

Взаимосвязь структуры рынка, размера фирм и их инновационной активности в экономике России: опыт отраслевого конкурентного анализа*

С. П. Петров

Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН,
Российская Федерация, 630090, Новосибирск, пр. Академика Лаврентьева, 17;
Новосибирский государственный технический университет,
Российская Федерация, 630073, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20

Для цитирования: Петров С.П. (2021) Взаимосвязь структуры рынка, размера фирм и их инновационной активности в экономике России: опыт отраслевого конкурентного анализа. *Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика.* Т.37. Вып.3. С.413–441. <https://doi.org/10.21638/spbu05.2021.303>

Ряд проведенных ранее теоретических и прикладных исследований показал отсутствие однозначной зависимости между структурой рынка, определяемой, в частности, размером фирм, и их инновационной активностью. Понимание характера взаимосвязи между структурой рынка, размером фирм и их поведением позволяет поднять уровень обоснования и стратегий бизнеса, и инновационной политики, что актуально в условиях цифровой трансформации экономики России. Статья посвящена углубленному изучению вопроса о влиянии структуры рынка на инновационную активность фирм в России в 2006–2016 гг. Выбор данного периода обусловлен переходом в 2017 г. на новую редакцию Общероссийского классификатора видов экономической деятельности и началом активной цифровизации экономики России. Гипотезой исследования является утверждение, что в России под действием ряда событий обостряется влияние размера фирм на их инновационную активность в различных отраслях экономики. На основе построения моделей объединенной регрессии и панельных данных показано, что на исследуемом этапе развития страны прослеживается положительная взаимосвязь между средним размером фирм в отрасли и их инновационной активностью. Одновременно в результате проведенного анализа были выявлены предпосылки для усиления роли отраслей с меньшими по размеру фирмами, то есть отраслей, относящихся к среднеконцентрированным, что указывает на изменение структуры экономики России. Наряду с этим проведенная в статье оценка взаимосвязи между размером фирм и их инновационной активностью позволила сделать вывод, что в экономике России связь между размером фирм и долей затрат, направляемых на технологические инновации, не имеет статистически значимой отраслевой специфики, то есть их связь с принадлежностью к определенному виду экономической деятельности не прослеживается. Перспективы развития данного исследования заключаются в более глубоком изучении факторов, определяющих полученные результаты, в разработке рекомендаций по фор-

* Статья подготовлена по плану НИР ИЭОПП СО РАН, проект «Интеграция и взаимодействие мезоэкономических систем и рынков в России и ее восточных регионах: методология, анализ, прогнозирование», № 121040100284-9.

мированию работающей инновационной системы России, а также по совершенствованию сферы антимонопольного регулирования в вопросе выявления барьеров входа.

Ключевые слова: структура рынка, инновации, инновационная активность фирм, затраты на технологические инновации, размер фирм, отрасли экономики России.

Введение

Согласно Стратегии научно-технического развития Российской Федерации, научно-техническое развитие является одним из приоритетов государственной политики¹. Поддержка данной сферы государством выступает важным фактором развития экономики, отдельных отраслей, страны в целом. Результатом такого развития должно стать повышение уровня и качества жизни населения, а также конкурентоспособности страны на мировых рынках, хотя, как отмечают М. Саврул и А. Инцекара, связь конкурентоспособности страны с научно-техническим развитием не столь однозначна [Savrul, Incekara, 2015]. Но не менее значимым фактором подобного развития являются усилия отдельных фирм в инновационной сфере, то есть их инновационная активность, измеряемая в данной работе затратами на инновации, и интенсивность инноваций, определяемая удельным весом затрат на технологические инновации в общем объеме отгруженных товаров, работ и услуг². Особенно важным научно-техническое развитие страны становится в условиях снижения темпов роста мировой торговли, что, по мнению ряда исследователей, является не только результатом повышения напряженности между странами, но и переориентацией на внутреннее потребление большого количества стран, ранее ориентированных на экспорт³, а также влияния пандемии коронавируса, в результате которой международная торговля снизилась на 5,3 %⁴.

Как следствие накопления необходимого капитала и технологического уровня за счет открытости для торговли и движения факторов производства, многие фирмы начинают осуществлять собственные вложения в инновационные проекты, в первую очередь в технологические. Объясняется это тем, что последние требуют от конкурентов большего времени и для копирования, и для собственной разработки и внедрения, что обеспечивает фирме-инноватору в долгосрочной перспективе устойчивую конкурентоспособность. В этой технологической гонке наряду с крупными компаниями в целом ряде стран все более заметное место стали занимать относительно небольшие предприятия, что вновь усилило значение вопроса о размере фирмы как фактора ее инновационной активности. Все это актуализирует значение исследования проблемы влияния структуры рынка, выраженной, в частности, через размер фирм, на их инновационную активность, представляющую интерес как для самих фирм, так и для государства при формировании им инновационной политики.

¹ Указ Президента Российской Федерации от 1 декабря 2016 г. № 642 «О Стратегии научно-технологического развития Российской Федерации». URL: <http://kremlin.ru/acts/bank/41449> (дата обращения: 12.04.2019).

² Индикаторы инновационной деятельности. (2018). НИУ ВШЭ. URL: <https://www.hse.ru/primarydata/ii/> (дата обращения: 25.01.2020).

³ Мир переворачивается на наших глазах (2019). Эксперт. № 49. С. 11.

⁴ ВТО: международная торговля восстанавливается быстрее, чем ожидалось. (2021) Новости ООН. URL: <https://news.un.org/ru/story/2021/03/1400002> (дата обращения: 15.06.2021).

Для России этот вопрос обладает повышенной актуальностью ввиду высокого уровня концентрации производства в ряде ее ведущих отраслей, включая нефтепереработку и газоснабжение⁵, а также черную металлургию, в которой на восемь крупнейших комбинатов приходится более 90 % производства чугуна и около 80 % производства стали и проката [Катунин и др., 2020]. При этом малое предпринимательство все еще играет в экономике страны незначительную роль, о чем, в частности, свидетельствует тот факт, что по среднему числу работников малых и средних предприятий Россия входит в десятку стран с наименьшим значением [Баринова, Земцов, 2019]. Данный вывод подтверждает и статистика Организации экономического сотрудничества и развития, согласно которой в России одна из наименьших долей занятых в малом и среднем предпринимательстве⁶. При этом в 2020 г. доля работников на предприятиях малого и среднего бизнеса составила 15,1 %, снизившись на 4 % по сравнению с предыдущим годом⁷. Это обуславливает необходимость проведения анализа взаимосвязи размера фирм и их инновационной активности, в том числе с учетом особенностей вида экономической деятельности, к которому относятся эти фирмы.

Базовым подходом, объясняющим зависимость инновационной активности фирм от их размера, является подход Й. Шумпетера, согласно которому ведущая роль в инновационной деятельности принадлежит крупным фирмам, так как более высокие стимулы к инновациям проявляются в отраслях с высокой концентрацией (см.: [Пахомова, Казьмин, 2013]). Движущей силой инновационной деятельности выступают стимулы к получению сверхприбыли за счет инноваций. Высокие коммерческие результаты и рыночная власть, приобретенная успешным инноватором, становятся при этом времененным явлением, поэтому крупные фирмы продолжают тратить средства на разработки даже после достижения монопольного положения.

Сформулированные Й. Шумпетером положения, в частности, получили подтверждение при исследовании данных по обрабатывающей промышленности Великобритании за 1945–1983 гг., согласно которым на небольшие фирмы приходилось в этот период лишь 3,3 % от общего объема затрат на инновации (см.: [Пахомова, Рихтер, 2009]). Ф. Шерер и Д. Росс пришли к аналогичному выводу, обратив внимание на то, что во второй половине XX в. в США фирмы с численностью занятых менее 1 тыс. человек расходовали на инновации лишь 5 % общего объема средств, а крупные фирмы осуществляли более 80 % всех разработок [Шерер, Росс, 1997, с. 639–640].

Широкое применение в конце XX — начале XXI в. получил подход, отражающий нелинейную зависимость инновационной активности от размера фирмы. Была выявлена перевернутая U-образная форма указанной взаимосвязи [Bound et al., 1982], которая в дальнейшем была развита в более сложные зависимости, отражающие два противоположных воздействия конкуренции на инновационную активность фирм [Aghion et al., 2005]. Так, Донг-Су Ли при исследовании отраслей

⁵ Доклад о состоянии конкуренции в Российской Федерации в 2020 г. (2021) М.: ФАС России. URL: <https://fas.gov.ru/documents/687779> (дата обращения: 15.06.2021).

