

Прикладная эконометрика, 2026, т. 82, с. 26–46.

Applied Econometrics, 2026, v. 82, pp. 26–46.

DOI: 10.22394/1993-7601-2026-82-26-46

EDN: JULFWE

Г.Е. Бесстремянная, Ю.А. Кузнецова¹

Анализ технической эффективности российских предприятий розничной торговли в 2019–2023 гг.²

В работе оценивается техническая эффективность российских предприятий розничной торговли в 2019–2023 гг. с помощью анализа стохастической границы (SFA). Для оценки используется модель Battese, Coelli (1995) с применением транслогарифмической спецификации производственной функции. Зависимая переменная — выручка компании, в качестве факторов производства выступают среднесписочная численность сотрудников, основные средства и активы за вычетом основных средств, добавлены фиктивные переменные на годы. Среднее распределения компоненты неэффективности моделируется как функция от возраста компании, размера ее активов и регионального индекса Херфиндаля–Хиршмана, рассчитанного на основе выборки из базы СПАРК.

Результаты анализа показывают, что наибольший вклад в увеличение выручки вносит фактор труда, отдача от масштаба — возрастающая, близкая к постоянной. На протяжении рассматриваемого периода выручка ежегодно увеличивалась. Средняя техническая эффективность в отрасли имеет перевернутую U-образную зависимость от возраста и размера фирмы. Техническая эффективность существенно снизилась во время пандемии, но в последующие годы показала устойчивый рост.

Ключевые слова: анализ эффективности; анализ стохастической границы; гетерогенность; панельная регрессия; розничная торговля.

JEL classification: D24; L81; C33; C4; D22; L25.

¹ Бесстремянная Галина Евгеньевна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; gbesstremyannaya@hse.ru.

Кузнецова Юлия Артуровна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; Отделение по Ростовской области Южного главного управления Центрального банка Российской Федерации, Ростов-на-Дону; iuarkuznetsova@edu.hse.ru.

² Настоящая статья отражает личную позицию авторов. Содержание и результаты данного исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

1. Введение

Российская розничная торговля в последние годы вынуждена существовать в условиях ограниченности ресурсов, особенно персонала³. Это подчеркивает необходимость внедрения современных управленческих решений, призванных обеспечить достижение максимально возможного выпуска при доступных объемах факторов производства.

Исследование подобного рода «лучших практик» можно осуществить с помощью определения технической эффективности каждой компании в рамках анализа стохастической границы (Aigner et al., 1977). С этой целью рассматривается производственная функция в отрасли, где выпуск зависит от объемов ресурсов. Вид производственной функции (своего рода производственная технология) предполагается известным всем компаниям. Однако из-за недостаточного качества менеджмента и невозможности использовать ресурсы наилучшим образом, выпуск каждой конкретной компании в реальности оказывается меньше выпуска, задаваемого производственной функцией.

Техническую эффективность определяют как отношение фактического выпуска компании к потенциальному выпуску, произведенному при оптимальном использовании всех факторов производства (Battese, Coelli, 1992). Чем выше техническая эффективность, тем ближе компания к выпуску на границе производственных возможностей (Aigner et al., 1977). Поэтому выявление факторов, определяющих эффективность, может иметь особое значение при разработке стратегии роста производства.

Цель данного исследования — оценить техническую эффективность российских компаний розничной торговли за период 2019–2023 гг. при помощи анализа стохастической границы (Stochastic Frontier Analysis, SFA); изучить отдачу от масштаба и эластичность выпуска по факторам производства; оценить влияние кризисов 2020 и 2022 гг. на техническую эффективность; исследовать взаимосвязь между технической эффективностью, возрастом и размером компании, а также уровнем конкуренции в регионе.

В работе используется анализ стохастической границы, впервые представленный в статьях (Aigner et al., 1977; Meeussen, Van Den Broeck, 1977) и обладающий рядом преимуществ по сравнению с параметрическими (например, квантильная регрессия) и непараметрическими (оболочечный анализ данных, Data Envelopment Analysis, DEA) методами анализа эффективности.

Новизна данного исследования заключается в следующем. Во-первых, использована крупномасштабная выборка предприятий розничной торговли, созданная на основе генеральной совокупности предприятий из базы СПАРК. Во-вторых, в рамках анализа стохастической границы для российской розничной торговли впервые применена модель, где среднее распределения компоненты неэффективности рассматривается как функция от характеристик предприятия. В-третьих, для выборки, где представлены не только крупные, но и мелкие и средние предприятия, исследована динамика технической эффективности на протяжении периода 5 лет.

³ Нехватка линейного персонала отмечается топ-менеджерами компаний розничной торговли как наиболее важный экономический фактор (см. проведенный в октябре 2024 г. опрос аналитического агентства Нильсен, https://adindex.ru/publication/analitics/forecasts/328159/img/Опрос%20топ-менеджмента%20российского%20ритейла%20Нильсен_2024.pdf).

Работа структурирована следующим образом. Во второй главе рассказывается об изучении технической эффективности предприятий розничной торговли в России и других странах. В третьей главе представлена методология исследования, описание данных, выборки и построения переменных. Результаты эмпирического анализа, вопросы устойчивости результатов и ограничений исследования приведены в четвертой главе.

2. Обзор литературы

Для исследования технической эффективности предприятий розничной торговли в России и за рубежом применяются как SFA (De Jorge, Suarez, 2007; Sellers-Rubio, Más-Ruiz, 2009; Бахтин, 2009; De Jorge Moreno, Rojas Carrasco, 2015; Rogova, Blinova, 2018; Цветкова, 2021; Kim et al., 2022; Breivik et al., 2023), так и непараметрические методы (Perrigot, Barros, 2008; Бахтин, 2009; De Jorge Moreno, Rojas Carrasco, 2014; Федорова и др., 2015; Ko et al., 2017). В рамках методологии SFA используется производственная функция в форме Кобба–Дугласа или транслогарифмической спецификации. Основные факторы — труд и капитал. Среди основных детерминант дисперсии или среднего в распределении неэффективности рассматриваются размер и возраст фирмы, а также уровень конкуренции. Чаще всего отмечается положительная взаимосвязь между этими переменными и эффективностью. Ниже более подробно описаны основные методологические аспекты и результаты каждой из работ, использующих SFA.

De Jorge, Suarez (2007) измеряют эффективность испанских розничных фирм на основе несбалансированной панели, включающей 4056 наблюдений по 1050 фирмам с 1996 по 2002 г. Использована транслогарифмическая спецификация производственной функции, где факторы производства — труд (число работников) и капитал (стоимость активов). Временной тренд учтен в производственной функции линейно. Применяется модель Battese, Coelli (1992). Выявлена убывающая отдача от масштаба для выпуска — 0.81. Хотя детерминанты технической эффективности не оценивались ни одношаговой, ни двухшаговой процедурой, была рассчитана техническая эффективность для предприятий, разбитых на группы, например, по возрасту и размеру. Такой групповой анализ позволил выявить, что молодые фирмы менее эффективны, а крупные компании более эффективны.

Sellers-Rubio, Más-Ruiz (2009) оценили по панельным данным за 2000–2002 гг. техническую эффективность в розничной торговле продуктами питания в Испании, используя наблюдения по 42 сетям супермаркетов. Применяется модель Battese, Coelli (1995) с использованием производственной функции Кобба–Дугласа. Среди факторов производства рассматриваются труд (число сотрудников) и капитал (средняя торговая площадь магазинов сети). Временной тренд учтен линейно и в производственной функции, и при моделировании среднего в распределении компоненты неэффективности. Отдача на труд — 0.57. Возраст фирмы рассматривается как детерминанта неэффективности, и получен результат о положительном влиянии возраста на эффективность.

