популярней, поскольку не требует информации о ценах и может быть использована в ситуациях, когда эта информация отсутствует или искажена. Одним из результатов работы было выявление возрастающей отдачи от масштаба, ее положительного влияния на рост производительности, а также наличия нисходящего тренда роста общей факторной производительности среди крупных банков в США в 2000–2005 гг. Paul, Nehring (2005) исследовали техническую эффективность сельскохозяйственных ферм США в 1996–2000 гг. с помощью двух альтернативных функций расстояния. Результаты для двух функций различаются, но в целом наблюдалась возрастающая отдача от масштаба, которой отводилась значительная роль в росте сельскохозяйственного сектора.

Griffiths, O'Donnell (2005) применили байесовский метод для оценки параметров и технической эффективности сельскохозяйственных ферм США, используя функцию Кобба–Дугласа. При этом данные брались на уровне штатов, объединенных в 10 регионов, за 1971–1996 гг. В качестве зависимой переменной выступал общий выпуск, а в качестве объясняющих переменных — стоимость сырья и материалов, капитал, труд и земля. Исследуемая отдача от масштаба также оказалась возрастающей.

Farsi, Fetz, Filippini (2007) тестировали функцию издержек множественного выпуска на панельных данных для швейцарских транспортных фирм и обнаружили возрастающую отдачу от масштаба. Это имело большое значение для проводимых в те годы реформ в некоторых европейских странах. Farsi, Filippini, Kuenzle (2007) исследовали эффективность издержек в секторе распределения газа в Швейцарии. Объектом исследования стали 26 компаний за 1996–2000 гг. В этот период была выявлена возрастающая отдача от масштаба: при увеличении выпуска на 1% издержки увеличивались меньше, чем на 1%.

Техническая эффективность лесопильных заводов Британской Колумбии оценивалась в (Niquidet, Nelson, 2010). Была выявлена возрастающая отдача от масштаба, которая в некоторых регионах может привести к образованию естественных монополий.

В работе (Tovar et al., 2011) было проведено исследование влияния размера фирмы на сектор распределения электричества Бразилии с 1998 по 2005 гг., интерес к которому стал следствием проведенной ранее реформы. Фирмы действуют в условиях возрастающей отдачи от масштаба, другими словами, они могут увеличить свою производительность с помощью объединения.

Li, Li (2012) в своей работе анализируют техническую эффективность в китайском промышленном секторе за 1999–2007 гг. Авторы используют транслогарифмическую функцию, а в качестве факторов — труд, капитал и человеческий капитал. Анализ проводился как в целом по всей промышленности, так и отдельно по четырем крупным отраслям. В каждом из случаев была выявлена значительная возрастающая отдача от масштаба, которая стала важнейшим фактором роста китайской экономики в эти годы.

В работе Kumbhakar, Tsionas (2006) представлены два альтернативных варианта измерения технической эффективности: с помощью выпуска-ориентированной (output-oriented)

функции расстояния и с помощью затратно-ориентированной (input-oriented) функции расстояния. Авторы приходят к выводу, что некоторые получаемые результаты могут отличаться для двух подходов, в том числе и значение отдачи от масштаба. Исследование проводилось на данных по молочным фермам Испании за 1993–1998 гг. Оценка двух моделей и по годам, и на панельных данных привела к несколько отличающимся, но похожим результатам: была выявлена возрастающая отдача от масштаба.

В других работах было показано наличие постоянной или отрицательной отдачи от масштаба. Так, Mari, Lohano (2007) оценивали производственную функцию и техническую эффективность для ферм по производству лука, томатов и перца в Пакистане. Они пришли к выводу, что в секторе производства этих овощей действует постоянная отдача от масштаба.

В работе (Madheswaran et al., 2007) анализ стохастической границы применяется к промышленному сектору Индии с 1979–1980 по 1997–1998 гг., в том числе рассматривается вопрос роста общей факторной производительности. В качестве основной спецификации производственной функции авторы выбирают транслогарифмическую функцию с квадратичным временным трендом. По результатам оценивания делается вывод, что условия постоянной отдачи от масштаба не выполняются.

Chen, Lin (2009) исследовали техническую эффективность в 15 странах за 1993–2003 гг. В качестве зависимой переменной выступал ВВП, как наблюдаемый выпуск. Авторы использовали трехфакторную производственную функцию с постоянной эластичностью замены. Кроме труда и основного капитала, использовалась стоимость информационных технологий. В указанные годы наблюдалась отрицательная отдача от масштаба, близкая к постоянной для группы развитых стран.

В ряде работ устанавливается наличие инвертированной (обратной) U-образной зависимости, означающей существование оптимального размера фирмы.

Так, в (Eling, Luhn, 2010) SFA использовался для сравнения страхового сектора по 36 странам за 2002–2006 гг. Были построены модели как для технической эффективности, так и для эффективности по издержкам. По результатам, как и следовало ожидать, оказалось, что развитые страны работают в условиях большей эффективности на рынке страхования, нежели развивающиеся. Авторы обнаружили возрастающую отдачу от масштаба для небольших фирм и убывающую — для крупных, тем самым слияние небольших компаний приведет к повышению эффективности, и в отрасли существует оптимальный размер фирмы.

В работе (Margono et al., 2010) исследуется отдача от масштаба индонезийских банков в 1993–2000 гг. с помощью оценки эффективности издержек. Авторы приходят к выводу, что эффективность росла до Азиатского кризиса, затем значительно снизилась. Банки среднего размера оказались более эффективными, чем мелкие и крупные, частные банки работали более эффективно, чем государственные. В статье также проводится анализ роста общей факторной производительности.

Некоторое возрастание технической эффективности после кризиса 1998 г. показано в статье (Din, Ghani, Mahmood, 2007), в которой авторы исследуют крупномасштабный промышленный сектор Пакистана. Производственные границы оцениваются для двух периодов: 1995–1996 и 2000–2001 гг. для 101 отрасли. Наряду с методом SFA использовался непараметрический метод — оболочечный анализ (DEA). Авторы пришли к выводу, что ранжирование отраслей по среднему значению эффективности не зависит от метода и от предположений об отдаче от масштаба. Для резиновой промышленности среднее значение технической эффективности увеличилось с 0.57 в 1995–1996 гг. до 0.73 в 2000–2001 гг.

Несколько работ используют российские данные. В (Kumbhakar, Peresetsky, 2013) показано, что укрупнение банков приведет к повышению эффективности банковской системы как России, так и Казахстана. В работе также сделан вывод о необходимости использования различных спецификаций SFA моделей для получения робастных результатов, на основании которых можно делать рекомендации по экономической политике.

В работе Щетинина, Назруллаевой (2012) анализируется связь инвестиций в основной капитал и технической эффективностью российских предприятий пищевой промышленности в 2003–2010 гг., а также влияние размера фирмы на техническую эффективность. Результаты показали, что техническая эффективность выше у крупных фирм, имеющих большую возможность инвестирования в основной капитал. Они же меньше пострадали (по падению технической эффективности) в период мирового финансового кризиса.

2. Данные

Данные по российским предприятиям по производству резиновых и пластмассовых изделий были взяты из информационной базы RUSLANA². Стратегия поиска при этом была задана следующим образом:

- 1) страновая принадлежность — РФ;
- 2) основные коды по ОКВЭД — 25.1 (производство резиновых изделий) и 25.2 (производство пластмассовых изделий);
- 3) статус — действующие;
- 4) годы — 2006–2010;
- 5) минимальное значение выручки от реализации (оборота), итогов активов, основных средств, оборотных средств за рассматриваемые годы — 1 тыс. руб., численности работников — 1 чел.