⁶ Entrepreneurship at a Glance. (2017) OECD. Paris: OECD Publishing. P.44–45. https://dx.doi.org/10.1787/entrepreneur_aag-2017-en

⁷ Численность занятых в малом бизнесе снизилась в большинстве регионов. (2021) РИА Рейтинг. 12 апреля. URL: <https://riarating.ru/regions/20210412/630198888.html> (дата обращения: 15.06.2021).

промышленности экономики Южной Кореи за 1997–1998 гг. показал, что инновационная активность уменьшается по отношению к размеру фирм до определенного уровня, а затем начинает возрастать, и когда фирмы становятся достаточно крупными, интенсивность разработок замедляется [Lee, 1999]. Нелинейность объясняется отраслевыми особенностями функционирования фирм [Пахомова, Рихтер, 2009, с. 480–481].

В дальнейших исследованиях акцентируется внимание на том, что стремление к инновационным разработкам стало сильнее проявляться в малых фирмах (см., например: [De, Nagaraj, 2014; Матвеев, Овчинникова, 2015]). Более того, зачастую крупные фирмы страдают от X-неэффективности, то есть у них отсутствуют стимулы к снижению уровня затрат, обеспечиваемые конкурентным механизмом, что приводит к меньшей отдаче инноваций от единицы затрат на их разработку. Такая зависимость получила подтверждение для США в начале XXI в., где была обнаружена обратная зависимость инновационной активности от размера фирмы; следовательно, ведущей инновационной силой в США становятся небольшие фирмы, действующие в условиях жесткой конкуренции [Пахомова, Рихтер, 2009, с. 481–482]. Похожий результат был получен для Индии, в которой, согласно П. К. Де и П. Нагарадж, большую результативность деятельности, включая инновационную, оцениваемую показателем общей факторной производительности, то есть объемом выпуска, который не объясняется объемами вводимых ресурсов, в период 1994–2008 гг. демонстрировали малые фирмы [De, Nagaraj, 2014]. При этом М. Дханора, Р. Шарма и М. Жозе при изучении более позднего периода — 2000–2015 гг. — на основе средне- и высокотехнологичных фирм Индии показали наличие незначительной связи между рыночной структурой, характеризуемой в том числе показателями размера фирм и концентрации рынков, с одной стороны, и инновациями — с другой [Dhanora, Sharma, Jose, 2020].

В научной литературе выделяется ряд факторов, оказывающих влияние на зависимость инновационной активности от размера фирмы. В частности, Д. С. Эванс и Д. Ли указывали на то, что при анализе инновационной активности необходимо принимать во внимание этап жизненного цикла отрасли, так как инновационные разработки более активно реализуются в растущих отраслях и вероятность роста и изменчивости фирмы снижается с увеличением возраста данной фирмы [Evans, 1987; Lee, 1999]. Похожий вывод на основе анализа фирм Франции был получен и в другой работе, в которой выявлено, что при исследовании инновационной активности необходимо принимать во внимание состояние отрасли и размер фирм [Askenazy, Cahn, Irac, 2013]. Г. Маршалл и А. Парра показали, что в долгосрочной перспективе снижение числа фирм и разрыва между уровнями их прибыли на товарном рынке, то есть увеличение степени однородности фирм, может приводить к усилению инновационной активности [Marshall, Parra, 2019]. К. Сузуки на основе построения теоретико-игровой модели показал, что связь между конкуренцией и инновациями зависит от степени неоднородности фирм [Suzuki, 2019]. Если на рынке отмечена высокая степень гетерогенности фирм, в том числе по их размеру, то проявляется перевернутая U-образная форма взаимосвязи между конкуренцией и затратами на инновации. Если же фирмы гомогенны, то проявляется отрицательная зависимость. Интересен результат, полученный на основе исследований влияния риска, связанного с возможностью провала успешного продвижения раз-

работки на рынке, на инновационную активность, согласно которому даже в одной и той же отрасли фактор риска может приводить к неодинаковым стимулам инновационной деятельности вне зависимости от уровня конкуренции [Chalioti, Serfes, 2017].

Таким образом, существует достаточно большое количество исследований в области взаимосвязи структуры рынков в целом, размеров фирм в частности и уровня их инновационной активности, которые стали проводиться и для стран с формирующимиися рынками. Одна из ранних работ по экономике России была проведена в 2004 г. К. Козловым, Д. Соколовым и К. Юдаевой, экспертами Центра экономических и финансовых разработок. Авторы выявили перевернутую U-образную зависимость между интенсивностью конкуренции и инновационной деятельностью в отрасли. Однако на тот период конкуренция была слабо развита во многих отраслях экономики России, и поэтому большинство предприятий, попавших в исследование, не столкнулись с пороговым значением конкуренции, когда она может оказать отрицательное воздействие на инновационную активность [Козлов, Соколов, Юдаева, 2004].

В свою очередь, Н. В. Пахомова и К. К. Рихтер показали, что в 2004 г. недостаточное конкурентное давление в определенных видах деятельности препятствовало созданию стимулов к собственной инновационной деятельности предприятий, поэтому среди фирм данных видов деятельности проявляется кооперация с целью снизить риски неопределенности и поднять ренту от инноваций для всех участников кооперации [Пахомова, Рихтер, 2009]. Более детальный анализ был проведен О. Г. Голиченко, обратившим внимание на то, что среди малых предприятий с ростом размера фирм повышалась интенсивность конкуренции на рынках новой продукции, однако с ростом концентрации на этих рынках конкуренция снижалась, а инновационная активность смешалась в сторону модернизации прежней продукции [Голиченко, 2004].

А. В. Овчинникова провела анализ влияния структуры рынка на инновационную деятельность фирм по двум периодам — 1999–2004 гг. и 2005–2011 гг., разделение на которые объясняется переходом в России от Общесоюзного классификатора отраслей народного хозяйства в первом из периодов к Общероссийскому классификатору видов экономической деятельности во втором. Было обнаружено, что в первый период число инновационно активных предприятий определялось в основном количеством предприятий и численностью работников, что, по мнению автора, связано с накопленным в СССР человеческим капиталом, низким уровнем конкуренции и структурными преобразованиями в экономике. Во втором периоде к ключевым факторам инновационности стали относиться объемы отгруженных товаров собственного производства, выручка от продажи товаров и концентрация рынков. Причем основу инновационной активности стали составлять технологические инновации, требующиеся фирмам для повышения эффективности производства и реализуемые на корпоративных рынках B2B [Овчинникова, 2013].

О. И. Алехина на основе эконометрического моделирования с использованием методологии анализа панельных данных показала, что в экономике России концентрация производства, измеряемая индексом концентрации по трем фирмам, влияет на затраты на технологические инновации. При этом автор пришла к выводу, что оснований для подтверждения или опровержения гипотезы Шумпетера в россий-

ской промышленности недостаточно, вследствие чего приобретают актуальность дальнейшие исследования, которые раскроют стимулы российских предприятий к различным видам инновационной деятельности и разработки принципов инновационной и промышленной политик государства [Алексина, 2013].

На необходимость учета отраслевых особенностей при анализе взаимосвязи инновационной активности фирм и структуры рынка указали Н. В. Пахомова и А. А. Казьмин. В их работе на примере наиболее инновационно активных фирм мира была отмечена важность учета отраслевой специфики при анализе взаимосвязи инновационной активности фирм и структуры рынка. Сами авторы такую специфику задали путем деления отраслей на высоко-, средне- и низкотехнологичные. Также ими обоснован переход фирм к модели открытых инноваций, что свидетельствует о переходе конкуренции с уровня фирм на уровень стратегических альянсов. Это сформировало возможность для малых и средних инновационных фирм достигать значительных результатов в инновационной деятельности и расширять свою долю рынка [Пахомова, Казьмин, 2013]. Повышение роли малого бизнеса подтверждается результатами, полученными В. В. Матвеевым и А. В. Овчинниковой. Исследователи показали, что малые фирмы преследуют цель выживаемости, одним из факторов которой является способность малых предприятий к инновациям [Матвеев, Овчинникова, 2015].