Бахтин (2009) сравнил техническую эффективность 19400 производственных и 24900 торговых предприятий в России (число розничных предприятий составило 3011 в 2003 г. и 2935 в 2004 г.) из базы данных «БизнесИнфоРесурс»⁴ агентства экономической информации

⁴ <https://site.birweb.lprime.ru>.

«Прайм-ТАСС». В работе рассматривается транслогарифмическая функция и модель Battese, Coelli (1988). Использована двухшаговая процедура, в рамках которой обнаружена отрицательная связь между размером компании и эффективностью. Существенных изменений в эффективности за два года не произошло.

De Jorge Moreno, Rojas Carrasco (2015) оценили техническую эффективность 789 фирм, реализующих одежду в специализированных магазинах в Испании за период 2002–2009 гг. Анализ осуществлен при помощи модели Battese, Coelli (1995) с использованием производственной функции Кобба–Дугласа, где факторы производства включали труд, основные средства и материалы. В качестве детерминант среднего распределения компоненты неэффективности рассмотрены возраст, регион и доля рынка. Временной тренд включен линейно и квадратично. Результаты свидетельствуют о том, что последствия либерализации торговли привели к снижению эффективности: в период 2002–2005 гг. эффективность была выше, чем в 2005–2009 гг. Выявлено, что более крупные фирмы менее эффективны. Взаимосвязь между возрастом и неэффективностью имеет U-образную форму.

Rogova, Blinova (2018) провели анализ технической эффективности российских розничных компаний за период 2011–2015 гг. с точки зрения их кредитоспособности, используя транслогарифмическую спецификацию производственной функции. Выдвинутые в работе гипотезы о том, что масштаб бизнеса и возраст фирмы положительно влияют на техническую эффективность, не подтвердились.

Цветкова (2021) проанализировала динамику технической эффективности российских предприятий в 2013–2018 гг., используя спецификацию производственной функции Кобба–Дугласа. Факторы производства — труд (затраты на труд), капитал (внеоборотные средства), прочие оборотные активы. Временной тренд в производственной функции не учитывался, контрольные переменные не использовались. Анализ был ограничен только предприятиями с численностью сотрудников от 50 человек. По сектору оптовой и розничной торговли и по ремонту автотранспортных средств и мотоциклов общее число наблюдений составило 60951 (отдельно по розничной торговле не указано). Дисперсия ошибки неэффективности моделировалась как функция от размера фирмы (средней численности занятых) и среднего возраста. Кроме того, включался временной тренд: линейно, квадратично и как набор фиктивных переменных на годы. Выявлено, что техническая эффективность предприятий растет с увеличением размера предприятия и сокращается с возрастом. За наблюдаемый период техническая эффективность в розничной торговле снизилась.

Breivik et al. (2021) проанализировали техническую эффективность мелких и средних розничных компаний товаров для дома в Норвегии (всего 187 фирм) за 16 лет (1998–2013 гг.). Применялась модель Battese, Coelli (1995) с использованием транслогарифмической производственной функции, где зависимая переменная — это оборачиваемость запасов. Факторы производства — маржа, капиталоемкость, рост объема продаж. Среди контрольных переменных рассматривались регион и отрасль, временной тренд учтен линейно. В число детерминант среднего распределения компоненты неэффективности включен размер фирмы (число сотрудников). Выявлено, что увеличение размера фирмы повышает эффективность использования запасов.

3. Эмпирическое исследование предприятий розничной торговли в России

3.1. Данные

В работе используются данные финансовой отчетности российских предприятий розничной торговли, полученные из базы СПАРК (Система профессионального анализа рынков и компаний)⁵, которая покрывает более 90% суммарного объема розничной торговли в России. Доступ к базе был предоставлен НИУ ВШЭ.

Для анализа были отобраны следующие показатели — выручка от реализации (оборот) в качестве зависимой переменной и факторы производства: среднесписочная численность работников (труд), основные средства (капитал) и активы за вычетом основных средств (остальные активы). Также использована информация о регионе и дате регистрации компании. Размер компании в СПАРК доступен как категориальная переменная, определяемая в соответствии с Федеральным Законом от 24.07.2007 № 209-ФЗ⁶.

Из выборки были исключены наблюдения, в которых: среднесписочная численность сотрудников составляет до 5 человек включительно (такое отсечение дает возможность избавиться от бимодального распределения логарифма данного показателя); основные средства, активы и остальные активы составляют менее 1 тыс. руб.; выручка от реализации за год составляет менее 100 тыс. руб. (Краснопеева и др., 2016). Данные преобразования позволили исключить самые мелкие предприятия со специфическим типом производства и более низкой достоверностью информации. Кроме этого, для устранения экстремально больших значений из выборки были удалены 0.1% наблюдений⁷ с наибольшим значением из приведенных выше пяти показателей (выручка, среднесписочная численность сотрудников, основные средства, активы, остальные активы).

Чтобы панель была достаточно сбалансированной, были удалены предприятия с наблюдениями меньше чем за трехлетний период. Окончательное число фирм для дальнейшего анализа — 14291, общее число наблюдений формата «предприятие–год» — 61639. Итоговая панель сбалансирована на 80–86%. Сравнение распределения наблюдений в зависимости от размера до и после обработки данных представлено в табл. 1.

Как можно заметить из табл. 1, после обработки данных выборка сместилась от микропредприятий в сторону малых и средних предприятий, но доля крупных предприятий осталась примерно на уровне генеральной совокупности.

⁵ <https://spark-interfax.ru>.

⁶ Критерии малого и среднего предпринимательства в 2023 г.:

Микропредприятие — среднесписочная численность не более 15 чел.; доход не более 120 млн руб.; не менее 51% капитала (акций) должно принадлежать физлицам или другим субъектам малого предпринимательства; доля организаций, не являющихся субъектами малого предпринимательства, не может быть больше 49%; доля государства, субъектов РФ и (или) НКО — не более 25% (суммарно).

Малое предприятие — среднесписочная численность не более 100 чел.; доход не более 800 млн руб.

Среднее предприятие — среднесписочная численность не более 250 чел.; доход не более 2 млрд руб.

Доход, среднесписочная численность и доля участия определяются ежегодно.

⁷ Удаление большего количества наблюдений, к примеру, 0.5%, исключило бы из выборки значительную долю крупных предприятий, процент которых не превышает 0.8% (табл. 1).

Таблица 1. Число наблюдений в отрасли «розничная торговля» (ОКВЭД 47) за период 2019–2023 гг.

	Генеральная совокупность (согласно СПАРК)		После обработки	
	Число наблюдений	%	Число наблюдений	%
Крупные предприятия	4040	0.79	533	0.86
Средние предприятия	4400	0.86	2245	3.64
Малые предприятия	47745	9.30	19432	31.53
Микропредприятия	457045	89.05	39429	63.97
Всего	513230	100	61639	100

Примечание. Под числом наблюдений понимается число наблюдений формата «предприятие–год».

Для сопоставимости все стоимостные показатели были продефлированы с помощью индекса цен потребителей, т.к. он отражает изменение цен на товары и услуги, приобретаемые населением, и имеет, таким образом, непосредственную связь с розничной торговлей.

Описательные статистики переменных приведены в табл. 2. Число наблюдений — 61639.

3.2. Методология исследования

В данной работе отдано предпочтение именно SFA, т.к. он обладает рядом преимуществ по сравнению с другими методами анализа технической эффективности (DEA, квантильная регрессия). Во-первых, SFA позволяет отделить фактор неэффективности от внешнего шума. Во-вторых, дает исследовать детерминанты неэффективности в рамках одношаговой процедуры.

Таблица 2. Описательные статистики переменных за 2019–2023 гг.