В результате в выборке оказалось 1149 предприятий.

Зависимой переменной в работе является логарифм выручки от реализации TR в сопоставимых ценах 2006 г., в тыс. руб. В качестве дефлятора был выбран индекс цен производителей. Гистограмма значений зависимой переменной представлена на рис. 1.

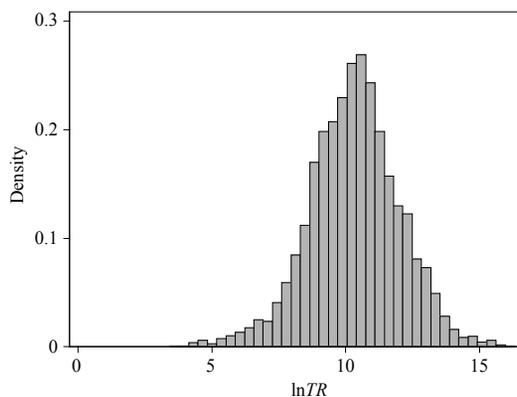


Рис. 1. Гистограмма логарифма выручки от реализации (оборота), $\ln TR$

² http://www.library.fa.ru/res_bureauRuslana.asp.

Выборочная плотность распределения логарифма выручки (рис. 1) скошена влево, что может свидетельствовать о наличии неэффективных предприятий.

Кроме выручки в данных, имеются следующие показатели предприятий за 2006–2010 гг.:

- активы (тыс. руб.),
- труд (численность сотрудников),
- капитал (тыс. руб., основные средства),
- остальные активы, отражающие денежную оценку оборотных средств и нематериальных активов (тыс. руб.); рассчитываются как разность между активами и основными средствами.

В таблице 1 приведены описательные статистики используемых переменных. В таблицах 2 и 3 приведены коэффициенты парной корреляции показателей фирм за все годы (табл. 2) и корреляции выручки с экзогенными показателями по годам (табл. 3).

Таблица 1. Описательные статистики переменных за 2006–2010 гг.

Переменная	Среднее	Стандартное отклонение
Выручка	158729.3	537948.9
Активы	108701.3	403856.2
Труд	130.3	563.2
Капитал	47620.7	223692.3
Остальные активы	61080.7	223822.0

Таблица 2. Корреляционная матрица показателей фирм за 2006–2010 гг.

	Выручка	Активы	Труд	Капитал	Остальные активы
Выручка	1				
Активы	0.803	1			
Труд	0.734	0.711	1		
Капитал	0.730	0.902	0.692	1	
Остальные активы	0.719	0.903	0.591	0.629	1

Таблица 3. Корреляции показателей с выручкой от реализации по годам

	2006	2007	2008	2009	2010
Активы	0.880	0.874	0.733	0.862	0.828
Труд	0.835	0.783	0.650	0.762	0.780
Капитал	0.799	0.767	0.657	0.814	0.761
Остальные активы	0.894	0.876	0.740	0.746	0.653

Как видно из таблиц 2 и 3, выручка положительно коррелирует со всеми экзогенными переменными. Все значения коэффициентов корреляции превосходят 0.65. В 2008 г. все корреляции несколько ниже, чем в предыдущие годы, что, возможно, связано с финансовым кризисом 2008–2009 гг.

3. Модели

Эконометрический подход оценки стохастической границы производственных возможностей (stochastic frontier analysis, SFA) был предложен практически одновременно в двух работах: (Meeusen, Van den Broeck, 1977; Aigner et al., 1977).

Модель для эффективности по выпуску записывается следующим образом:

$$y_i = f(x_i, \beta) e^{v_i - u_i}, \quad (1)$$

где i — номер предприятия, y_i — его выпуск, x_i — регрессоры, факторы производства, β — вектор значений оцениваемых параметров. В логарифмах уравнение (1) принимает вид:

$$\ln y_i = \ln f(x_i, \beta) + v_i - u_i. \quad (2)$$

Предполагается, что случайные ошибки v_i и u_i независимы и не коррелируют с экзогенными переменными — факторами производства. Обычно считается, что ошибка v имеет нормальное распределение $N(0, \sigma_v^2)$, а ошибка u принимает только неотрицательные значения, наиболее часто предполагается, что она имеет одно из трех распределений:

- 1) полунормальное распределение $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$;
- 2) усеченное нормальное распределение $u \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$;
- 3) экспоненциальное распределение $u \sim Exponential(\alpha)$.

Оценивая модель (2) с помощью метода максимального правдоподобия, получаем оценку $\hat{\varepsilon}_i$ величины $\varepsilon_i = v_i - u_i$. Техническая эффективность рассчитывается по формуле:

$$TE_i = E(e^{-u_i} | \varepsilon_i)_{\varepsilon_i = \hat{\varepsilon}_i}. \quad (3)$$

Условие гомоскедастичности ошибок v_i и u_i можно ослабить, предполагая $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_{u,i}^2)$ и/или $v_i \sim N(0, \sigma_{v,i}^2)$, где логарифмы дисперсий моделируются как функции от некоторых характеристик предприятия или окружающей среды.

В случае панельных данных модель SFA со случайными эффектами записывается следующим образом:

$$y_{it} = \alpha + f(x_{it}, \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T.$$

Greene (2005) предлагает две модели: «true» fixed-effects frontier model и «true» random-effects frontier model для отделения неоднородности фирмы от ее технической эффективности. Для наглядной иллюстрации результатов сравнения моделей были проведены расчеты по банковскому сектору США. Развитие «true» fixed-effects frontier model и процедуры ее оценивания представлено в работе (Belotti, Iardi, 2012). Подробный обзор существующих на сегодняшний день моделей SFA имеется в (Kumbhakar et al., 2013).

4. Эмпирические результаты оценки стохастической границы

4.1. SFA модели

Простейшей спецификацией производственной функции (1) является функция Кобба–Дугласа, которая часто используется в подобных исследованиях (например (Heshmati et al.,

1995; Martikainen et al., 2009; Zhang et al., 2012)). Взяв в качестве выпуска общую выручку TR , а в качестве факторов — численность работников L , стоимость основного капитала K и стоимость остальных активов Ost , получим следующее уравнение регрессии

$$\ln TR_i = \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln Ost_i + v_i - u_i, \quad (4)$$

где ошибки гомоскедастичны: $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$, $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$.

Результаты оценивания уравнения (4) по каждому году в отдельности представлены в табл. 4. Значимость оценки дисперсии σ_u^2 показывает наличие неэффективности (т. е. $u_i > 0$) среди предприятий. Капитал значим начиная с 2007 г. По сумме коэффициентов перед объясняющими переменными можно сказать, что эта модель указывает на наличие возрастающей отдачи от масштаба. Дисперсия ошибки u оказалась больше, чем дисперсия ошибки v , т. е. отклонения выручки от оптимального значения за счет неэффективности были по размаху больше, чем случайные отклонения. Дисперсия неэффективности σ_u^2 возрастала с 2006 по 2010 гг., следовательно, эффективность в отрасли снижалась. Причем в 2009 г. произошел скачок величины σ_u^2 , а следовательно, и средней неэффективности предприятий: значение σ_u^2 в 2009 г. не входит в доверительный интервал соответствующей оценки в 2008 г., при этом первые три доверительных интервала пересекаются (см. стандартные ошибки в скобках).