Отметим, что в указанных работах при всем значении полученных в них результатов не представлен анализ взаимосвязи размера фирм и их инновационной активности в экономике России с учетом отраслевых особенностей в целом, а не только связанных с уровнем технологичности отрасли. По этой причине целью данной работы становится выявление связи и ее характера между размером фирм и их инновационной активностью с учетом принадлежности к определенному виду экономической деятельности в России. В основе исследования лежит гипотеза, которую можно сформулировать следующим образом: в условиях цифровой трансформации экономики России, введения санкций со стороны ряда государств, а также возникающих изменений на отраслевых рынках и поведения их участников обостряется влияние размера фирм на их инновационную активность в различных отраслях экономики, что связано с особенностями функционирования последних.

Предполагаемые в текущем исследовании результаты позволят отразить взаимосвязь инновационной активности фирм и их размера на примере 11 отраслей экономики России в 2006–2016 гг. Выбор данного временного интервала определяется двумя причинами. Во-первых, с 2017 г. вступили в силу изменения в Общероссийском классификаторе видов экономической деятельности, что привело к несопоставимости данных по некоторым видам экономической деятельности. Поскольку доступны были статистические данные до 2017 г., мы приняли решение опустить этап приведения показателей к единой классификации видов экономической деятельности (ВЭД). Во-вторых, в дальнейшем мы планируем расширить временной интервал с выделением этапов до активной цифровизации экономики России, что представлено в текущей работе, и после начала активной цифровизации. Это позволит выявить особенности инновационной деятельности фирм в указанные периоды, а также отразить, в каких отраслях цифровизация оказала влияние на инновационную активность фирм.

Достижение сформулированной выше цели позволит установить соответствие анализируемой взаимосвязи подходам, отраженным в зарубежных исследованиях, а также уточнить результаты исследований, ранее проведенных на материале российской экономики. Дальнейшим этапом будет выявление факторов, которые позволяют дать более широкое обоснование результатов, предполагаемых в текущем исследовании, что в совокупности с анализом временного интервала активной цифровизации экономики России сформирует возможность выдвинуть рекомендации для формирования работающей национальной инновационной системы России. Немаловажной сферой применения является антимонопольное регулирование, так как инновационная активность может рассматриваться в качестве одного из барьеров входа на рынок. Четкое представление о взаимосвязи размера фирм, рыночной структуры и инновационной активности может подтвердить инновации как барьер входа, а может опровергнуть, что позволит улучшить способы выявления нарушений антимонопольного законодательства. Это обусловлено тем, что необходимость вложения в разработки при дифференциации продукции и высоких первоначальных затратах на вход может приводить к увеличению минимально эффективного выпуска, что будет снижать стимулы фирм входить в такие отрасли в результате роста уровня нормальной прибыли и, следовательно, выступит барьером входа, позволяющим поддерживать рыночную власть присутствующих в отраслях фирм.

Оставшаяся часть работы организована следующим образом. В разделе 1 представлена информация об анализируемых показателях, перечень рассматриваемых видов экономической деятельности. Проведен предварительный анализ усредненных показателей с целью выявить возможное присутствие связи между инновационной активностью фирм и их размером в России, в том числе в отраслевом разрезе. В разделе 2 сначала раскрыт анализ взаимосвязи затрат фирм на технологические инновации и размера фирм по видам экономической деятельности. Далее проверяется взаимосвязь между интенсивностью затрат на технологические инновации и размером фирм. В заключении сформулированы выводы исследования и предлагаются некоторые пути для дальнейшего развития и углубления анализа.

1. Информационная база и предварительный анализ

Для проведения исследования использовались данные Федеральной службы государственной статистики России, Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». На первоначальном этапе рассмотрим зависимость затрат на технологические инновации от величины организаций, определяемой по численности персонала, вне зависимости от вида деятельности. Из рис. 1 видно, что на протяжении всего периода 2006–2016 гг. сохранялась прямая взаимосвязь затрат на технологические инновации от размера фирм: чем больше организация, тем выше затраты. Наибольшие вложения в технологические инновации осуществляли крупные организации с численностью персонала 1000–4999 человек. Однако организации большей величины вкладывали меньше лидеров, но все-таки больше, чем организации величиной до 999 человек.

Предварительно можно сказать, что в условиях российской экономики гипотеза Й. Шумпетера о ведущей роли в инновационной активности фирм, функциони-

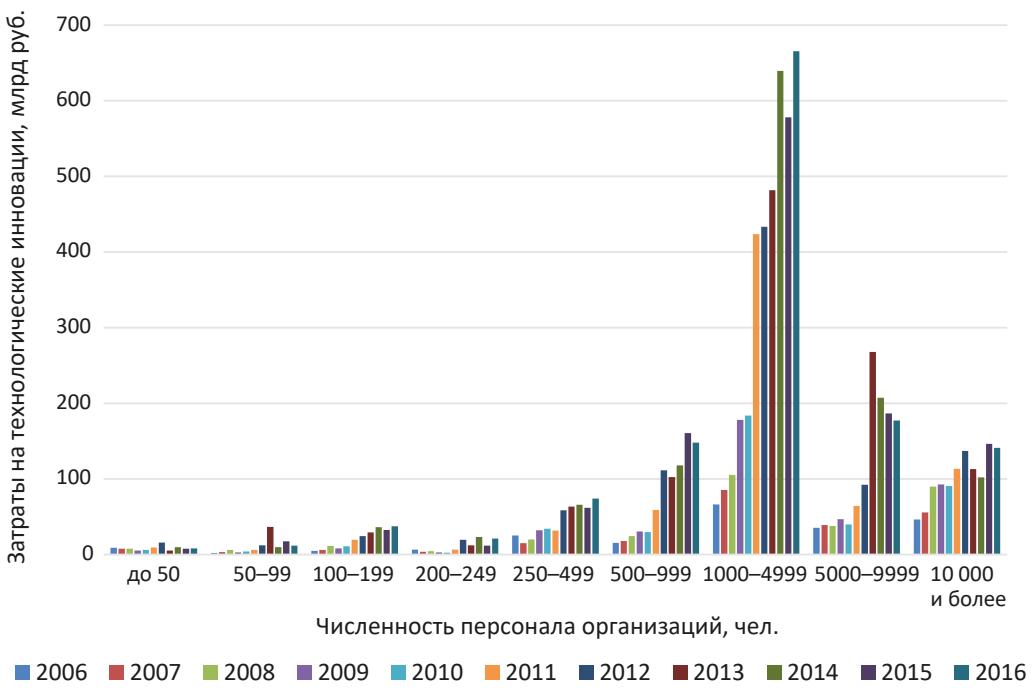


Рис. 1. Суммарные затраты на технологические инновации по величине организаций РФ, измеряемой численностью персонала, в 2006–2016 гг.

Составлено по: Индикаторы инновационной деятельности (2008–2018).

рующих в отраслях с высокой концентрацией, находит свое подтверждение, хотя и с некоторым отклонением по самым крупным организациям. Возможные причины отклонения могут быть связаны с отраслевой принадлежностью самых крупных фирм. Структура отрасли приводит к монопольному положению или близкому к таковому, что снижает стимулы очень крупных организаций к вложениям в создание новых продуктов, а усовершенствование существующих не требует столь высоких затрат. Данный результат подтверждает полученные в 2004 г. выводы по российской экономике О.Г. Голиченко [Голиченко, 2004] и для периода с 2006 по 2016 г. Отметим, что вне зависимости от размера фирм затраты на технологические инновации составляли 90–99,5 % от общей величины затрат на инновации⁸.

Для включения вида экономической деятельности в оценку взаимосвязи инновационной активности организаций и их размера были собраны показатели по 17 ВЭД за 11 лет, объем выборки составил 187 наблюдений. К сожалению, не удалось собрать всю необходимую статистику по всем видам экономической деятельности, так как для многих из них имели место пропуски по ряду лет практически по всем показателям, следовательно, панельные данные были бы несбалансированными, что накладывало бы дополнительные сложности на исследование. Поэтому

⁸ Индикаторы инновационной деятельности. (2008–2018) Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». URL: <https://www.hse.ru/primarydata/ii/> (дата обращения: 25.01.2020).

на текущем этапе были отобраны следующие виды экономической деятельности с присвоением порядкового номера:

1. Добыча топливно-энергетических полезных ископаемых.
2. Добыча полезных ископаемых, кроме топливно-энергетических.
3. Производство пищевых продуктов, включая напитки, и табака.
4. Текстильное и швейное производство.
5. Производство кожи, изделий из кожи и обуви.
6. Обработка древесины и производство изделий из дерева.
7. Целлюлозно-бумажное производство, издательская и полиграфическая деятельность.
8. Производство кокса и нефтепродуктов.
9. Химическое производство.
10. Производство резиновых и пластмассовых изделий.
11. Производство прочих неметаллических минеральных продуктов.
12. Металлургическое производство и производство готовых металлических изделий.
13. Производство машин и оборудования.
14. Производство электрооборудования, электронного и оптического оборудования.
15. Производство транспортных средств и оборудования.
16. Производство и распределение электроэнергии, газа и воды.
17. Связь.