Переменная	Определение	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
<i>Выпуск</i>					
<i>Y</i>	Выручка (оборот)	145	245	0.119	5061
<i>Факторы производства</i>					
<i>L</i>	Среднесписочная численность сотрудников, чел.	27	32	6	326
<i>K</i>	Основные средства	8	21	0.002	290
<i>OthAssets</i>	Остальные активы	50	79	0.004	535
<i>HNI</i>	Индекс Херфиндаля–Хиршмана	0.022	0.025	0.002	1
<i>Детерминанты неэффективности</i>					
<i>Size</i>	Активы	59	84	0.017	753
<i>Age</i>	Возраст, лет	15	8	1	42

Примечание. Все финансовые переменные приведены в млн руб., рассчитан ежегодный региональный индекс Херфиндаля–Хиршмана для 82 регионов РФ из используемой выборки.

Использование SFA предполагает, что не только фирмы могут отклоняться от границы производственных возможностей при неэффективном производстве, но и сама граница является стохастической и может сдвигаться под воздействием внешних факторов. Aigner et al. (1977) предложили задавать функцию в виде: $\ln y_i = \ln f(x_i, \beta) + \varepsilon_i$, где $\varepsilon_i = v_i - u_i$. Основная идея заключается в том, что ошибки ε_i разделяются на симметричные, независимые и одинаково распределенные компоненты v_i , которые включают в себя ошибки измерения и экзогенные шоки и не могут контролироваться фирмой, и неотрицательные компоненты $u_i \geq 0$, прямо пропорциональные неэффективности. С учетом допущений о распределении компонент ошибки, модель оценивается методом максимального правдоподобия⁸.

В данной работе используется подход Battese, Coelli (1995), который позволяет моделировать среднее распределения компоненты неэффективности как функцию от характеристик фирмы, иных переменных и времени. Это особенно полезно при анализе данных, где наблюдаются индивидуальные различия и изменения во времени:

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp\{v_{it} - u_{it}\}, \quad u_{it} = f(z_{it}, \gamma) + w_{it}, \quad (1)$$

где y_{it} — объем производства для i -й фирмы ($i = 1, 2, \dots, N$) в момент времени t ($t = 1, 2, \dots, T$); x_{it} — вектор значений объясняющих переменных, связанных с i -й фирмой в момент времени t ; β — вектор неизвестных параметров, подлежащих оценке; $v_{it} \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$; $u_{it} \sim \text{iid } N^+(\mu_{it}, \sigma_{it}^2)$, связанная с технической неэффективностью; z_{it} — вектор переменных, объясняющих среднее компоненты распределения технической неэффективности μ_{it} ; γ — вектор неизвестных коэффициентов; w_{it} — случайная величина.

Данная модель позволяет получить оценку одношаговой процедурой, что является наиболее предпочтительным способом для анализа эффективности (Wang, Schmidt, 2002). Использование усеченного нормального распределения объясняется желанием моделировать среднее в распределении неэффективности как функцию от ряда переменных (De Jorge, Suarez, 2007). Таким образом учитывается *гетерогенность* экономических агентов (Greene, 2008, chapter 2.6.6)⁹ — данный подход наиболее распространен в современной литературе по анализу технической эффективности компаний розничной торговли и иных отраслей экономики (Greene, 2008, 2016; Sellers-Rubio, Más-Ruiz, 2009; Lemi, Wright, 2020)¹⁰.

⁸ В целом, анализ стохастической границы основан на двух последовательных шагах. На первом этапе оценки параметров модели θ получаются путем максимизации функции логарифмической вероятности $l(\theta)$, где $\theta = (\beta', \sigma_u^2, \sigma_v^2)$. На втором этапе точечные оценки неэффективности могут быть получены через среднее значение условного распределения $f(u_i | \hat{\varepsilon}_i)$, где $\varepsilon_i = y_i - x_i' \hat{\beta}$. Анализ качества подгонки модели может быть проведен с помощью информационных критериев и значения логарифма функции максимального правдоподобия.

⁹ Авторами была сделана попытка использовать модель «true fixed effect» (Greene, 2005), которая позволяет отделить неэффективность от гетерогенности. Однако подобная модель, как написано в (Greene, 2016, chapter E64.7) и как отмечается в прикладных исследованиях по российским данным (Малахов, Пильник, 2013), часто не позволяет достичь сходимости алгоритма при попытках численного поиска максимума функции правдоподобия. В нашем случае сходимости тоже достичь не удалось.

¹⁰ Другой подход, связанный с анализом гетероскедастичности, рассматривает не среднее, а дисперсию неэффективности как функцию от ряда переменных (Greene, 2008, chapter 2.6.7). Можно найти примеры, когда подобные модели применяются в российской литературе к анализу компаний сектора торговли (Цветкова, 2021). Однако сходимость при таком подходе достигается только для достаточно небольших выборок. В случае же выборки, используемой в настоящей работе, при применении модели с гетероскедастичностью сходимости достичь не удалось.

В настоящей работе используются две функциональные формы производственной функции: транслогарифмическая в рамках базовой модели и Кобба–Дугласа для проверки робастности результатов. В формулировке Бессоновой (2007) с транслогарифмической спецификацией, с учетом временных эффектов и контрольной переменной (индекса конкуренции), модель (1) принимает вид:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln OthAssets_{it} + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 (\ln K_{it})^2 + \\ & + \beta_6 (\ln OthAssets_{it})^2 + \beta_{12} (\ln L_{it})(\ln K_{it}) + \beta_{13} (\ln L_{it})(\ln OthAssets_{it}) + \\ & + \beta_{23} (\ln K_{it})(\ln OthAssets_{it}) + \beta_7 HHI_{jt} + \delta_1 year2020 + \delta_2 year2021 + \\ & + \delta_3 year2022 + \delta_4 year2023 + v_{it} - u_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

где индексы i, j и t указывают на наблюдение за i -й фирмой j -го региона в году t ($t = 2019, \dots, 2023$), Y_{it} — выпуск (выручка), L_{it} — труд (среднесписочная численность сотрудников), K_{it} — капитал (основные средства), $OthAssets_{it}$ — остальные активы (активы за вычетом основных средств). Добавление фактора $OthAssets_{it}$ позволяет сравнивать эффективность предприятий с разными моделями производства — владение оборудованием и его аренда (Ипатова, Пересецкий, 2013; Краснопеева и др., 2016). HHI_{jt} — индекс концентрации производства Херфиндала–Хиршмана на региональном уровне, рассчитанный как сумма квадратов

долей выпуска фирм одного региона в суммарном выпуске региона: $HHI_{jt} = \sum_{i=1}^{n_{jt}} S_{it}^2$, где S_{it} — доля выпуска i -й фирмы в совокупном выпуске региона j в год t , n_{jt} — число фирм в регионе j в год t . По определению, индекс изменяется от 0 (высококонкурентная отрасль) до 1 (монополизированная отрасль). Фиктивные переменные $year2020$, $year2021$, $year2022$, $year2023$ — индикаторы года наблюдения — добавлены в основное уравнение для учета меняющейся макроэкономической ситуации за рассматриваемый период (2019 год является референтной категорией). Отклонение от границы производственных возможностей отражается в двух составляющих ошибки: $v_{it} \sim iid N(0, \sigma^2)$ — случайная компонента; $u_{it} \sim iid N^+(\mu_{it}, \sigma_{it}^2)$ — неотрицательная случайная величина, связанная с технической неэффективностью.