Таблица 4. Оценки модели SFA с функцией Кобба–Дугласа, случай гомоскедастичности

	2006	2007	2008	2009	2010
$\ln(\text{Труд})$	0.622*** (0.024)	0.535*** (0.025)	0.501*** (0.027)	0.445*** (0.035)	0.536*** (0.037)
$\ln(\text{Капитал})$	-0.001 (0.011)	0.020* (0.011)	0.033*** (0.011)	0.048*** (0.012)	0.063*** (0.012)
$\ln(\text{Остальные активы})$	0.451*** (0.018)	0.505*** (0.016)	0.547*** (0.017)	0.588*** (0.019)	0.569*** (0.019)
$const$	4.471*** (0.093)	4.142*** (0.091)	3.812*** (0.101)	3.387*** (0.119)	3.156*** (0.130)
$\ln \sigma_v^2$	-1.592*** (0.089)	-1.702*** (0.097)	-1.599*** (0.097)	-1.595*** (0.099)	-1.868*** (0.110)
$\ln \sigma_u^2$	-0.941*** (0.137)	-0.857*** (0.130)	-0.764*** (0.130)	-0.071 (0.084)	0.381*** (0.064)
Log-likelihood	-1011.86	-994.66	-1051.25	-1250.20	-1357.57

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

Для более наглядного сравнения оценок технической эффективности по годам построим на одном графике плотность распределения этих оценок отдельно по каждому году (рис. 2). По рисунку 2 видно, что дисперсия технической эффективности растет в 2006–2010 гг., а ее среднее значение по отрасли уменьшается. Причем резкий скачок произошел после 2008 г. — кризисного для экономики.

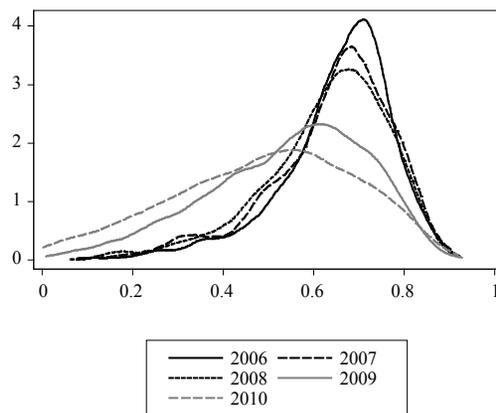


Рис. 2. Оценки плотности распределения технической эффективности по годам для функции Кобба–Дугласа, случай гомоскедастичности ошибок

Рассмотрим более гибкую модель, в которой ошибки гетероскедастичны, их дисперсии (а значит и оценки эффективности) зависят от *Assets* — величины всех активов, показателя размера фирмы:

$$\begin{aligned} \ln TR_i &= \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln Ost_i + v_i - u_i & (5) \\ v_i &\sim N(0, \sigma_{vi}^2), \quad \sigma_{vi}^2 = \exp(\gamma_0 + \gamma_1 \ln(Assets_i)), \\ u_i &\sim N^+(0, \sigma_{ui}^2), \quad \sigma_{ui}^2 = \exp(\delta_0 + \delta_1 \ln(Assets_i)), \\ \varepsilon_i &= v_i - u_i. \end{aligned}$$

В таблице 5 приведены результаты оценивания уравнения (5). Активы оказались значимы в измерении дисперсии компоненты неэффективности. Отрицательный знак коэффициента при величине активов означает, что при возрастании активов уменьшается дисперсия оценки компоненты неэффективности u . Однако, как показано в работе (Kumbhakar, Sun, 2013), маржинальный эффект $\frac{\partial E(u | \varepsilon)}{\partial \ln(Assets)}$ в случае гетероскедастичных ошибок u и v зависит от коэффициентов при $\ln(Assets)$ как в уравнении для дисперсии u , так и в уравнении для дисперсии v . В (Kumbhakar, Sun, 2013) приводится формула для случая усеченного нормального распределения, частным случаем которого является полунормальное.

Для производственной функции Кобба–Дугласа значения маржинальных эффектов для всех лет получились отрицательными для подавляющего числа наблюдений (более 80% для каждого года). Среднее значение (по модулю) резко снижается с переходом от 2008 к 2009 г. Другими словами, логарифм активов положительно связан с технической эффективностью. Это является следствием того, что крупные предприятия имеют больше возможностей высокоэффективной организации процесса производства: найм высококвалифицированных менеджеров, долгосрочные контракты с поставщиками, отлаженная система сбыта продукции, более эффективная работа логистики в целом, возможность проведения НИОКР, инвестирование в основной капитал и т. д. Положительные маржинальные эффекты получились для некоторых высокоэффективных предприятий, что, судя по всему, связано с достижением этими фирмами своего оптимального размера, при котором дальнейшее увеличение активов ведет к снижению технической эффективности.

Для примера в Приложении 1 на рис. П1 приведена зависимость маржинального эффекта от технической эффективности для 2008 г. Графики для 2006–2007 гг. похожи на 2008 г. Графики для 2009–2010 гг. имеют другой масштаб, поскольку маржинальные эффекты по модулю меньше для этих двух лет и отрицательны для всех фирм.

Таблица 5. Оценки модели SFA для функции Кобба–Дугласа, случай гетероскедастичности

	2006	2007	2008	2009	2010
$\ln(\text{Труд})$	0.820*** (0.0244)	0.678*** (0.0276)	0.626*** (0.0317)	0.406*** (0.0393)	0.467*** (0.0394)
$\ln(\text{Капитал})$	-0.0195** (0.00961)	-0.00374 (0.0107)	0.00887 (0.0111)	0.0402*** (0.0121)	0.0570*** (0.0119)
$\ln(\text{Остальные активы})$	0.232*** (0.0187)	0.334*** (0.0199)	0.403*** (0.0205)	0.569*** (0.0310)	0.563*** (0.0265)
<i>const</i>	5.743*** (0.0995)	5.220*** (0.116)	4.728*** (0.134)	3.786*** (0.220)	3.547*** (0.195)
$\ln \sigma_v^2$					
$\ln(\text{Активы})$	0.502*** (0.0425)	0.352*** (0.0408)	0.324*** (0.0428)	-0.00528 (0.0746)	-0.0458 (0.0803)
<i>const</i>	-6.600*** (0.451)	-5.072*** (0.441)	-4.698*** (0.483)	-1.561** (0.730)	-1.438* (0.780)
$\ln \sigma_u^2$					
$\ln(\text{Активы})$	-0.655*** (0.0806)	-0.582*** (0.0819)	-0.581*** (0.104)	-0.145** (0.0595)	-0.130*** (0.0408)
<i>const</i>	4.336*** (0.594)	3.888*** (0.613)	4.016*** (0.772)	1.323** (0.560)	1.616*** (0.391)
Число наблюдений	1149	1149	1149	1149	1149
Log-likelihood	-928.9	-956.4	-1023	-1244	-1348

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

На рисунке 3 представлены оценки плотности распределения технической эффективности предприятий отрасли производства резиновых и пластмассовых изделий с 2006 по 2010 гг. по модели (5). Качественно картина аналогична представленной на рис. 2. Количество высокоэффективных предприятий значительно уменьшилось после 2008 г.