В качестве переменных отобраны пять показателей, и три показателя рассчитаны на основе отобранных:

- 1) N — число предприятий и организаций, тыс. ед.;
- 2) L — среднесписочная численность работников организаций, тыс. чел.;
- 3) $costs$ — затраты на технологические инновации, млн руб.;
- 4) TR — выручка (нетто) от продажи товаров, продукции, работ, услуг, млн руб.;
- 5) RI — интенсивность затрат на технологические инновации (удельный вес затрат на технологические инновации в общем объеме отгруженных товаров, работ и услуг);
- 6) $L.N$ — средняя численность работников на одну организацию, чел.;
- 7) $costs.N$ — удельные затраты на технологические инновации, млн руб. / организация;
- 8) $TR.N$ — средняя выручка (нетто) от продажи товаров, продукции, работ, услуг, млн руб. / организация.

Отметим, что для точного решения поставленной задачи необходимо иметь выборку со значениями численности персонала и других отобранных показателей по каждому предприятию всех видов экономической деятельности. Однако такая статистика недоступна, тем более вызывает сомнение сама возможность получения сбалансированных данных по всем предприятиям. Поэтому дальнейший обзор взаимосвязи затрат на инновации и показателей размера фирм был выполнен на основе усредненных значений отобранных показателей. В качестве показателя величины организации брались средняя выручка от продажи товаров, продукции,

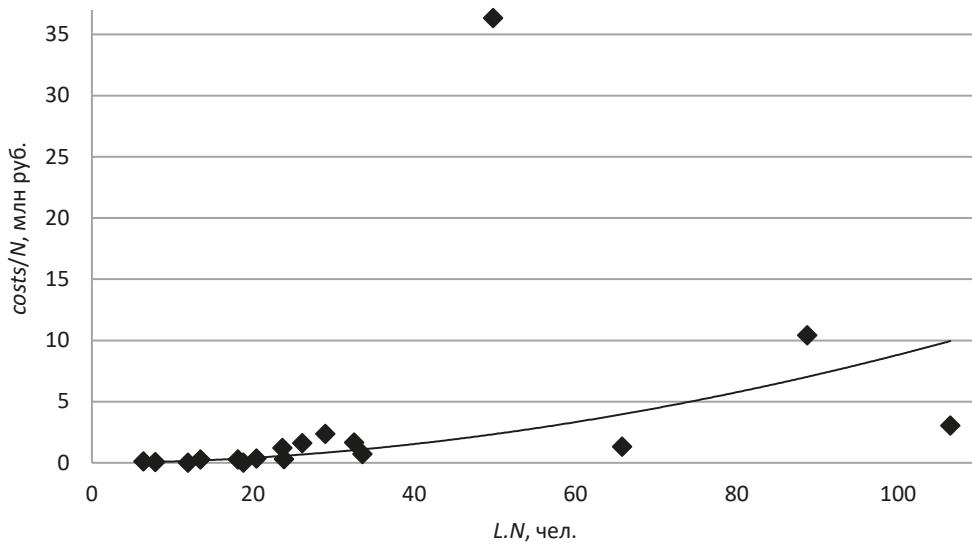


Рис. 2. Зависимость удельных затрат на технологические инновации ($costs.N$) от средней численности работников на одну организацию ($L.N$) по ВЭД РФ. Ромбами показана наблюдаемая взаимосвязь показателей.

Составлено по: Индикаторы инновационной деятельности. (2008–2018); Российский статистический ежегодник. (2007–2017) *Rosstat*. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/12994> (дата обращения: 27.01.2020); Труд и занятость в России. (2011–2017) *Rosstat*. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13210> (дата обращения: 27.01.2020).

работ, услуг ($TR.N$) или средняя численность работников на одну организацию ($L.N$). Относительно последнего показателя необходимо отметить, что нам недоступно распределение персонала по организациям в зависимости от вида деятельности, поэтому оценка средней величины персонала по ВЭД произведена как частное среднесписочной численности работников организаций на число предприятий и организаций по соответствующему ВЭД.

Оцененная величина организаций по персоналу или выручке с привязкой к ВЭД предварительно имеет связь с затратами на технологические инновации, похожую на описанную выше по распределению фирм в зависимости от численности персонала. На рис. 2 видна связь между удельными затратами на технологические инновации ($costs.N$) и средней численностью работников на одну организацию ($L.N$) по ВЭД, похожая на выявленную связь на рис. 1. На рис. 3 показана положительная зависимость удельных затрат на технологические инновации от средней выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг, при этом связь близка к степенной. В данном случае мы можем сказать, что при оценке величины организаций при помощи средней выручки гипотеза Шумпетера подтверждается. Подобные различия в зависимости от выбора измерителя величины организаций подтверждает вывод, полученный Д. Ли, согласно которому зависимость затрат на инновации и величины организаций чувствительна к выборке, на основе которой она выявляется [Lee, 1999].

Отметим, что наибольшая средняя величина затрат на технологические инновации относится к производству кокса и нефтепродуктов (ВЭД 8). В данной от-

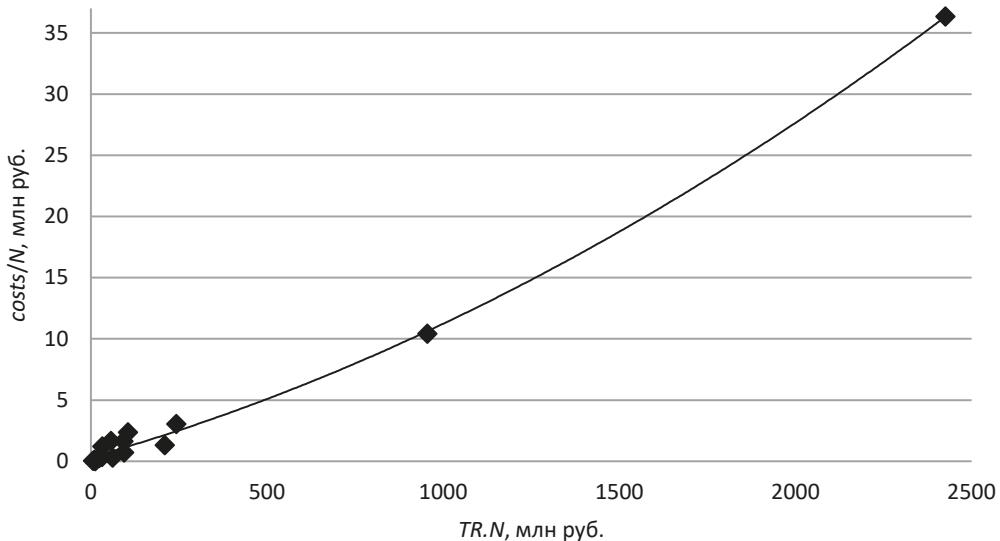


Рис. 3. Зависимость удельных затрат на технологические инновации ($costs.N$) от средней выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг ($TR.N$) по ВЭД РФ. Ромбами показана наблюдаемая взаимосвязь показателей.

Составлено по: Индикаторы инновационной деятельности. (2008–2018); Российский статистический ежегодник. (2007–2017); Финансы России. (2010–2018) Росстат. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13237> (дата обращения: 27.01.2020).

расли затраты существенно выше, чем у отраслей, которые можно отнести ко второй категории по величине затрат, а именно добычи топливно-энергетических полезных ископаемых (ВЭД 1), производства транспортных средств и оборудования (ВЭД 15), производства и распределения электроэнергии, газа и воды (ВЭД 16). Во всех остальных сферах затраты гораздо ниже. При этом на отмеченные ВЭД приходится и наибольшая величина персонала в расчете на одну организацию и средней величины выручки.

Для лучшего выявления взаимосвязи между инновационной активностью организаций и их величиной был проведен анализ на основе данных по описанным выше 17 видам экономической деятельности в период с 2006 по 2016 г.