В существующей литературе о технической эффективности предприятий розничной торговли отмечается, что возраст является основной детерминантой неэффективности. Однако выявлено как положительное (Mengistae, 1996; Berger, Mester, 1997; Moreno, Soares, 2007; Sellers-Rubio, Más-Ruiz, 2009; De Jorge Moreno, Rojas Carrasco, 2014), так и отрицательное влияние возраста компаний на техническую эффективность (Bhandari, Maiti, 2007; Bogetić, Olusi, 2013; Цветкова, 2021). Поэтому более точным подходом представляется учет нелинейного характера взаимосвязи между возрастом и технической эффективностью. Реалистично предположить, что взаимосвязь может иметь перевернутый U-образный характер: в начале жизни фирмы техническая эффективность растет, достигая своего максимума к определенному возрасту, а затем снижается (Cheruiyot, 2017; Спицын и др., 2021).

Что касается размера компании, то обычно в литературе отмечается, что с его увеличением эффективность возрастает. Действительно, деятельность более крупных предприятий связана с экономией масштаба, что положительно влияет на эффективность. Так, крупные предприятия обладают преимуществами в отношении найма высококвалифицированных

менеджеров и заключения долгосрочных контрактов с поставщиками. Крупные предприятия обычно получают лучшие условия для оптовых закупок, что позволяет оптимизировать распределение ресурсов и реализацию продукции. Положительную связь между размером компании и ее технической эффективностью обнаружили в своих работах Ипатова, Пересецкий (2013), Краснопеева и др. (2016), где размер фирмы определен как величина активов; De Jorge, Suarez (2007), Lemi, Wright (2020), Цветкова (2021), где среднесписочная численность сотрудников рассматривается в качестве показателя, отвечающего за размер. По оценкам Bogetić, Olusi (2013), крупные фирмы также наиболее производительны. Kumbhakar, Peresetsky (2013) показали, что укрупнение банков приведет к повышению эффективности банковской системы России и Казахстана.

Однако и в этом случае можно предположить, что зависимость технической эффективности от размера компании может носить нелинейный характер (Cheruiyot, 2017). Наличие нелинейной (перевернутой U-образной) зависимости может объяснить кажущиеся противоречивыми выводы об отрицательном влиянии размера предприятий розничной торговли на техническую эффективность (Бахтин, 2009) или об отсутствии такого влияния (Rogova, Blinova, 2018).

В используемой в данной работе модели предполагается, что u_{it} имеет усеченное нормальное распределение со средним значением μ_{it} и дисперсией σ_u , где μ_{it} определяется в первом варианте (I) как

$$\mu_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \overline{Age}_i + \gamma_2 (\ln \overline{Age}_i)^2 + \delta_1 year2020 + \delta_2 year2021 + \delta_3 year2022 + \delta_4 year2023 + w_{it}, \quad (3)$$

где $\overline{Age}_i$ — средний возраст i -й фирмы. Необходимо помнить, что возраст (или его логарифм) является монотонной функцией от времени, и поэтому коэффициент при переменной возраста в уравнении (3) включал бы как эффекты, связанные с опытом фирмы, так и временные эффекты. Для разделения этих эффектов следуем подходу Цветковой (2021) и рассматриваем средний возраст. В качестве анализа робастности оценок, вместо среднего возраста в модель был включен текущий возраст фирмы. Оценки коэффициентов при временных фиктивных переменных в уравнениях (3)–(6) при этом изменились, однако остальные результаты — отдача на факторы производства, коэффициент масштаба, ежегодная динамика эффективности — оказались устойчивыми.

Во втором варианте (II) добавляется первый лаг размера и квадрата размера компании:

$$\mu_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \overline{Age}_i + \gamma_2 (\ln \overline{Age}_i)^2 + \gamma_3 \ln Size_{it-1} + \gamma_4 (\ln Size_{it-1})^2 + \delta_2 year2021 + \delta_3 year2022 + \delta_4 year2023 + w_{it}, \quad (4)$$

где $Size_{it}$ — размер i -й фирмы в момент времени t .

Первый лаг размера компании берется с целью избежать эндогенности. Действительно, как отмечено в работе (Jovanovic, 1982), причинно-следственная связь может быть направлена от технической эффективности к размеру, а не наоборот.

В третьем варианте (III) в уравнение (3) добавлен индекс Херфиндаля–Хиршмана на региональном уровне:

$$\mu_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \overline{Age}_i + \gamma_2 (\ln \overline{Age}_i)^2 + \gamma_3 \ln HHI_{it} + \delta_1 year2020 + \delta_2 year2021 + \delta_3 year2022 + \delta_4 year2023 + w_{it}. \quad (5)$$

В четвертом варианте (IV) в уравнение (4) добавлен индекс Херфиндаля–Хиршмана на региональном уровне:

$$\mu_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \overline{Age}_i + \gamma_2 (\ln \overline{Age}_i)^2 + \gamma_3 \ln Size_{it} + \gamma_4 (\ln Size_{it-1})^2 + \gamma_5 \ln HHI_{it} + \delta_2 year2021 + \delta_3 year2022 + \delta_4 year2023 + w_{it}. \quad (6)$$

Модели оцениваются методом максимального правдоподобия. Проверка относительной важности технической неэффективности выполняется с помощью $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$. Если $\lambda = 0$, то это означает, что на отклонение от границы производственных возможностей оказывают влияние только ошибки спецификации, и нет смысла включать в модель факторы, определяющие техническую неэффективность.

Анализ осуществлен в пакете Stata/MP18. Для оценки параметров и расчета технической эффективности используется модуль Belotti et al. (2013) и команда *sfpanel*, *model(bc95)*. Техническая эффективность рассчитывается по формуле из (Battese, Coelli, 1988): $TE_{it} = E \exp(-u_i | \varepsilon_i)$.

4. Результаты

Результаты оценивания моделей для четырех вариантов наборов детерминант технической эффективности приведены в табл. 3¹¹. Модель I обозначает анализ на основе уравнений (2) и (3), модель II — (2) и (4), модель III — (2) и (5), модель IV — (2) и (6).

Таблица 3. Результаты оценивания моделей

Переменная	(I)	(II)	(III)	(IV)
$\ln K$	−0.116*** (0.019)	−0.211*** (0.023)	−0.116*** (0.019)	−0.211*** (0.023)
$\ln L$	0.997*** (0.057)	1.026*** (0.067)	0.998*** (0.057)	1.026*** (0.067)
$\ln OthAssets$	0.075** (0.036)	−0.209*** (0.054)	0.074** (0.037)	−0.209*** (0.054)
$(\ln K)^2$	0.0003 (0.0005)	0.0007 (0.0006)	0.0003 (0.0005)	0.0007 (0.0006)
$(\ln L)^2$	0.054*** (0.005)	0.044*** (0.006)	0.053*** (0.005)	0.044*** (0.006)
$(\ln OthAssets)^2$	0.010*** (0.001)	0.015*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.015*** (0.002)
$(\ln OthAssets) \times (\ln K)$	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.001)
$(\ln OthAssets) \times (\ln L)$	−0.043*** (0.004)	−0.040*** (0.005)	−0.043*** (0.004)	−0.040*** (0.005)
$(\ln K) \times (\ln L)$	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)

¹¹ Результаты анализа в модели II и IV приведены в таблице с первым лагом. Результаты в вариантах моделей II и IV со вторым лагом доступны по запросу от авторов. Качественно и количественно они соответствуют оценкам в рамках модели с первым лагом. Оценки моделей I–IV для функций Кобба–Дугласа также согласуются с результатами таблиц 3 и 4.