Транслогарифмическая спецификация производственной функции обладает большей гибкостью по сравнению с функцией Кобба–Дугласа. В этой спецификации эластичность выпуска по факторам производства является переменной величиной, в то время как в спецификации Кобба–Дугласа она постоянна. Поэтому в последнее время транслогарифмическая производственная функция широко используется в работах по оценке технической эффективности (например (Banker et al., 2003; Vecerril-Torres et al., 2010; Kumbhakar, Tsionas, 2006)). Рассмотрим модель SFA с транслогарифмической спецификацией производственной функции и с формой гетероскедастичности ошибок, аналогичной (5):

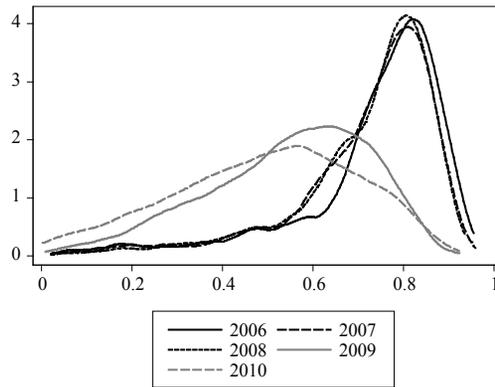


Рис. 3. Оценки плотности распределения технической эффективности по годам для функции Кобба–Дугласа, случай гетероскедастичности ошибок

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln Ost_i + \beta_4 \ln K_i \ln L_i + \beta_5 \ln K_i \ln Ost_i + \beta_6 \ln L_i \ln Ost_i + \frac{1}{2} \beta_7 (\ln L_i)^2 + \frac{1}{2} \beta_8 (\ln K_i)^2 + \frac{1}{2} \beta_9 (\ln Ost_i)^2 + v_i - u_i, \tag{6}$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_{vi}^2), \quad \sigma_{vi}^2 = \exp(\gamma_0 + \gamma_1 \ln(Assets_i)),$$

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_{ui}^2), \quad \sigma_{ui}^2 = \exp(\delta_0 + \delta_1 \ln(Assets_i)).$$

Результаты оценивания модели (6) представлены в табл. 6. Из этой таблицы видно, что увеличение активов приводит к снижению дисперсии u . Для транслогарифмической функции были также подсчитаны маргинальные эффекты влияния логарифма активов на условное математическое ожидание $E(u | \varepsilon)$. Для первых трех лет опять подавляющее число фирм (более 80%) имело отрицательные маргинальные эффекты. Таким образом, как и в случае функции Кобба–Дугласа, получаем, что рост интенсивного фактора повышает техническую эффективность в отрасли. Графики зависимости маргинальных эффектов от

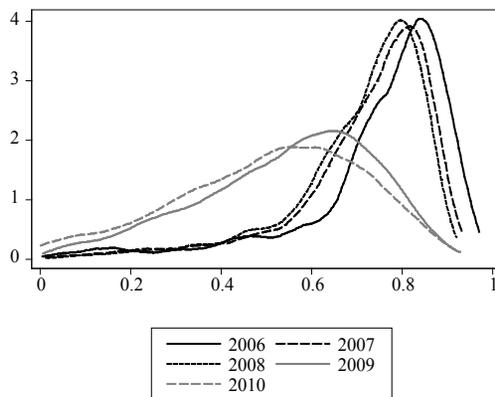


Рис. 4. Оценки плотности распределения технической эффективности по годам для транслогарифмической функции, случай гетероскедастичности ошибок

Таблица 6. Оценки модели SFA с транслогарифмической функцией и гетероскедастичностью ошибок

	2006	2007	2008	2009	2010
$\ln(\text{Труд})$	1.288*** (0.108)	1.340*** (0.109)	1.636*** (0.134)	1.975*** (0.168)	2.359*** (0.226)
$\ln(\text{Капитал})$	0.0416 (0.0532)	0.0201 (0.0578)	0.00722 (0.0686)	0.205*** (0.0624)	0.138* (0.0710)
$\ln(\text{Остальные активы})$	-0.404*** (0.110)	-0.164** (0.0806)	-0.0253 (0.116)	-0.173 (0.112)	-0.0612 (0.128)
$\ln(\text{Капитал}) \times \ln(\text{Труд})$	0.0210* (0.0110)	0.00824 (0.0128)	-0.00992 (0.0151)	-0.0122 (0.0175)	-0.0168 (0.0164)
$\ln(\text{Капитал}) \times \ln(\text{Остальные активы})$	-0.0121 (0.0101)	-0.00594 (0.00997)	0.00635 (0.0113)	-0.0318*** (0.0103)	-0.00710 (0.0115)
$\ln(\text{Труд}) \times \ln(\text{Остальные активы})$	0.0132 (0.0223)	0.0068 (0.0229)	-0.0340 (0.0285)	-0.0944*** (0.0332)	-0.0765** (0.0375)
$0.5(\ln(\text{Труд}))^2$	-0.226*** (0.0298)	-0.216*** (0.0380)	-0.144*** (0.0516)	-0.0864 (0.0681)	-0.178** (0.0796)
$0.5(\ln(\text{Капитал}))^2$	-0.00381 (0.00740)	-2.48E-05 (0.00806)	-0.00290 (0.00835)	0.0243*** (0.00861)	0.00619 (0.00875)
$0.5(\ln(\text{Остальные активы}))^2$	0.0821*** (0.0209)	0.0620*** (0.0162)	0.0564*** (0.0185)	0.139*** (0.0184)	0.0983*** (0.0212)
<i>const</i>	7.417*** (0.406)	5.991*** (0.363)	4.669*** (0.554)	3.279*** (0.450)	1.987*** (0.549)
$\ln \sigma_v^2$					
$\ln(\text{Активы})$	0.455*** (0.0407)	0.342*** (0.0405)	0.290*** (0.0407)	0.192** (0.0749)	0.235** (0.0920)
<i>const</i>	-6.280*** (0.437)	-5.126*** (0.448)	-4.491*** (0.477)	-3.877*** (0.744)	-4.381*** (0.918)
$\ln \sigma_u^2$					
$\ln(\text{Активы})$	-0.760*** (0.0886)	-0.552*** (0.0875)	-0.499*** (0.134)	-0.187*** (0.0479)	-0.181*** (0.0446)
<i>const</i>	5.126*** (0.652)	3.623*** (0.647)	3.371*** (0.980)	1.749*** (0.426)	2.010*** (0.400)
Число наблюдений	1149	1149	1149	1149	1149
Log-likelihood	-860.2	-894.5	-973.8	-1182	-1293

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

технической эффективности для 2006–2008 гг. похожи на графики, полученные для случая функции Кобба–Дугласа.

2009–2010 гг. отличаются для двух производственных функций: в случае транслогарифмической функции есть высокоэффективные фирмы с положительными маржинальными эффектами. Судя по всему, это следует из большей гибкости данной производственной функции и лучшего улавливания кризисных процессов: в отличие от функции Кобба–Дугласа,

логарифм активов значим везде. Положительные маргинальные эффекты говорят о том, что в кризисные годы на высокоэффективных предприятиях рассматриваемой отрасли наращивание активов было нецелесообразным с точки зрения технической эффективности.

Ядерные оценки плотности распределения оценок технической эффективности по годам, полученных по модели (6), представлены на рис. 4. Графики для 2006–2008 гг. почти совпадают, а графики 2009–2010 гг. показывают падение средней эффективности предприятий и увеличение их разброса по эффективности. И то и другое связано с кризисом 2008 года.

4.2. SFA модели со структурой панельных данных

Данные, которые используются в настоящей работе, состоят из наблюдений по 1149 предприятиям за 5 лет — с 2006 по 2010 гг. После проведения тестов на спецификацию модели с панельными данными была выбрана модель со случайным эффектом (RE).