2. Анализ взаимосвязи размера фирм и их инновационной активности по ВЭД

2.1. Взаимосвязь затрат на технологические инновации и размера фирм

Для определения наличия и формы влияния размера фирм по ВЭД на их инновационную активность были построены регрессионные и панельные модели с использованием R . Предварительно был проведен анализ ряда моделей, а именно зависимости затрат на технологические инновации ($costs$) от среднесписочной численности работников организаций (L) или выручки от продажи товаров, про-

продукции, работ, услуг (TR), а также зависимости удельных затрат на технологические инновации ($costs.N$) от средней численности работников на одну организацию ($L.N$) или от средней выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг ($TR.N$) по ВЭД РФ.

Корреляционный анализ выявил наличие связи между рассматриваемыми показателями (табл. А1). Однако связь результирующих показателей $costs$ и $costs.N$ с показателями, отражающими размер фирмы через численность работников организаций L и $L.N$, достаточно слабая, парные коэффициенты корреляции для них по абсолютному значению ниже 0,4. Связь же $costs$ и $costs.N$ с показателями, отражающими размер фирмы через выручку организаций TR и $TR.N$, достаточно высокая. Значения коэффициентов корреляции с результирующим показателем $costs$ на уровне не ниже 0,7 по абсолютному значению, связь $costs.N$ с $TR.N$ наивысшая со значением парного коэффициента корреляции 0,95, а с TR — наименьшая со значением парного коэффициента корреляции на уровне 0,59. Кроме того, анализ показал незначимость и низкую объясняющую силу моделей объединенной регрессии или незначимость оценок параметров, отражающих зависимость затрат на технологические инновации от L и $L.N$ (табл. А2). Поэтому в текущем исследовании в качестве фактора инновационной активности использован показатель TR , а для оценки среднего размера организации был использован $TR.N$. В результате были рассмотрены следующие модели (m), оцениваемые по 17 ВЭД ($i=17$) за 11 лет ($t=11$):

- $$\begin{aligned} m10: \quad & costs_{it} = \beta_0 + \beta_1 TR_{it} + \varepsilon_{it}; \\ m11: \quad & \log(costs_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(TR_{it}) + \varepsilon_{it}; \\ m12: \quad & \log(costs_{it}) = \beta_0 + \beta_1 TR_{it} + \varepsilon_{it}; \\ m13: \quad & costs_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(TR_{it}) + \varepsilon_{it}; \\ m14: \quad & costs.N_{it} = \beta_0 + \beta_1 TR.N_{it} + \varepsilon_{it}; \\ m15: \quad & \log(costs.N_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(TR.N_{it}) + \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

Для подтверждения спецификации моделей по имеющимся данным построим диаграммы рассеяния для представленных шести моделей (рис. 4). Видно, что существует положительная взаимосвязь между издержками на технологические инновации и выручкой организаций. Однако из полей также можно заметить, что чем выше значение экзогенной переменной, тем сильнее разброс эндогенной, то есть при низком значении выручки разброс затрат на технологические инновации невелик, но чем выше значение выручки, тем выше разброс затрат, что может свидетельствовать о гетероскедастичности в представленных моделях. Это может быть объяснено неоднородностью рассматриваемых объектов, так как организации разных видов экономической деятельности имеют определенные различия. Тест Брайша — Пагана подтвердил данные опасения, показав, что в представленных моделях присутствует гетероскедастичность. Поэтому в дальнейшем для проверки гипотез будут использованы стандартные ошибки в форме Уайта.

На первом этапе оценивания моделей был проведен анализ объединенных регрессионных моделей, результаты которого приведены в табл. 1. Из таблицы видно, что все регрессионные модели значимы. Но в модели $m10$ не значим свободный коэффициент. Модели $m10$, $m12$ и $m13$ имеют более низкое значение скорректи-

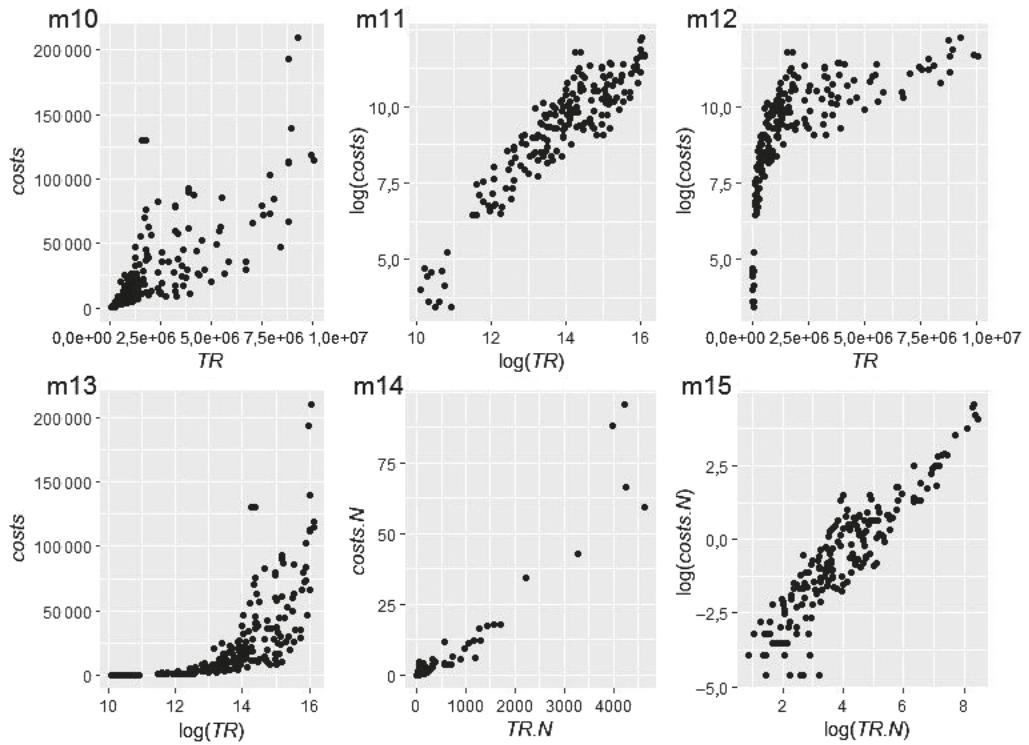


Рис. 4. Диаграммы рассеяния моделей m10, m11, m12, m13, m14, m15

Таблица 1. Результаты оценивания OLS-моделей взаимосвязи затрат на технологические инновации и размера фирм

| Регрессор | Модель | | | | | |
|-------------------------|----------------------|------------|------------|-----------------|----------|--------------|
| | m10 | m11 | m12 | m13 | m14 | m15 |
| | Зависимая переменная | | | | | |
| | costs | log(costs) | log(costs) | costs | costs.N | log(costs.N) |
| β_0 | 4054,146 | -7,305*** | 8,236*** | -199 911,251*** | -0,601* | -4,831*** |
| TR | 0,011*** | – | 0,000*** | – | – | – |
| log(TR) | – | 1,197*** | – | 16 461,588*** | – | – |
| TR.N | – | – | – | – | 0,016*** | – |
| log(TR.N) | – | – | – | – | – | 1,062*** |
| Параметр | | | | | | |
| R^2 | 0,587 | 0,835 | 0,408 | 0,421 | 0,907 | 0,825 |
| Скорректированный R^2 | 0,584 | 0,834 | 0,405 | 0,418 | 0,907 | 0,824 |
| F-статистика | 262,593 | 934,135 | 127,76 | 134,69 | 1814,03 | 871,827 |
| Значимость модели | Значима | Значима | Значима | Значима | Значима | Значима |
| Число наблюдений | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 |

Примечание. Значимость параметров: *** — на уровне 0,001; ** — на уровне 0,01; * — на уровне 0,05.

рованного коэффициента детерминации, следовательно они хуже объясняют взаимосвязь затрат и выручки. В дальнейшем для анализа используются модели m11, m14 и m15. Результаты проверки значимости оцениваемых коэффициентов этих трех моделей с использованием устойчивых к гетероскедастичности стандартных ошибок приведены в приложении Б.

Полученный результат отражает, что в России не прослеживается однозначная линейная связь между затратами на технологические инновации (*costs*) и выручкой организаций по ВЭД (*TR*). Модель m11 показывает, что увеличение выручки организаций на 1 % приводит к росту затрат на технологические инновации на 1,197 %. Можно сказать, что затраты на технологические инновации являются эластичными относительно выручки организаций.