Окончание табл. 3

Переменная	(I)	(II)	(III)	(IV)
HHI	-0.624*** (0.102)	-0.528*** (0.118)	-0.398*** (0.129)	-0.355** (0.151)
2020	0.055*** (0.013)		0.054*** (0.013)	
2021	0.062*** (0.012)	-0.004 (0.013)	0.062*** (0.012)	-0.003 (0.013)
2022	0.041*** (0.012)	-0.005 (0.013)	0.041*** (0.012)	-0.005 (0.013)
2023	0.082*** (0.013)	0.036*** (0.013)	0.082*** (0.012)	0.036*** (0.013)
Constant	12.95*** (0.319)	16.09*** (0.487)	12.95*** (0.319)	16.08*** (0.486)
μ				
$\ln \overline{Age}$	-1.582*** (0.510)	0.144 (0.485)	-1.591*** (0.508)	0.158 (0.490)
$(\ln \overline{Age})^2$	0.835*** (0.135)	0.411*** (0.097)	0.834*** (0.134)	0.411*** (0.097)
$\ln Size_{(-1)}$		-4.405*** (0.551)		-4.435*** (0.560)
$(\ln Size_{(-1)})^2$		0.129*** (0.016)		0.130*** (0.017)
HHI			3.686*** (1.207)	2.337* (1.209)
2020	0.821*** (0.170)		0.815*** (0.169)	
2021	0.491*** (0.155)	-0.264** (0.113)	0.498*** (0.154)	-0.257** (0.113)
2022	0.174 (0.151)	-0.452*** (0.121)	0.176 (0.150)	-0.450*** (0.122)
2023	0.058 (0.154)	-0.550*** (0.130)	0.047 (0.154)	-0.556*** (0.131)
Constant	-6.866*** (1.326)	30.894*** (3.954)	-6.894*** (1.314)	31.020*** (3.999)
σ_u	1.637*** (0.108)	1.478*** (0.091)	1.633*** (0.106)	1.482*** (0.092)
σ_v	0.503*** (0.004)	0.489*** (0.004)	0.503*** (0.004)	0.490*** (0.004)
λ	3.253*** (0.106)	3.019*** (0.089)	3.245*** (0.105)	3.025*** (0.090)
Оценка технической эффективности				
Среднее	0.663	0.654	0.663	0.654
Стандартное отклонение	0.163	0.168	0.163	0.168
Минимум	0.003	0.003	0.003	0.003
Максимум	0.944	0.938	0.944	0.938
Число наблюдений	61639	46118	61639	46118
Число фирм	14291	14275	14291	14275

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5, 1%-ном уровне соответственно. В скобках приведены робастные стандартные ошибки. Зависимая переменная — логарифм выручки. Нижний индекс (-1) означает первый лаг.

Значимость оценки дисперсии u для всех моделей показывает наличие неэффективности среди предприятий. Дисперсия ошибки u оказалась больше, чем дисперсия ошибки v . Иными словами, отклонения выручки от оптимального значения за счет неэффективности превышает случайные отклонения. Об этом же свидетельствует и коэффициент λ , который больше единицы для всех спецификаций и функциональных форм. Это означает, что неэффективность является доминирующим источником отклонений от границы производственных возможностей.

Для каждой модели были рассчитаны эластичности выпуска по каждому из трех факторов производства по следующей формуле: $\frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{k,it}}$, где y_{it} — выпуск i -й фирмы в год t , $\ln x_{k,it}$ — k -й фактор производства фирмы i в год t . Далее был определен коэффициент отдачи от масштаба i -й фирмы в год t : $scale_{it} = \sum_k \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{k,it}}$.

В таблице 4 представлены эластичности выпуска и отдачи от масштаба для каждой из моделей.

Таблица 4. Коэффициенты эластичностей и отдача от масштаба

Факторы производства	(I)	(II)	(III)	(IV)
K	0.027*** (0.001)	0.023*** (0.002)	0.027*** (0.001)	0.023*** (0.002)
L	0.612*** (0.005)	0.625*** (0.005)	0.612*** (0.005)	0.625*** (0.005)
$OthAssets$	0.379*** (0.002)	0.373*** (0.004)	0.379*** (0.002)	0.373*** (0.004)
$Scale$	1.018*** (0.004)	1.021*** (0.005)	1.018*** (0.004)	1.021*** (0.005)

Примечание. *** — значимость на 1%-ном уровне, в скобках приведены робастные стандартные ошибки.

Все эластичности статистически значимы на 1%-ном уровне и имеют положительный знак. Наибольший вклад в увеличении логарифма выручки дает логарифм труда: при росте количества сотрудников на 1% при прочих равных условиях выручка повышается на 0.61–0.63% в зависимости от модели. Это закономерно для розничной торговли, где ключевое влияние оказывает работа персонала (продавцы, администраторы, логисты). Низкий вклад логарифма основных средств в рост логарифма выручки и значительно более высокий от остальных активов может свидетельствовать о более важной роли арендованных площадей и торгового оборудования, чем находящихся в собственности фирм розничной торговли.

Как можно увидеть из табл. 4, все модели показали наличие формально возрастающей отдачи от масштаба (статистически отличной от единицы), но весьма близкой к постоянной. Это означает, что с увеличением количества всех факторов производства выпуск будет расти практически пропорционально. Однако даже при постоянной отдаче от масштаба укрупнение бизнеса может снизить издержки за счет возможности заключения более выгодных контрактов с поставщиками (скидки от объемов). Это снижает себестоимость закупки и, как следствие, цену на полке. Другие возможности по сокращению издержек представляют маркетинговая синергия, выход на новые регионы и централизация логистики.

В качестве иллюстрации можно упомянуть слияние продуктового ритейлера «Дикси», сетей «Бристоль» и «Красное Белое» в 2019 г. Возникшее таким образом новое объединение «Mercury Retail Group Limited» становится третьим по величине оборота в стране, вступая в конкурентную борьбу с такими гигантами, как «X5 Group» и «Магнит». Другой пример — объединение крупнейших торговых сетей Сибири и Дальнего Востока — «Красного Яра», «Самбери» и «Слаты» — в холдинг «Восточный союз» в 2021 г. Эта новая компания сразу же вошла в десятку крупнейших ритейлеров страны.

Результаты анализа указывают на статистически значимый рост выпуска 2020–2023 гг. по сравнению с 2019 г. Если же рассмотреть модели II и IV, то в них изменение выпуска в 2021–2022 гг. незначимо по отношению к 2020 г., а статистически значимое увеличение выпуска наблюдается лишь в 2023 г. по сравнению с 2020 г. Эти результаты соответствуют и оценкам в моделях I и III, если рассмотреть, как различаются коэффициенты при фиктивных переменных для 2020 г. и каждого года с 2021 по 2023. В целом результаты анализа указывают на рост выпуска в 2020 г. по сравнению с 2019 г. Это свидетельствует о том, что розничная торговля (во многом за счет перехода на интернет-продажи и доставку напрямую потребителю) не пострадала от COVID-кризиса. В то же время наблюдается рост выпуска в 2023 г. по отношению к 2022 г.

Средний возраст и размер компаний оказывают отрицательный эффект на среднее μ в распределении неэффективности, а квадраты среднего возраста и размера — положительный¹². Иными словами, эффективность увеличивается с ростом и возрастом компаний, что соответствует результатам большинства западных и российских исследований (De Jorge, Suarez, 2007; Ипатова, Пересецкий, 2013; Краснопеева и др., 2016; Цветкова, 2021). Однако зависимость нелинейная, и при достижении определенного «оптимального» возраста фирмы (3-х лет в нашем случае по модели III) и «оптимального» размера фирмы (26 млн руб. активов по модели IV) неэффективность начинает возрастать.

Индекс Херфиндала–Хиршмана положительно связан с неэффективностью. Это означает, что с ростом конкуренции (более низкие значения индекса) эффективность растет, и этот результат соответствует выводам прежних исследований (Ko et al., 2017). К сожалению, выявить нелинейную взаимосвязь между конкуренцией и эффективностью предприятий розничной торговли в России нам не удалось — при включении квадрата переменной *NNI* модель не сошлась.