В моделях с панельными данными предполагается экспоненциальное распределение компоненты неэффективности в SFA моделях. Это связано с тем эмпирическим фактом, что алгоритм оценивания параметров модели по методу максимального правдоподобия зачастую сходится при экспоненциальном распределении, однако не сходится при полунормальном распределении. Оценивание модели стохастической производственной границы по панельным данным позволяет отделить индивидуальные эффекты, связанные с условиями деятельности конкретного предприятия, от компоненты, отвечающей за неэффективность. В данной работе используется модель с индивидуальными эффектами, предложенная в (Heshmati et al., 1995), которая также подробно исследовалась в (Greene, 2005), где получила название «true random-effect».

Модель I использует спецификацию Кобба-Дугласа:

$$\ln TR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln Ost_{it} + \beta_4 y7_t + \beta_5 y8_t + \beta_6 y9_t + \beta_7 y10_t + w_i + v_{it} - u_{it}, \quad (7)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2),$$

$$u_{it} \sim \text{Exponential} \text{ с дисперсией } \sigma_{uit}^2 = \exp(\delta_0 + \delta_1 y7_t + \delta_2 y8_t + \delta_3 y9_t + \delta_4 y10_t),$$

$$w_i \sim N(0, \sigma_w^2),$$

где w_i — случайный индивидуальный эффект. Фиктивные переменные $y7, y8, y9, y10$ — индикаторы года наблюдения — добавлены как в основное уравнение, так и в уравнение для дисперсии компоненты неэффективности. Добавление их в основное уравнение означает, что сравниваются «относительные» эффективности предприятий, т. е. коэффициенты при фиктивных переменных берут на себя различия в макроэкономической ситуации в различные годы. Из рисунков 3 и 4 видно, что оценки эффективности в 2006–2008 гг. и в 2009–2010 гг. существенно различались.

Модель II отличается от модели I тем, что распределения обеих компонент ошибок зависят от индикаторов 2007–2010 гг., а также от общих активов предприятия:

$$\ln TR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln Ost_{it} + \beta_4 y7_t + \beta_5 y8_t + \beta_6 y9_t + \beta_7 y10_t + w_i + v_{it} - u_{it}, \quad (8)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_{vi}^2), \quad \sigma_{vi}^2 = \exp(\gamma_0 + \gamma_1 \ln(Assets_{it}) + \gamma_2 y7_t + \gamma_3 y8_t + \gamma_4 y9_t + \gamma_5 y10_t),$$

$$u_{it} \sim Exponential \text{ с дисперсией } \sigma_{uit}^2 = \exp(\delta_0 + \delta_1 \ln(Assets_{it}) + \delta_2 y7_t + \delta_3 y8_t + \delta_4 y9_t + \delta_5 y10_t),$$

$$w_i \sim N(0, \sigma_w^2).$$

Модели I и II рассматриваются также и для случая транслогарифмической спецификации производственной функции:

$$\begin{aligned} \ln TR_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln Ost_{it} + \\ & + \beta_4 \ln K_i \ln L_i + \beta_5 \ln K_i \ln Ost_i + \beta_6 \ln L_i \ln Ost_i + \frac{1}{2} \beta_7 (\ln L_i)^2 + \\ & + \frac{1}{2} \beta_8 (\ln K_i)^2 + \frac{1}{2} \beta_9 (\ln Ost_i)^2 + \\ & + \beta_{10} y7_t + \beta_{11} y8_t + \beta_{12} y9_t + \beta_{13} y10_t + w_i + v_{it} - u_{it}. \end{aligned} \tag{9}$$

Модели I и II оцениваются с помощью двухшаговой процедуры, предложенной в (Heshmati et al., 1995) и подробно описанной в работе (Щетинин, Назруллаева, 2012).

Результаты оценивания моделей I и II для двух спецификаций производственной функции приведены в табл. 7.

Таблица 7. Оценки моделей SFA (панельные данные)

	Функция Кобба–Дугласа		Транслогарифмическая функция	
	I	II	I	II
ln (Труд)	0.654*** (0.018)	0.654*** (0.018)	0.795*** (0.064)	0.795*** (0.064)
ln (Капитал)	0.0716*** (0.007)	0.0716*** (0.007)	0.224*** (0.031)	0.224*** (0.031)
ln (Остальные активы)	0.436*** (0.011)	0.436*** (0.011)	0.160*** (0.049)	0.160*** (0.049)
ln (Капитал) × ln (Труд)	–	–	0.0105 (0.0076)	0.0105 (0.0076)
ln (Капитал) × ln (Остальные активы)	–	–	–0.0303*** (0.0051)	–0.0303*** (0.0051)
ln (Труд) × ln (Остальные активы)	–	–	0.0436*** (0.0128)	0.0436*** (0.0128)
0.5 (ln (Труд)) ²	–	–	–0.170*** (0.022)	–0.170*** (0.022)
0.5 (ln (Капитал)) ²	–	–	0.0121*** (0.004)	0.0121*** (0.004)
0.5 (ln (Остальные активы)) ²	–	–	0.0406*** (0.0093)	0.0406*** (0.0093)
2007	–0.0384** (0.0190)	–0.0384** (0.0190)	–0.0526*** (0.0189)	–0.0526*** (0.0189)

Окончание табл. 7

	Функция Кобба–Дугласа		Транслогарифмическая функция	
	I	II	I	II
2008	-0.0337* (0.0193)	-0.0337* (0.0193)	-0.0644*** (0.0195)	-0.0644*** (0.0195)
2009	-0.416*** (0.020)	-0.416*** (0.020)	-0.447*** (0.020)	-0.447*** (0.020)
2010	-0.514*** (0.020)	-0.514*** (0.020)	-0.539*** (0.021)	-0.539*** (0.021)
const	3.431*** (0.074)	3.431*** (0.074)	3.761*** (0.218)	3.761*** (0.218)
$\ln \sigma_v^2$ ln (Активы)	—	0.0505*** (0.0140)	—	0.0356** (0.0144)
2007	—	-0.352*** (0.0759)	—	-0.410*** (0.076)
2008	—	-0.727*** (0.079)	—	-0.769*** (0.079)
2009	—	-0.688*** (0.084)	—	-0.781*** (0.085)
2010	—	-0.309*** (0.086)	—	-0.354*** (0.087)
const	-2.462*** (0.027)	-2.537*** (0.135)	-2.356*** (0.136)	-2.466*** (0.027)
$\ln \sigma_u^2$ ln (Активы)	—	-0.0788*** (0.0245)	—	-0.0743*** (0.0245)
2007	-0.394*** (0.129)	-0.240 (0.155)	-0.405*** (0.129)	-0.208 (0.158)
2008	-0.521*** (0.132)	-0.162 (0.147)	-0.511*** (0.131)	-0.124 (0.151)
2009	-0.0484 (0.118)	0.266* (0.140)	-0.0452 (0.119)	0.296** (0.144)
2010	0.411*** (0.113)	0.669*** (0.140)	0.417*** (0.114)	0.691*** (0.145)
const	-2.895*** (0.095)	-2.443*** (0.236)	-2.510*** (0.236)	-2.901*** (0.096)
Число наблюдений	5745	5745	5745	5745
Log-likelihood	-2406	-2349	-2394	-2329

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

Заметим, что коэффициенты при фиктивных переменных по времени в производственной функции резко уменьшаются в 2009–2010 гг., что соответствует падению технических эффективностей, рассчитанных отдельно по каждому году (рис. 3 и 4). Графики оценок плотности *относительных* эффективностей, рассчитанных по моделям табл. 7, существенно отличаются от приведенных на рис. 3 и 4 графиков эффективностей, т. к. в них отдельно учтено изменение макроэкономической ситуации, связанной с кризисом. Эти графики весьма похожи, и поэтому на рис. 5 для примера приведен только график, построенный по модели II в случае транслогарифмической спецификации производственной функции.