В отличие от модели m10, модель m14 свидетельствует о сильной линейной зависимости удельных затрат на технологические инновации (*costs.N*) от средней выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг (*TR.N*) организаций по ВЭД РФ. Увеличение выручки организации на 1 млн руб. приводит к росту затрат на технологические инновации этой организации в среднем на 16 тыс. руб. Отрицательное же значение свободного коэффициента в данной модели говорит о том, что для вложений в инновационные разработки фирма должна иметь выручку на уровне не ниже 37,5 млн руб., что позволит обеспечить ей затраты и компенсировать риск инновационных разработок. Из модели m15 видно, что увеличение выручки отдельной организации на 1 % приводит к росту затрат на технологические инновации этой организации в среднем на 1,062 %, что свидетельствует об эластичности удельных затрат на технологические инновации по средней выручке отдельной организации.

Поскольку в собранных данных представлены неоднородные объекты, что объясняется особенностями функционирования организаций при разных видах экономической деятельности, на втором этапе были построены модели панельных данных. Каждый вид экономической деятельности имеет свои особенности как объективного характера (например, связанные с технологическими особенностями), так и субъективного характера (например, связанные с поведением фирм), поэтому были рассмотрены модели с фиксированными эффектами. В пользу моделей с фиксированными эффектами относительно объединенной регрессии и моделей со случайными эффектами также говорят результаты F-теста, теста Хаусмана и теста Броиша — Пагана. Были построены следующие три модели:

$$\begin{aligned} \text{m.fe11: } & \log(costs_{it}) = \alpha_i + \beta \log(TR_{it}) + \varepsilon_{it}; \\ \text{m.fe14: } & costs.N_{it} = \alpha_i + \beta TR.N_{it} + \varepsilon_{it}; \\ \text{m.fe15: } & \log(costs.N_{it}) = \alpha_i + \beta \log(TR.N_{it}) + \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

Из табл. 2 видно, что все три модели с фиксированными эффектами являются значимыми, со значимыми параметрами. Поскольку все три модели оцениваются одним методом и отличаются только набором регрессоров, мы можем сравнить их объясняющую силу, используя скорректированный коэффициент детерминации. В целом можно сказать, что ненаблюдаемые индивидуальные эффекты оказывают воздействие на взаимосвязь между анализируемыми показателями, так как произошло снижение оцениваемых коэффициентов. Наибольший скорректированный коэффициент детерминации со значением 0,83 имеет модель m.fe14, из кото-

Таблица 2. Результаты оценивания LSDV-моделей взаимосвязи затрат на технологические инновации и размера фирм

| Регрессор | Модель | | |
|----------------------------------|---------|---------|---------|
| | m.fe11 | m.fe14 | m.fe15 |
| log(TR) | 1,04*** | — | — |
| TR.N | — | 0,02*** | — |
| log(TR.N) | — | — | 0,95*** |
| Параметр | | | |
| R ² | 0,47 | 0,85 | 0,45 |
| Скорректированный R ² | 0,42 | 0,83 | 0,40 |
| Число наблюдений | 187 | 187 | 187 |

Примечание. Значимость параметров: *** — на уровне 0,001; ** — на уровне 0,01; * — на уровне 0,05.

рой видно, что по конкретному ВЭД увеличение выручки отдельной организации приводит к росту удельных затрат на технологические инновации на 20 тыс. руб. При этом, согласно модели m.fe15, оценка эластичности снизилась и составила 0,95, а удельные затраты при учете индивидуальных эффектов ВЭД оказались неэластичны по выручке отдельной организации в отличие от оценок объединенной регрессии m15. С учетом индивидуальных эффектов рост выручки отдельной организации на 1 % приводит к увеличению удельных затрат на технологические инновации этой организации на 0,95 %. Но эластичны сами затраты по выручке, так как значение оцениваемого параметра в модели m.fe11 составляет 1,04, то есть рост выручки организации на 1 % приводит к увеличению затрат на 1,04 %.

Для выявления влияния ВЭД на инновационную активность фирм были оценены значения параметров переменных, отражающих принадлежность фирм к одному из семнадцати видов деятельности. Отметим, что в модели m.fe14 данные оценки не значимы практически по всем ВЭД, поэтому далее рассмотрим модели m.fe11 и m.fe15, оценки параметров которых являются значимыми и скорректированный коэффициент детерминации у которых имеет достаточно высокое значение (табл. В). В табл. 3 представлены оценки параметров воздействия ВЭД α_i , вид функции зависимости издержек на технологические инновации (*costs*) от выручки (*TR*) и вид функции зависимости удельных затрат на технологические инновации (*costs.N*) от средней выручки (*TR.N*).

Наибольшее воздействие изменение размера фирмы, определенного через выручку, оказывает в ВЭД 14 и 17, что связано по большей части с разработкой новых продуктов, ориентацией российской экономики и государства на цифровую трансформацию. А вот в отраслях, имеющих наибольшие затраты, то есть ВЭД 1, 8, 15 и 16, прирост затрат в зависимости от роста фирм имеет более скромный характер, что можно объяснить их зрелостью и большей направленностью на совершенствование имеющихся технологий и продуктов. Такие результаты согласуются с выводами В. Эванса и Донг-Су Ли о необходимости учета этапа развития отрасли [Evans, 1987; Lee, 1999]. Необходимо отметить, что в этом ряду выделяются ВЭД 12 и 9, так как данные отрасли являются сформировавшимися, но имеют промежуточное значение между выделенными выше отраслями по взаимосвязи затрат

Таблица 3. Влияние эффекта принадлежности к видам экономической деятельности в моделях m.fe11 и m.fe15

| № ind | Модель | | | |
|-------|------------|-------------------|------------|---------------------|
| | m.fe11 | | m.fe15 | |
| | α_i | $costs =$ | α_i | $costs.N =$ |
| 1 | -5,271 | $0,005TR^{1,041}$ | -4,295 | $0,014TR.N^{0,954}$ |
| 2 | -5,602 | $0,004TR^{1,041}$ | -4,815 | $0,008TR.N^{0,954}$ |
| 3 | -5,930 | $0,003TR^{1,041}$ | -5,110 | $0,006TR.N^{0,954}$ |
| 4 | -5,638 | $0,004TR^{1,041}$ | -5,009 | $0,007TR.N^{0,954}$ |
| 5 | -6,775 | $0,001TR^{1,041}$ | -6,316 | $0,002TR.N^{0,954}$ |
| 6 | -5,223 | $0,005TR^{1,041}$ | -4,593 | $0,010TR.N^{0,954}$ |
| 7 | -5,024 | $0,007TR^{1,041}$ | -4,350 | $0,013TR.N^{0,954}$ |
| 8 | -5,150 | $0,006TR^{1,041}$ | -4,142 | $0,016TR.N^{0,954}$ |
| 9 | -4,370 | $0,013TR^{1,041}$ | -3,557 | $0,029TR.N^{0,954}$ |
| 10 | -4,860 | $0,008TR^{1,041}$ | -4,164 | $0,016TR.N^{0,954}$ |
| 11 | -5,178 | $0,006TR^{1,041}$ | -4,447 | $0,012TR.N^{0,954}$ |
| 12 | -4,696 | $0,009TR^{1,041}$ | -3,848 | $0,021TR.N^{0,954}$ |
| 13 | -4,974 | $0,007TR^{1,041}$ | -4,244 | $0,014TR.N^{0,954}$ |
| 14 | -4,011 | $0,018TR^{1,041}$ | -3,267 | $0,038TR.N^{0,954}$ |
| 15 | -5,054 | $0,006TR^{1,041}$ | -4,185 | $0,015TR.N^{0,954}$ |
| 16 | -5,886 | $0,003TR^{1,041}$ | -4,981 | $0,007TR.N^{0,954}$ |
| 17 | -4,282 | $0,014TR^{1,041}$ | -3,493 | $0,030TR.N^{0,954}$ |

на технологические инновации и размера фирм. Это свидетельствует о необходимости учета и других факторов, поскольку, например, в металлургии и химическом производстве России проявляется направленность на производство новых продуктов как результат проведения государством политики импортозамещения.

В целом полученные данные свидетельствуют о положительной степенной взаимосвязи затрат на технологические инновации и размера фирм по всем ВЭД. Увеличение выручки на 1 млн руб. в среднем приводит к увеличению затрат на технологические инновации от 1 тыс. руб. до 18 тыс. руб. в зависимости от ВЭД. Увеличение выручки отдельной организации на 1 млн руб. в среднем приводит к росту затрат данной организации на технологические инновации от 2 тыс. руб.