Фиктивные переменные года в уравнении для μ отражают влияние временных факторов и показывают аддитивные изменения неэффективности в сравнении с базовым годом. В моделях I и III базовым годом выступает 2019, и изменения неэффективности в 2020–2021 гг. оказываются положительными и значимыми, при этом коэффициенты при фиктивных переменных 2021–2023 гг. ниже, чем при 2020 г. Эти результаты соответствуют оценкам и в моделях (II) и (IV), где базовый год 2020 (панель уменьшается на один год из-за взятия лага), и коэффициенты при дамми 2021–2023 гг. отрицательны.

Средняя техническая эффективность для анализируемой выборки предприятий розничной торговли за период 2019–2023 гг. составила 65–66%. Это означает, что фирмы используют не весь свой потенциал, и существуют «потери» из-за неэффективного использования ресурсов. За весь рассматриваемый период эффективность предприятий розничной торговли

¹² Исключения составляют модели II и IV в случае переменной «средний возраст»: здесь наблюдается нелинейность (квадрат переменной значим), но сам коэффициент при линейном члене незначим.

выросла на 0.5 процентных пункта (п.п.). Статистически значимое снижение на 2.8 п.п. по сравнению с предыдущим годом происходило в 2020 г., затем наблюдался значимый рост год к году в 2021 и 2022 гг. на 1.8 п.п и 1.2 п.п. соответственно (рис. 1)¹³. График на рисунке рассчитан по модели III, где наиболее длинная панель.

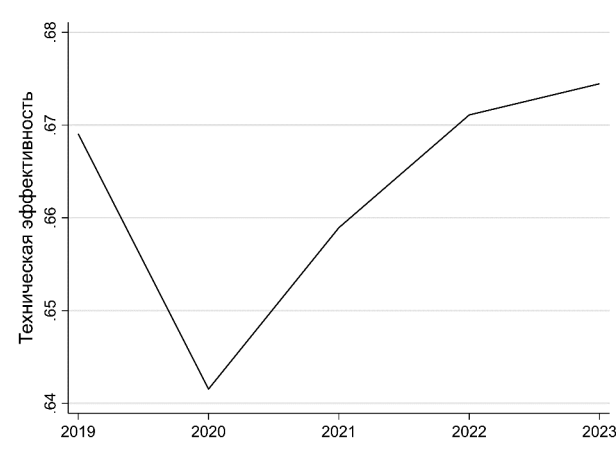


Рис 1. Динамика изменения средней технической эффективности

Можно сделать вывод, что кризис 2020 г. отрицательно сказался на технической эффективности предприятий розничной торговли в России, а кризис 2022 г. не оказал негативного влияния.

Для выявления наиболее и наименее эффективных компаний было проведено ранжирование предприятий по среднему показателю эффективности за период, и отобраны по 40 самых лучших и худших компаний. В число самых эффективных попали фирмы моложе 20 лет (средний возраст эффективных фирм по состоянию на 2023 г. составляет 9 лет). В то же время среди неэффективных компаний преобладают микропредприятия старше 20 лет (78%). Результат согласуется с наличием перевернутой U-зависимости между возрастом и размером фирмы, и ее эффективностью.

Среди самых эффективных присутствуют в основном малые (55%) и средние (28%) предприятия. Значительное число самых эффективных компаний — это компании, реализующие моторное топливо.

Для проверки робастности результатов были проведены расчеты для производственной функции Кобба–Дугласа. Кроме того, был рассмотрен логарифм возраста компании. Также для дополнительной проверки результатов была проведена оценка моделей для ограниченной выборки: были исключены 18970 наблюдений со среднесписочной численностью сотрудников менее 10 человек включительно. Вне зависимости от выбора функциональной формы и выборки результаты оказались количественно и качественно устойчивыми.

Отметим ограничения данного исследования. Во-первых, как показано в табл. 1, анализируемая выборка смещена в сторону малых и средних предприятий, что может завышать оценки технической эффективности и отдачи от факторов производства. Во-вторых, данные

¹³ Изменения технической эффективности от года к году статистически значимы по расчетам с помощью *t*-тестов.

по компаниям доступны за достаточно короткий промежуток времени — не более 5 лет. При допущении о неизменности технологии в течение длительного периода можно было бы получить более точные оценки. В-третьих, не представляется возможным учесть факторы, связанные с управлением компанией (менеджмент, стратегическое управление), а также некоторые детерминанты неэффективности, рассматриваемые в западной литературе.

5. Заключение

Моделирование эффективности российских предприятий часто становится объектом теоретических и эмпирических исследований (Головань, 2006; Бессонова, 2007; Пересецкий, 2009; Бахтин, 2009; Ипатова, Пересецкий, 2013; Федорова и др., 2015; Краснопеева и др., 2016; Цветкова, 2021). Однако анализ обычно сконцентрирован на отраслях промышленности или на банковской сфере, а эмпирические исследования как по сектору услуг в целом, так и по важной его составляющей — розничной торговле — в России все еще скудны.

В данной работе проведен анализ технической эффективности российских предприятий розничной торговли за период 2019–2023 гг. Для исследования выбрана база данных СПАРК, откуда взята информация по 14291 предприятию. Исследование проведено с помощью анализа стохастической границы. Для оценки параметров производственной функции и выявления детерминант среднего распределения компоненты технической неэффективности используется модель Battese, Coelli (1995).

Результаты показывают, что для предприятий в выборке характерна возрастающая отдача от масштаба, близкая к постоянной, а наибольший вклад в увеличение выручки дает труд. Техническая эффективность предприятий розничной торговли за весь анализируемый период составила 65–66%, она резко падает в период с 2019 по 2020 г., но затем начинает стабильно расти. Хотя эффективность компаний и падает в 2020 г., их выпуск в этот период не пострадал.

Размер фирмы, возраст и индекс региональной конкуренции оказались значимыми детерминантами технической эффективности. Была выявлена перевернутая U-образная зависимость от возраста и размера и рассчитаны значения точек максимума (точек перегиба) для каждого из факторов.

Проведенное исследование может быть полезно для топ-менеджеров компаний для «выявления лучших практик» и оценки своего положения среди конкурентов, а также для поставщиков в случае вертикальной интеграции. Полученные выводы о детерминантах неэффективности и оценке динамики технической эффективности в период макроэкономических шоков могут использоваться регулирующими органами в рамках применения дифференцированной экономической политики по отношению к предприятиям розничной торговли.

Благодарности. Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ (HSE-BR-2025–001), и выполнено с использованием суперкомпьютерного комплекса НИУ ВШЭ. Авторы благодарят главного редактора журнала А. А. Пересецкого, анонимного рецензента, М. Ю. Афанасьева, Е. В. Бессонову, Е. С. Вакуленко, С. В. Голованя, И. Б. Ипатову, К. А. Стырина и участников Международной научной школы-семинара имени академика С. С. Шаталина 2025 г. за ценные замечания по содержанию работы. Также выражаем признательность А. Б. Буттаеву за первичную обработку данных из базы СПАРК.