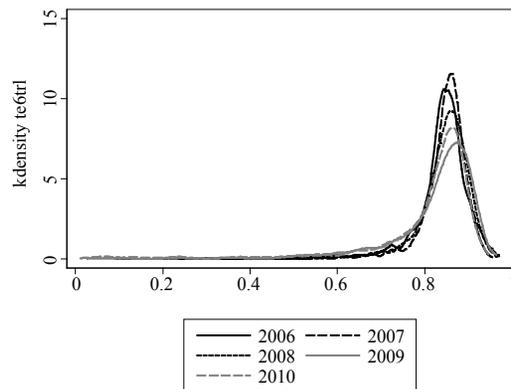


Рис. 5. Оценки плотности распределения относительной технической эффективности по годам, панельные данные, модель II, транслогарифмическая спецификация

По рисунку 5 видно, что формы плотности распределений различаются незначительно, в 2009 и 2010 гг. разброс оценок эффективности наибольший.

В уравнении для дисперсии компоненты неэффективности σ_u^2 коэффициент при размере фирмы значим и отрицателен. Маржинальные эффекты для панельных данных, для которых использовалось экспоненциальное распределение, рассчитывались по формуле (вывод которой приведен в Приложении 2), аналогичной формуле из (Kumbhakar, Sun, 2013) для полунормального распределения. Результаты получились аналогичными случаю кросс-секционных данных: более 80% фирм с увеличением общих активов увеличивают свою техническую эффективность.

4.3. Робастность моделей

Оценки относительной технической эффективности по моделям табл. 7 могут различаться, но содержательный смысл имеет не сама оценка технической эффективности, а ранжирование предприятий по этим оценкам. В таблице 8 приведены значения коэффициента ранговой корреляции Спирмена этих оценок, все они близки к единице, т. е. ранжирования практически совпадают.

В таблице 9 приведены ранговые корреляции Спирмена для оценок эффективности, полученных по моделям (4)–(5) и по моделям панельных данных (табл. 7). Для каждого конкретного года можно рассмотреть корреляции оценок технической эффективности,

Таблица 8. Значения рангового коэффициента корреляции Спирмена оценок технической эффективности для панельных данных

		Функция Кобба–Дугласа		Транслогарифмическая функция	
		I	II	I	II
Функция Кобба–Дугласа	I	1			
	II	0.984	1		
Транслогарифмическая функция	I	0.987	0.972	1	
	II	0.971	0.987	0.984	1

полученных по моделям панельных данных и по кросс-секционным моделям (4)–(6). В качестве примера приведены корреляции для 2007 и 2010 гг. Эти корреляции так же высоки, как и корреляции, рассчитанные по всему набору наблюдений в целом (табл. 8). Высока корреляция между двумя моделями (5) и (6) с гетероскедастичными ошибками. Корреляция между оценками по модели (4) и моделям (5) и (6) высока в 2010 г. (0.9) и гораздо ниже в 2007 г. (0.6). Корреляция оценок, построенных по кросс-секционным и по панельным моделям, в 2010 г. равна 0.7 и очень мала в 2007 г. (0.1–0.5). По-видимому, коэффициенты производственной функции не были постоянными на интервале 2006–2010 гг., что, возможно, и объясняет этот эффект.

Таблица 9. Значения рангового коэффициента корреляции Спирмена оценок технической эффективности для кросс-секционных и панельных данных (за 2007 и 2010 гг.)

		Модель			Кобба–Дугласа		Транслогарифмическая	
		(4)	(5)	(6)	I	II	I	II
<i>2010</i>								
Модель: (4)		1						
	(5)	0.99	1					
	(6)	0.92	0.94	1				
Кобба–Дугласа: I		0.71	0.77	0.73	1			
	II	0.71	0.76	0.73	1.00	1		
Транслогарифмическая: I		0.71	0.76	0.73	0.99	0.99	1	
	II	0.71	0.76	0.72	0.99	0.99	1.00	1
<i>2007</i>								
Модель: (4)		1						
	(5)	0.56	1					
	(6)	0.59	0.97	1				
Кобба–Дугласа: I		0.49	0.07	0.12	1			
	II	0.50	0.19	0.24	0.99	1		
Транслогарифмическая: I		0.48	0.07	0.14	0.99	0.97	1	
	II	0.48	0.18	0.24	0.97	0.98	0.99	1

5. Отдача от масштаба

Отдача от масштаба рассчитывается по приведенной ниже формуле (10). В случае спецификации Кобба–Дугласа отдача от масштаба равна сумме коэффициентов перед логарифмами факторов и постоянна. В случае транслогарифмической спецификации производственной функции отдача от масштаба для каждой фирмы своя.

$$\text{Отдача от масштаба} = \sum_{j=1}^k \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_j}. \quad (10)$$

В таблице 10 представлены средние по годам значения отдачи от масштаба для разных моделей. Как видно, почти все модели во все годы показали наличие в отрасли возрастающей отдачи от масштаба, хотя в некоторых случаях она лишь незначительно отличается от постоянной. Если смотреть на результаты анализа отдельно по каждому году, то можно сказать, что для транслогарифмической спецификации производственной функции (которая является более предпочтительной благодаря большей гибкости), отдача от масштаба в рассматриваемом периоде росла.

Таблица 10. Отдача от масштаба

	2006	2007	2008	2009	2010	Общая
<i>Кросс-секционные данные</i>						
Кобба–Дугласа, гомоскедастичность (модель 4)	1.072	1.060	1.081	1.081	1.168	1.092
Кобба–Дугласа, гетероскедастичность (модель 5)	1.033	1.008	1.038	1.015	1.087	1.036
Транслогарифмическая (модель 6)	1.016	1.045	1.103	1.189	1.325	1.135
<i>Панельные данные</i>						
Спецификация Кобба–Дугласа	1.162	1.162	1.162	1.162	1.162	1.162
Транслогарифмическая спецификация	1.184	1.174	1.171	1.153	1.145	1.166

Возрастающая отдача от масштаба означает, что предприятиям выгодно расширять свое производство. Но по мере увеличения размера фирмы отдача от масштаба может снижаться, т. к. предельные выпуски будут убывать (аналогично закону убывающей предельной полезности). Покажем, что в нашем случае это действительно так. Нанесем на график точки, где по оси абсцисс — логарифм активов, а по оси ординат — значения отдачи от масштаба. В качестве примера на рис. 6 приведены такие графики для кросс-секционных данных модели из табл. 6 (транслогарифмическая функция).

Корреляция оценок отдачи от масштаба модели (6) и моделей I–II панельных данных (транслогарифмическая спецификация, оценки отдачи от масштаба по моделям I–II совпадают) по годам положительная, от 0.68 до 0.98 (см. табл. 11), что также свидетельствует о робастности полученных результатов.