до 38 тыс. руб. в зависимости от ВЭД. Отличия по ВЭД заключаются в степени данного воздействия.

В итоге можно сказать, что для России как объединенная регрессия, так и модели с фиксированными эффектами показали наличие прямой связи между размером организаций, оцениваемых через размер их выручки, и затратами на технологические инновации. Использование выборки, представленной в данном исследовании, подтверждает для России гипотезу Шумпетера, так как чем выше размер фирмы, тем больше затраты на технологические инновации. При этом фирмы, имеющие величину выручки ниже определенного уровня, не осуществляют затрат. Прирост же затрат на инновации при изменении размера фирм быстрее происходит в некоторых из отраслей, включающих фирмы меньшего размера. В основном это отрасли, связанные с цифровыми технологиями, которые включают разработчиков и производителей программного обеспечения и цифрового оборудования. В России это может быть связано с тем, что данные отрасли по состоянию на 2016 г. являются растущими и рынок пока не насыщен отечественной продукцией, что особенно важно в условиях ориентации страны на импортозамещение.

2.2. Взаимосвязь интенсивности затрат на технологические инновации и размера фирм

В сборнике «Индикаторы инновационной деятельности» интенсивность затрат на технологические инновации (RI) определяется как удельный вес затрат на технологические инновации в общем объеме отгруженных товаров, работ и услуг. Рассмотрим наличие и характер взаимосвязи интенсивности затрат на технологические инновации (RI) и среднесписочной численности работников организаций (L) или выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг (TR), а также средней численности работников на одну организацию ($L.N$) или средней выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг ($TR.N$) по ВЭД РФ. Для подтверждения спецификации моделей по имеющимся данным были построены диаграммы рассеяния (рис. Г1, Г2) для следующих моделей, оцениваемых по 17 ВЭД ($i=17$) за 11 лет ($t=11$):

- m20: $RI_{it} = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \varepsilon_{it}$;
m21: $\log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(L_{it}) + \varepsilon_{it}$;
m22: $\log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \varepsilon_{it}$;
m23: $RI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(L_{it}) + \varepsilon_{it}$;
m24: $RI_{it} = \beta_0 + \beta_1 L.N_{it} + \varepsilon_{it}$;
m25: $\log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(L.N_{it}) + \varepsilon_{it}$;
m30: $RI_{it} = \beta_0 + \beta_1 TR_{it} + \varepsilon_{it}$;
m31: $\log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(TR_{it}) + \varepsilon_{it}$;
m32: $\log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 TR_{it} + \varepsilon_{it}$;
m33: $RI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(TR_{it}) + \varepsilon_{it}$;
m34: $RI_{it} = \beta_0 + \beta_1 TR.N_{it} + \varepsilon_{it}$;
m35: $\log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(TR.N_{it}) + \varepsilon_{it}$.

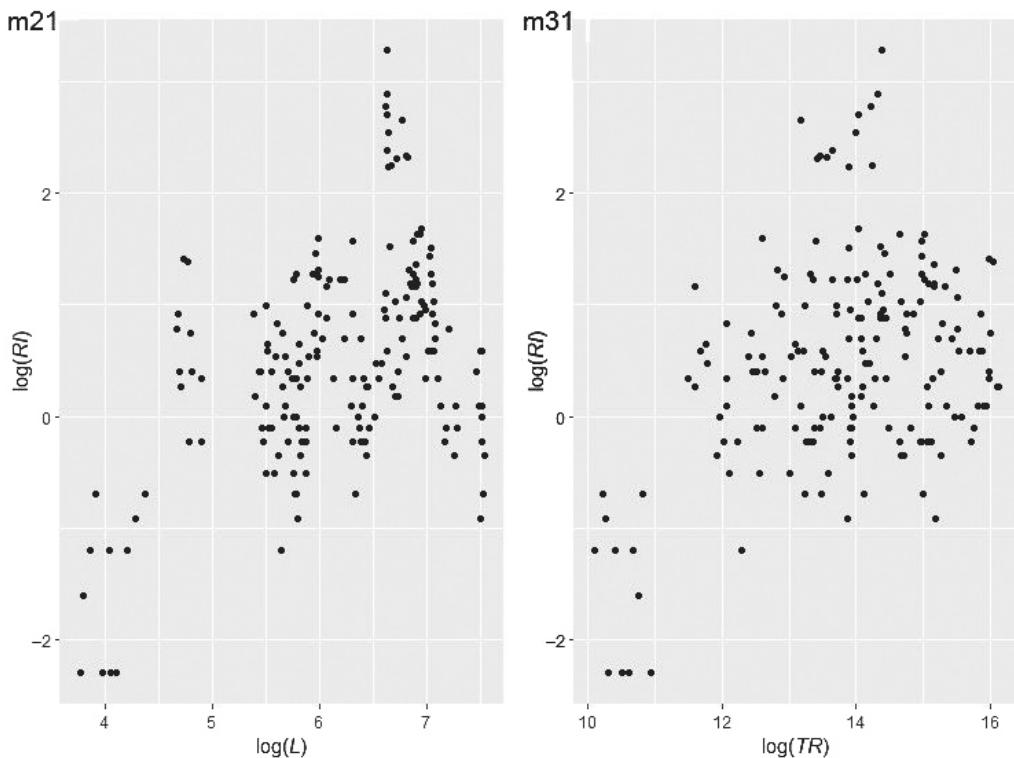


Рис. 5. Диаграммы рассеяния моделей m21 и m31

В результате были отобраны две модели m21 и m31, так как на диаграммах рассеяния более четко видна взаимосвязь интенсивности затрат на технологические инновации и размера фирм (рис. 5). В остальных моделях четкая связь прослеживается очень слабо, что, в частности, подтверждается и построенными объединенными регрессиями, которые не значимы или имеют незначимые оценки параметров (табл. Г1, Г2). Отметим, что во всех моделях присутствует низкая объясняющая сила по сравнению с ранее полученными моделями взаимосвязи затрат на технологические инновации и размера фирм, определяемого через выручку.

В результате для оценки взаимосвязи интенсивности затрат на технологические инновации (RI) и размера фирм по ВЭД в России рассмотрим две модели:

$$m21: \log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(L_{it}) + \varepsilon_{it};$$

$$m31: \log(RI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(TR_{it}) + \varepsilon_{it}.$$

Проверка тестом Бройша — Пагана показала гомоскедастичность в представленных моделях. Из табл. 4 видно, что интенсивность затрат на технологические инновации имеет степенную связь с размером фирм. При этом модель m21, где размер фирмы определяется на основе среднесписочной численности работников организаций (L), имеет более высокое значение скорректированного коэффициента детерминации (0,203 против 0,137 в модели m31), хотя и хуже объясняет зависимость инновационной активности фирм, чем модели, отражающие связь затрат на технологические инновации и размера фирм, рассмотренные выше. Тогда зависи-

Таблица 4. Результаты оценивания OLS-моделей взаимосвязи интенсивности затрат на технологические инновации и размера фирм

| Регрессор | Модель | |
|-------------------------|-----------|-----------|
| | m21 | m31 |
| β_0 | -2,532*** | -3,025*** |
| $\log(L)$ | 0,490*** | - |
| $\log(TR)$ | - | 0,254*** |
| Параметр | | |
| R^2 | 0,207 | 0,142 |
| Скорректированный R^2 | 0,203 | 0,137 |
| F-статистика | 48,248 | 30,561 |
| Значимость модели | Значима | Значима |
| Число наблюдений | 187 | 187 |

Примечание. Значимость параметров: *** — на уровне 0,001; ** — на уровне 0,01; * — на уровне 0,05.

Таблица 5. Результаты оценивания LSDV-моделей взаимосвязи интенсивности затрат на технологические инновации и размера фирм

| Регрессор | Модель | |
|-------------------------|--------|--------|
| | m.fe21 | m.fe31 |
| $\log(L)$ | 0,48 | - |
| $\log(TR)$ | - | 0,10 |
| Параметр | | |
| R^2 | 0,02 | 0,01 |
| Скорректированный R^2 | -0,08 | -0,09 |
| Число наблюдений | 187 | 187 |

Примечание. Значимость параметров: *** — на уровне 0,001; ** — на уровне 0,01; * — на уровне 0,05.