Список литературы

- Бахтин К. (2009). Оценка и сравнение технической эффективности российских промышленных и торговых компаний. *Препринт # BSP/2009/102R*. М.: Российская экономическая школа.
- Бессонова Е. В. (2007). Оценка эффективности производства российских промышленных предприятий. *Прикладная эконометрика*, 6 (2), 13–35.
- Головань С. В. (2006). Факторы, влияющие на эффективность российских банков. *Прикладная эконометрика*, 2 (2), 3–17.
- Ипатов А. Б., Пересецкий А. А. (2013). Техническая эффективность предприятий отрасли производства резиновых и пластмассовых изделий. *Прикладная эконометрика*, 32 (4), 71–92.
- Краснопеева Н. А., Назруллаева Е. Ю., Пересецкий А. А., Щетинин Е. И. (2016). Экспортировать или нет? Экспортный статус и техническая эффективность российских предприятий. *Вопросы экономики*, 7, 123–146. DOI: 10.32609/0042-8736-2016-7-123-146.
- Малахов Д. И., Пильник Н. П. (2013). Методы оценки показателя эффективности в моделях стохастической производственной границы. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 4, 660–686.
- Пересецкий А. А. (2009). Техническая эффективность банков. Россия и Казахстан. *Финансы и бизнес*, 1, 41–53.
- Спицын В. И., Спицына Л. Ю., Грибанова Е. Б. (2021). Моделирование влияния возраста на техническую эффективность в разрезе отраслей и временных периодов. *Вестник университета*, 10, 59–68. DOI: 10.26425/1816-4277-2021-10-59-68.
- Федорова Е. А., Коркмазова Б. К., Муратов М. А. (2015). Оценка эффективности компаний с прямыми иностранными инвестициями: отраслевые особенности в РФ. *Пространственная экономика*, 2, 47–63. DOI: 10.14530/se.2015.2.047-063.
- Цветкова А. Н. (2021). Динамика технической эффективности российских предприятий в 2013–2018 годах. *Прикладная эконометрика*, 63, 91–116. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-63-91-116.
- Afriat S. (1972). Efficiency estimation of production function. *International Economic Review*, 13 (3), 568–598. DOI: 10.2307/2525845.
- Aigner D., Lovell C., Schmidt P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Economics*, 6, 21–37. DOI: 10.1016/0304-4076(77)90052-5.
- Battese G., Coelli T. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38 (3), 387–399. DOI: 10.1016/0304-4076(88)90053-X.
- Battese G., Coelli T. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–169. DOI: 10.1007/BF00158774.
- Battese G., Coelli T. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325–332. DOI: 10.1007/BF01205442.
- Barros C. (2005). Efficiency in hypermarket retailing: A stochastic frontier model. *International Review of Retail Distribution and Consumer Research*, 15 (2), 171–189. DOI: 10.1080/09593960500049381.
- Belotti F., Daidone S., Ilardi G., Atella V. (2013). Stochastic frontier analysis using stata. *The Stata Journal*, 13 (4), 719–758. DOI: 10.1177/1536867X1301300404.

- Berger A., Mester L. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions? *Journal of Banking & Finance*, 21 (7), 895–947. DOI: 10.1016/S0378-4266(97)00010-1.
- Bhandari A., Maiti P. (2007). Efficiency of Indian manufacturing firms: Textile industry as a case study. *International Journal of Business and Economics*, 6 (1), 71–88.
- Bogetić Ž., Olusi O. (2013). Drivers of firm-level productivity in Russia's manufacturing sector. *Policy Research Working Paper*, 6572. World Bank, Washington.
- Breivik J., Larsen N., Thyholdt S., Myrland Ø. (2023). Measuring inventory turnover efficiency using stochastic frontier analysis: Building materials and hardware retail chains in Norway. *International Journal of Systems Science: Operation & Logistics*, 10, 1, 1–20. DOI: 10.1080/23302674.2021.1964635.
- Cheruiyot K. (2017). Determinants of technical efficiency in Kenyan manufacturing sector. *African Development Review*, 29 (1), 44–55. DOI: 10.1111/1467-8268.12237.
- De Jorge J., Suarez C. (2007). Efficiency measures for Spanish retailing firms in a regulated market. *Journal of Economic Development*, 32 (1), 35–47.
- De Jorge Moreno J., Rojas Carrasco O. (2014). Evolution of efficiency and its determinants in the retail sector in Spain: New evidence. *Journal of Business Economics and Management*, 16 (1), 244–260. DOI: 10.3846/16111699.2012.732958.
- De Jorge Moreno J., Rojas Carrasco O. (2015). Technical efficiency and its determinants factors in Spanish textiles industry (2002–2009). *Journal of Economic Studies*, 42 (3), 346–357. DOI: 10.1108/JES-06-2013-0085.
- Greene W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23 (1), 7–32. DOI: 10.1007/s11123-004-8545-1.
- Greene W. (2008). *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford University Press.
- Greene W. (2016). *LIMDEP Version 13. Econometric modelling guide*. Econometric Software, Inc. <https://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/DiscreteChoice/Software/manual/LIMDEP%2011%20Econometric%20Modeling%20Guide.pdf>.
- Kim H., Ho Ryu M., Lee D., Kim J. (2022). Should a small-sized store have both online and offline channels? An efficiency analysis of the O2O platform strategy. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 64, 102823. DOI: 10.1016/j.jretconser.2021.102823.
- Jovanovic B. (1982). Selection and the evolution of industry. *Econometrica*, 50 (3), 649–670.
- Ko K., Chang M., Bae E.-S., Kim D. (2017). Efficiency analysis of retail chain stores in Korea. *Sustainability*, 9 (9), 16–29. DOI: 10.3390/su9091629.
- Kumbhakar S., Peresetsky A. (2013). Cost efficiency of Kazakhstan and Russian banks: Results from competing panel data models. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 88–113. DOI: 10.1080/17520843.2012.727444.
- Lemi A., Wright I. (2020). Exports, foreign ownership, and firm-level efficiency in Ethiopia and Kenya: An application of the stochastic frontier model. *Empirical Economics*, 58 (2), 669–698. DOI: 10.1007/s00181-018-1521-9.
- Meeusen W., Van Den Broeck J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18, 435–444. DOI: 10.2307/2525757.
- Mengistae T. (1996). Age-size effects in productive efficiency: A second test of the passive learning model. *CSAE Working Paper Series 1996–02*. University of Oxford.

- Perrigot R., Barros C. (2008). Technical efficiency of French retailers. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 15, 296–305. DOI: 10.1016/J.JRETCONSER.2007.06.003.
- Rogova E., Blinova A. (2018). The technical efficiency of Russian retail companies: An empirical analysis. *Zeszyty Naukowe*, 5 (977), 171–185. DOI: 10.15678/ZNUEK.2018.0977.0511.
- Sellers-Rubio R., Más-Ruiz F.J. (2009). Technical efficiency in the retail food Industry: The influence of inventory management, wage levels, and age of the firm. *European Journal of Marketing*, 43 (5–6), 652–669. DOI: 10.1108/03090560910946981.
- Wang H.-J., Schmidt P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18, 129–144. DOI: 10.1023/A:1016565719882.

Поступила в редакцию 20.10.2025;
принята в печать 24.01.2026

Besstreymannaya G. E., Kuznetsova Yu. A. The analysis of technical efficiency of Russian retail companies in 2019–2023. *Applied Econometrics*, 2026, v. 82, pp. 26–46.
DOI: 10.22394/1993-7601-2026-82-26-46.

Galina Besstreymannaya

HSE University, Moscow, Russian Federation;
gbesstreymannaya@hse.ru

Yulia Kuznetsova

HSE University, Moscow, Rostov Regional Division of the Southern Main Branch
of the Central Bank of the Russian Federation, Rostov-on-Don, Russian Federation;
iuarkuznetsova@edu.hse.ru

The analysis of technical efficiency of Russian retail companies in 2019–2023¹⁴

This paper studies the technical efficiency of Russian retail companies from 2019 to 2023 using stochastic frontier analysis (SFA) with the Battese and Coelli (1995) model. The authors employ a trans-logarithmic production function for estimations. The dependent variable is company revenue, and the production factors are the average number of employees, fixed assets, and assets less fixed assets, along with year-specific dummies. We model the mean distribution of the inefficiency component as a function of company age, total assets, and the regional Herfindahl–Hirschman index, calculated using a sample from the SPARK database.

The results of our analysis show that labor makes the largest contribution to revenue growth, with increasing returns to scale, albeit close to constant. Revenue increased annually throughout the period under study. Average technical efficiency in the industry exhibits an inverted-U-shaped relationship

¹⁴ The views expressed herein are solely those of the authors. The content and results of this research should not be considered or referred to in any publications as the Bank of Russia's official position, official policy, or decisions. Any errors in this document are the responsibility of the authors.

with firm age and size. Technical efficiency declined significantly during the pandemic but showed steady growth in subsequent years.