Автокорреляция технической эффективности как мера ее консервативности. Каждая модель дает некоторые относительные оценки технической эффективности, ранжируя

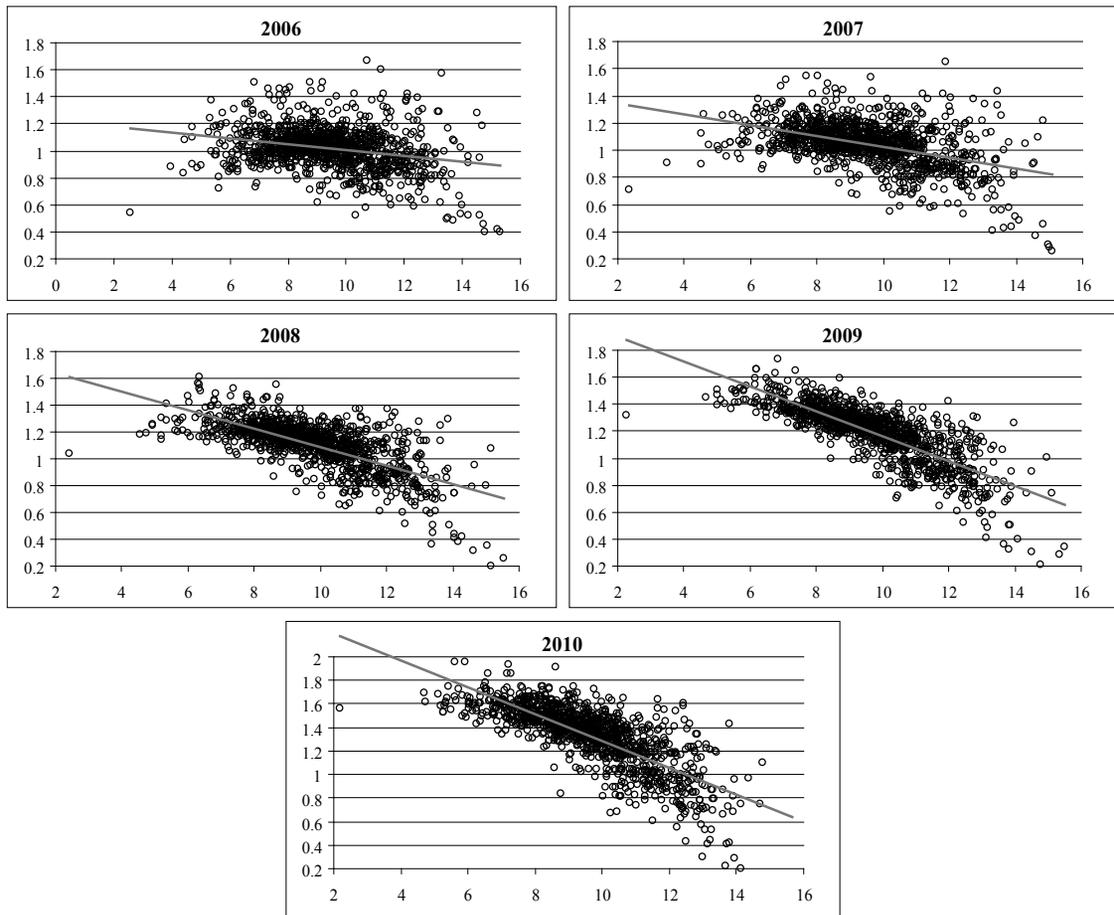


Рис. 6. Графики зависимости значений отдачи от масштаба для кросс-секционных данных от значений логарифма общих активов (по годам)

Таблица 11. Коэффициенты корреляции отдачи от масштаба для разных моделей (транслог)

	2006	2007	2008	2009	2010	Общая
Панельные и кросс-секционные	0.977	0.975	0.844	0.691	0.677	0.599

фирмы по данному показателю. Гипотеза состоит в том, что показатель технической эффективности устойчив во времени. Например, он отражает неэффективность менеджмента фирмы, состав и действия которого достаточно консервативны. Оценим объединенную (pooled) регрессию для всех лет в предположении о гомоскедастичности обеих ошибок: $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$, $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$. Получим оценки технической эффективности, относительные не только по объектам, но и по времени. После этого будем предполагать, что техническая эффективность следует авторегрессионному процессу первого порядка (11):

$$TE_{it} = m + \rho TE_{it-1} + \varepsilon_{it}. \tag{11}$$

В таблице 12 приведены оценки коэффициента автокорреляции ρ и константы t для оценок технической эффективности, построенных по разным моделям. Значения коэффициента автокорреляции в табл. 12 робастны по отношению к различным спецификациям производственной функции (Кобба–Дугласа, транслогарифмическая), с фиктивными переменными на отдельные года и без них. После оценки объединенных регрессий по четырем спецификациям уравнение (11) оценивалось как для каждого года отдельно (2007–2010), так и по всему набору наблюдений (общая). При этом инерционность значения технической эффективности возрастает с 2007 по 2010 гг., о чем свидетельствует возрастающий коэффициент автокорреляции.

Таблица 12. Оценки коэффициента автокорреляции ρ и константы t в уравнении (11)

Функция	Коэффициент	2007	2008	2009	2010	Общая
Кобба–Дугласа	ρ	0.731*** (0.020)	0.804*** (0.019)	0.834*** (0.022)	0.892*** (0.016)	0.820*** (0.010)
	t	0.152*** (0.012)	0.116*** (0.011)	0.0035 (0.014)	0.039*** (0.009)	0.073*** (0.006)
Кобба–Дугласа, фиктивные переменные на года	ρ	0.732*** (0.020)	0.807*** (0.019)	0.834*** (0.022)	0.899*** (0.017)	0.824*** (0.010)
	t	0.154*** (0.012)	0.107*** (0.011)	0.085*** (0.013)	0.055*** (0.010)	0.096*** (0.006)
Транслогарифмическая	ρ	0.731*** (0.020)	0.806*** (0.019)	0.802*** (0.022)	0.900*** (0.016)	0.817*** (0.010)
	t	0.147*** (0.012)	0.110*** (0.011)	0.007 (0.013)	0.031*** (0.008)	0.067*** (0.006)
Транслогарифмическая, фиктивные переменные на года	ρ	0.725*** (0.019)	0.798*** (0.019)	0.823*** (0.023)	0.911*** (0.017)	0.821*** (0.010)
	t	0.158*** (0.011)	0.111*** (0.011)	0.088*** (0.013)	0.046*** (0.010)	0.097*** (0.006)

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

6. Заключение

В работе проведен анализ технической эффективности российских предприятий отрасли производства резиновых и пластмассовых изделий за 2006–2010 гг. Ранжирование предприятий по оценкам технической эффективности, полученным из кросс-секционных моделей, несколько отличается от их ранжирования по оценкам относительной технической эффективности, выведенным из моделей с панельными данными. Однако внутри каждой из двух групп моделей все ранжирования достаточно согласованы.

Размер фирмы и фиктивные переменные — индикаторы года — оказались значимы для оценок технической эффективности. Средняя техническая эффективность фирм скачком убывает в 2009 и 2010 гг. — результат кризиса 2008 года, а относительная техническая эффективность изменяется незначительно.

Все рассмотренные модели подтверждают наличие возрастающей отдачи от масштаба. Таким образом, укрупнение предприятий ведет к повышению средней технической эффективности (по прибыли) предприятий этих отраслей. Анализ маржинального эффекта размера предприятия на техническую эффективность показывает, что для 80% предприятий укрупнение привело бы к росту их эффективности. Этот эффект отсутствует лишь для некоторых фирм из группы наиболее эффективных, которые, возможно, уже достигли своего оптимального размера.

При анализе моделей авторегрессий первого порядка для технической эффективности предприятий оказалось, что оценки технической эффективности достаточно консервативны. Это может объясняться тем, что состав и действия менеджмента фирмы на таком коротком диапазоне времени изменяются незначительно.