Acknowledgements. The study was carried out as part of the HSE University Fundamental Research Program (HSE-BR-2025-001), and was performed using the HSE University Supercomputer Complex.

Keywords: efficiency analysis; stochastic frontier analysis; heterogeneity; panel data model; retail industry.

JEL classification: D24; L81; C33; C4; D22; L25.

References

- Bakhtin K. (2009). The measurement and the comparison of technical efficiency of Russian manufacturing and trade companies. *Working paper: BSP New Economic School 2009/102R*. M.: HSE (in Russian).
- Bessonova E. (2007). An estimation of the production efficiency of Russian industrial firms. *Applied Econometrics*, 6 (2), 13–35 (in Russian).
- Fedorova E., Korkmazova B., Muratov M. (2015). Assessing the effectiveness of joint companies in Russia: Industry-specific features. *Spatial Economics*, 2, 47–63 (in Russian). DOI: 10.14530/se.2015.2.047-063.
- Golovan S. (2006). Factors influencing the efficiency of the Russian banks performance. *Applied Econometrics*, 2, 3–17 (in Russian).
- Ipatova I., Peresetsky A. (2013). Technical efficiency of Russian plastic and rubber production firms. *Applied Econometrics*, 32 (4), 71–92 (in Russian).
- Krasnopeeva N., Nazrullaeva E., Peresetsky A., Shchetin E. (2016). To export or not to export? The link between the exporter status of a firm and its technical efficiency in Russia's manufacturing sector. *Voprosy Ekonomiki*, 7, 123–146 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2016-7-123-146.
- Malakhov D., Pilnik N. (2013). Methods of estimating of the efficiency in stochastic frontier models. *HSE Economic Journal*, 4, 660–686 (in Russian).
- Peresetsky A. (2009). Technical efficiency of banks: Russia and Kazakhstan. *Finance and Business*, 1, 41–53 (in Russian).
- Spitsin V. V., Spitsina L. Yu., Griбанова E. B. (2021). Modeling the influence of age on the technical efficiency by sector and time periods. *Vestnik universiteta*, 10, 59–68 (in Russian). DOI: 10.26425/1816-4277-2021-10-59-68.
- Tsvetkova A. (2021). Technical efficiency trends of Russian firms in 2013–2018. *Applied Econometrics*, 63, 91–116 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2021-63-91-116.
- Afriat S. (1972). Efficiency estimation of production function. *International Economic Review*, 13 (3), 568–598. DOI: 10.2307/2525845.
- Aigner D., Lovell C., Schmidt P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Economics*, 6, 21–37. DOI: 10.1016/0304-4076(77)90052-5.
- Battese G., Coelli T. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38 (3), 387–399. DOI: 10.1016/0304-4076(88)90053-X.
- Battese G., Coelli T. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–169. DOI: 10.1007/BF00158774.

- Battese G., Coelli T. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325–332. DOI: 10.1007/BF01205442.
- Barros C. (2005). Efficiency in hypermarket retailing: A stochastic frontier model. *International Review of Retail Distribution and Consumer Research*, 15 (2), 171–189. DOI: 10.1080/09593960500049381.
- Belotti F., Daidone S., Ilardi G., Atella V. (2013). Stochastic frontier analysis using stata. *The Stata Journal*, 13 (4), 719–758. DOI: 10.1177/1536867X1301300404.
- Berger A., Mester L. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions? *Journal of Banking & Finance*, 21 (7), 895–947. DOI: 10.1016/S0378-4266(97)00010-1.
- Bhandari A., Maiti P. (2007). Efficiency of Indian manufacturing firms: Textile industry as a case study. *International Journal of Business and Economics*, 6 (1), 71–88.
- Bogetić Ž., Olusi O. (2013). Drivers of firm-level productivity in Russia's manufacturing sector. *Policy Research Working Paper*, 6572. World Bank, Washington.
- Breivik J., Larsen N., Thyholdt S., Myrland Ø. (2023). Measuring inventory turnover efficiency using stochastic frontier analysis: Building materials and hardware retail chains in Norway. *International Journal of Systems Science: Operation & Logistics*, 10, 1, 1–20. DOI: 10.1080/23302674.2021.1964635.
- Cheruiyot K. (2017). Determinants of technical efficiency in Kenyan manufacturing sector. *African Development Review*, 29 (1), 44–55. DOI: 10.1111/1467-8268.12237.
- De Jorge J., Suarez C. (2007). Efficiency measures for Spanish retailing firms in a regulated market. *Journal of Economic Development*, 32 (1), 35–47.
- De Jorge Moreno J., Rojas Carrasco O. (2014). Evolution of efficiency and its determinants in the retail sector in Spain: New evidence. *Journal of Business Economics and Management*, 16 (1), 244–260. DOI: 10.3846/16111699.2012.732958.
- De Jorge Moreno J., Rojas Carrasco O. (2015). Technical efficiency and its determinants factors in Spanish textiles industry (2002–2009). *Journal of Economic Studies*, 42 (3), 346–357. DOI: 10.1108/JES-06-2013-0085.
- Greene W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23 (1), 7–32. DOI: 10.1007/s11123-004-8545-1.
- Greene W. (2008). *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford University Press.
- Greene W. (2016). *LIMDEP Version 13. Econometric modelling guide*. Econometric Software, Inc. <https://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/DiscreteChoice/Software/manual/LIMDEP%2011%20Econometric%20Modeling%20Guide.pdf>.
- Jovanovic B. (1982). Selection and the evolution of industry. *Econometrica*, 50 (3), 649–670.
- Kim H., Ho Ryu M., Lee D., Kim J. (2022). Should a small-sized store have both online and offline channels? An efficiency analysis of the O2O platform strategy. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 64, 102823. DOI: 10.1016/j.jretconser.2021.102823.
- Ko K., Chang M., Bae E.-S., Kim D. (2017). Efficiency analysis of retail chain stores in Korea. *Sustainability*, 9 (9), 16–29. DOI: 10.3390/su9091629.
- Kumbhakar S., Peresetsky A. (2013). Cost efficiency of Kazakhstan and Russian banks: Results from competing panel data models. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 88–113. DOI: 10.1080/17520843.2012.727444.

- Lemi A., Wright I. (2020). Exports, foreign ownership, and firm-level efficiency in Ethiopia and Kenya: An application of the stochastic frontier model. *Empirical Economics*, 58 (2), 669–698. DOI: 10.1007/s00181-018-1521-9.
- Meeusen W., Van Den Broeck J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18, 435–444. DOI: 10.2307/2525757.
- Mengistae T. (1996). Age-size effects in productive efficiency: A second test of the passive learning model. *CSAE Working Paper Series 1996–02*. University of Oxford.
- Perrigot R., Barros C. (2008). Technical efficiency of French retailers. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 15, 296–305. DOI: 10.1016/J.JRETCONSER.2007.06.003.
- Rogova E., Blinova A. (2018). The technical efficiency of Russian retail companies: An empirical analysis. *Zeszyty Naukowe*, 5 (977), 171–185. DOI: 10.15678/ZNUEK.2018.0977.0511.
- Sellers-Rubio R., Más-Ruiz F. J. (2009). Technical efficiency in the retail food Industry: The influence of inventory management, wage levels, and age of the firm. *European Journal of Marketing*, 43 (5–6), 652–669. DOI: 10.1108/03090560910946981.
- Wang H.-J., Schmidt P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18, 129–144. DOI: 10.1023/A:1016565719882.

Received 20.10.2025; accepted 24.01.2026