Полученные значения технической эффективности и ранжирование предприятий можно использовать для других исследований, включая их в модели как экзогенные переменные, например, при анализе банкротства предприятий (Becchetti, Sierra, 2003) или последствий мирового экономического кризиса для экономики страны.

Список литературы

Айвазян С. А., Афанасьев М. Ю. (2009). Оценка экономической эффективности перехода к достижимому потенциалу. *Прикладная эконометрика*, 15 (3), 43–55.

Афанасьев М. Ю. (2006). Модель производственного потенциала с управляемыми факторами неэффективности. *Прикладная эконометрика*, 4 (4), 74–98.

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.

Aigner D., Lovell C. A. K., Schmidt P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier function models. *Journal of Econometrics*, 6 (1), 21–37.

Banker R. D., Chang H., Cunningham R. (2003). The public accounting industry production function. *Journal of Accounting and Economics*, 35 (2), 255–281.

Becchetti L., Sierra J. (2003). Bankruptcy risk and productive efficiency in manufacturing firms. *Journal of Banking and Finance*, 27 (11), 2099–2120.

Becerril-Torres O. U., Álvarez-Ayuso I. C., Del, moral-Barrera L. E. (2010). Do infrastructures influence the convergence of efficiency in Mexico? *Journal of Policy Modeling*, 32 (1), 120–137.

Belotti F., Ilardi G. (2012). Consistent estimation of the «true» fixed-effects stochastic frontier model. *CEIS Research Papers*, 231, Tor Vergata University.

Chen Y. H., Lin W. T. (2009). Analyzing the relationships between information technology, inputs substitution and national characteristics based on CES stochastic frontier production models. *International Journal of Production Economics*, 120 (2), 552–569.

Din M., Ghani E., Mahmood T. (2007). Technical efficiency of Pakistan's manufacturing sector: a stochastic frontier and data envelopment analysis. *The Pakistan Development Review*, 46 (1), 1–18.

Eling M., Luhnen M. (2010). Efficiency in the international insurance industry: A cross-country comparison. *Journal of Banking and Finance*, 34 (7), 1497–1509.

Farsi M., Fetz A., Filippini M. (2007). Economies of scale and scope in local public transportation. *Journal of Transport Economics and Policy*, 41 (3), 345–361.

Farsi M., Filippini M., Kuenzle M. (2007). Cost efficiency in the Swiss gas distribution sector. *Energy Economics*, 29 (1), 64–78.

Feng G., Serletis A. (2010). Efficiency, technical change, and returns to scale in large US banks: Panel data evidence from an output distance function satisfying theoretical regularity. *Journal of Banking and Finance*, 34 (1), 127–138.

Greene W. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126 (2), 269–303.

Griffiths W. E., O'Donnell C. J. (2005). Estimating variable returns to scale production frontiers with alternative stochastic assumptions. *Journal of Econometrics*, 126 (2), 385–409.

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., Lien G., Hardaker J. B. (2013). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*. DOI: 10.1007/s11123-012-0303-1.

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

Kumbhakar S. C., Peresetsky A. A. (2013). Cost efficiency of Kazakhstan and Russian banks: Results from competing panel data models. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 6 (1), 88–113.

Kumbhakar S. C., Sun K. (2013). Derivation of marginal effects of determinants of technical inefficiency. *Economics Letters*, 120 (2), 249–253.

Kumbhakar S. C., Tsionas E. G. (2006). Estimation of stochastic frontier production functions with input-oriented technical efficiency. *Journal of Econometrics*, 133 (1), 71–96.

Liu T., Li K.-W. (2012). Analyzing China's productivity growth: Evidence from manufacturing industries. *Economic Systems*, 36 (4), 531–551.

Madheswaran S., Liao H., Rath B. N. (2007). Productivity growth of Indian manufacturing sector: panel estimation of stochastic production frontier and technical inefficiency. *The Journal of Developing Areas*, 40, 35–50.

Margono H., Sharma S. C., Melvin II P. D., (2010). Cost efficiency, economies of scale, technological progress and productivity in Indonesian banks. *Journal of Asian Economics*, 21 (1), 53–65.

Mari F. M., Lohano H. D. (2007). Measuring production function and technical efficiency of onion, tomato, and chillies farms in Sindh, Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 46 (4), 1053–1064.

Martikainen M., Nikkinen J., Vahamaa S. (2009). Production functions and productivity of family firms: Evidence from the S&P 500. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49 (2), 295–307.

Meeusen W., Van den Broeck J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18 (2), 435–444.

Niquidet K., Nelson H. (2010). Sawmill production in the interior of British Columbia: A stochastic ray frontier approach. *Journal of Forest Economics*, 16 (4), 257–267.

Paul C. J. M., Nehring R. (2005). Product diversification, production systems, and economic performance in U. S. agricultural production. *Journal of Econometrics*, 126 (6), 525–548.

Tovar B., Ramos-Real F. J., de Almeida E. F. (2011). Firm size and productivity. Evidence from the electricity distribution industry in Brazil. *Energy Policy*, 39 (2), 826–833.

Zhang R., Sun K., Delgado M. S., Kumbhakar S. C. (2012). Productivity in China's high technology industry: Regional heterogeneity and R&D. *Technological Forecasting and Social Change*, 79 (1), 127–141.

Приложение 1

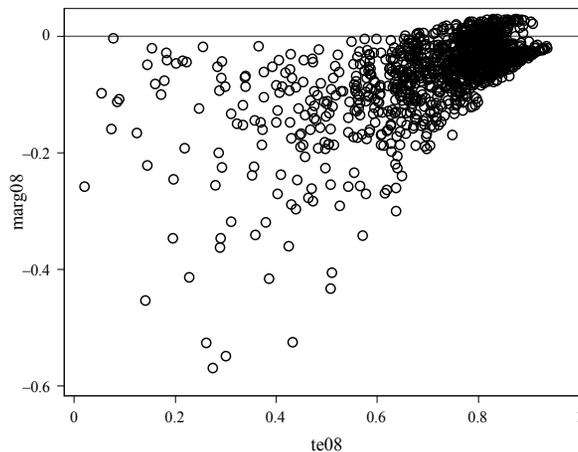


Рис. П1. График зависимости маржинальных эффектов логарифма активов на $E(u | \varepsilon)$ от значений технической неэффективности для 2008 г., кросс-секционные данные, функция Кобба–Дугласа

Приложение 2

Вывод формулы для маржинальных эффектов в случае экспоненциального распределения ошибки u .

Пусть $v \sim N(0, \sigma_v^2)$, $\sigma_v^2 = \exp(\rho'z)$, $u \sim Exponential$, $\sigma_u^2 = \exp(\gamma'z)$. Воспользуемся формулой (3.2.41) из работы (Kumbhakar, Lovell, 2000):

$$E(u | \varepsilon) = \sigma_v (g - A), \text{ где } g = \frac{\varphi(A)}{\Phi(-A)}, \quad A = -\frac{\tilde{\mu}}{\sigma_v} = \frac{1}{\sigma_v} \varepsilon + \frac{\sigma_v}{\sigma_u}, \quad \tilde{\mu} = -\varepsilon - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u}$$

(здесь φ и Φ — соответственно, плотность и функция распределения стандартного нормального распределения).

Дифференцируя по переменной z_j , получаем:

$$\frac{\partial E(u | \varepsilon)}{\partial z_j} = \frac{1}{2} \gamma_j \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u} (1 + Ag - g^2) + \frac{1}{2} \rho_j \sigma_v \left[(g + A^2 g - Ag^2) - 2 \frac{\sigma_v}{\sigma_u} (1 + Ag - g^2) \right].$$