мость RI от L может быть задана как $RI = 0,0795L^{0,49}$. Видно, что с ростом на 1% размера фирмы, измеряемого по среднесписочной численности персонала, интенсивность затрат на технологические инновации увеличивается на 0,49 %. Если же оценивать размер фирмы через выручку, то зависимость RI от TR может быть задана как $RI = 0,049TR^{0,254}$ и с ростом выручки фирмы на 1 % интенсивность затрат на технологические инновации увеличивается на 0,254 %. Следовательно, в России с ростом выручки фирмы увеличиваются затраты на технологические инновации, однако их удельный вес в общем объеме отгруженных товаров, работ и услуг растет более медленными темпами по сравнению с ростом выручки.

Поскольку в собранных данных представлены неоднородные объекты, также были построены модели панельных данных с фиксированными эффектами. Однако из табл. 5 видно, что данные модели являются незначимыми и не могут в дальнейшем быть использованы.

В результате оценка связи интенсивности затрат на технологические инновации и размера фирм показала, что связь с принадлежностью к виду экономической деятельности не прослеживается, о чем свидетельствует незначимость оце-

нок параметров (см. табл. 5). При этом, в отличие от взаимосвязи самих затрат на технологические инновации и размера фирм, имеется связь интенсивности таких затрат как от выручки, так и от среднесписочной численности персонала организаций. В целом же полученная взаимосвязь также подтверждает согласованность инновационной активности организаций с гипотезой Шумпетера в экономике России в 2006–2016 гг., однако стоит отметить, что данные модели имеют достаточно низкое значение скорректированного коэффициента детерминации по сравнению с полученными ранее, что в дальнейшем для повышения их качества требует расширения независимых параметров, например включения таких, которые отражают структуру рынков или интенсивность конкуренции на них.

Заключение

Как показало исследование, в России прослеживается положительная связь между размером фирм и их инновационной активностью. При этом данная связь в 2006–2016 гг. соответствует гипотезе Шумпетера, согласно которой ведущая роль в инновационных разработках принадлежит крупным фирмам, обладающим рыночной властью. Включение принадлежности фирм к определенному виду экономической деятельности подтверждает данный вывод и в отраслевом разрезе.

Если рассматривать взаимосвязь затрат на технологические инновации и размера фирм без привязки к ВЭД, то затраты на технологические инновации являются эластичными по размеру фирм, измеряемому величиной выручки. Включение же в рассмотрение ненаблюданного параметра, определяющего принадлежность фирмы к ВЭД, влечет за собой снижение эластичности, которая становится меньше, но очень близка к единице. При этом принадлежность к ВЭД также является значимым фактором, что приводит к разному виду функций, отражающих взаимосвязь затрат на технологические инновации и размера фирм в конкретных отраслях. В зрелых отраслях, имеющих наибольшие затраты на технологические инновации в абсолютном значении, прослеживается более низкий темп роста затрат при увеличении размера фирм по сравнению с относительно новыми, растущими отраслями. В растущих отраслях, таких как электроника и связь, затраты увеличиваются быстрее при увеличении размера фирм. Это, в частности, говорит о том, что при стремлении государства сформировать инновационную экономику необходимо расширять инструменты поддержки растущих отраслей, включая те, которые напрямую связаны с цифровизацией общества, а именно направленные на разработку и производство программного обеспечения и цифрового оборудования. Отметим, что фирмы, имеющие величину выручки ниже определенного уровня, то есть не достигшие минимального размера, не осуществляют затрат на технологические инновации.

Выявлено, что с ростом размера фирмы увеличиваются затраты на технологические инновации, однако их удельный вес в общем объеме отгруженных товаров, работ и услуг, то есть интенсивность затрат, растет медленнее по сравнению с ростом выручки. Последнее может быть объяснено высокой интенсивностью прироста выручки за счет увеличения доли продаж инновационных товаров, однако это требует проведения дополнительных исследований. В результате оценки взаимосвязи интенсивности затрат на технологические инновации и размера фирм можно

сделать вывод, что в этом случае связь с принадлежностью к виду экономической деятельности не прослеживается, а значит, связь доли затрат на технологические инновации и размера фирм проявляется в целом по экономике России, но не имеет отраслевой специфики.

Таким образом, экономика России к 2016 г. находилась еще на уровне развития, когда для инновационной активности фирм выполняется гипотеза Шумпетера, то есть ведущая роль в инновационной деятельности принадлежала крупным фирмам и не достигла состояния перевернутой U-образной зависимости или более сложной зависимости, как в Корее или США начала XXI в., когда малые фирмы начали играть в инновационном развитии существенную роль. Однако и в России постепенно формируются предпосылки для такого сдвига, заключающиеся в ускорении инновационной активности фирм в таких отраслях, как электроника, которым присуще наличие фирм меньшего размера, по сравнению с отраслями, в которых доминируют крупные фирмы и на которые приходится большая часть затрат на технологические инновации. Это свидетельствует о сохранении высокой конкурентоспособности у крупных фирм, однако одновременно стали формироваться условия для усиления в ряде отраслей роли в инновационных процессах малых и средних фирм, что позволит усилить конкурентность рынков при возможной поддержке указанного процесса со стороны государства. Такой результат позволяет учесть отраслевую специфику инновационной деятельности фирм при формировании отраслевой политики и разработке мер поддержки инновационной активности фирм со стороны государства, повысить отдачу от реализации таких мер.

Дальнейшее развитие исследования видится в нескольких направлениях. Для повышения качества выявления и объяснения зависимости инновационной активности фирм от структуры рынка в России необходимо включить в анализ данные по размеру фирм внутри ВЭД. Это позволит лучше отразить отраслевые особенности инновационной активности фирм. Кроме размера фирм, необходимо включить и другие факторы, в том числе в отраслевом разрезе, которые оказывают потенциальное влияние на инновационную активность, например показатели структуры рынка, интенсивности конкуренции, поведения фирм в российских условиях, включая институциональные факторы. Кроме того, интересным было бы ввести разграничение мер государственной поддержки инновационной активности в экономике России и усилий фирм по повышению затрат на технологические инновации. Необходимо провести и анализ результативности инновационной активности, в том числе ее взаимосвязь с отраслевой структурой и размером фирм. При оценке результативности необходимо включить воздействие затрат с учетом лагов, поскольку затраты могут оказывать воздействие на инновационный результат в последующие периоды времени.

Литература

- Алексина О. И. (2013) Влияние конкуренции на инновационную активность в российской промышленности. *Менеджмент инноваций*. № 3. С. 206–224.
- Баринова В. А., Земцов С. П. (2019) Международный сравнительный анализ роли малых и средних предприятий в национальной экономике: статистическое исследование. *Вопросы статистики*. Т. 26. № 6. С. 55–71. <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2019-26-6-55-71>
- Голиченко О. Г. (2004) Российская инновационная система: проблемы развития. *Вопросы экономики*. № 12. С. 16–34. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2004-12-16-34>

- Катунин В. В., Зиновьева Н. Г., Петракова Т. М., Иванова И. М. (2020) Основные показатели работы черной металлургии России в 2019 г. *Бюллетень «Черная металлургия»*. Т. 76. № 4. С. 309–334.
- Козлов К. К., Соколов Д. Г., Юдаева К. В. (2004) Инновационная активность российских фирм. *Экономический журнал ВШЭ*. № 3. С. 399–419.
- Матвеев В. В., Овчинникова А. В. (2015) Оценка влияния малых предприятий на развитие национальной экономики в контексте парадигмы «Структура — Поведение — Результативность». *Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика*. № 3. С. 4–26.
- Овчинникова А. В. (2013) Анализ влияния структуры рынка на инновационную деятельность. *Вестник ЮУрГУ. Серия «Экономика и менеджмент»*. Т. 7. № 2. С. 86–94.
- Пахомова Н. В., Казьмин А. А. (2013) Взаимосвязь структуры рынка и инновационной активности фирм: новые результаты с учетом технологических возможностей отраслей. *Проблемы современной экономики*. № 4. С. 53–60.
- Пахомова Н. В., Рихтер К. К. (2009) *Экономика отраслевых рынков и политика государства*. М.: Экономика. 815 с.
- Шерер Ф. М., Росс Д. (1997) *Структура отраслевых рынков*. Пер. с англ. М.: ИНФРА-М. 698 с.
- Aghion P., Bloom N., Blundell R., Griffith R., Howitt P. (2005) Competition and innovation: an inverted-U relationship. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, no. 2, pp. 701–728.
- Askenazy P., Cahn C., Irac D. (2013) Competition, R&D, and the cost of innovation: Evidence for France. *Oxford Economic Papers*, no. 65, pp. 293–311.
- Bound J., Cummins C., Griliches Z., Hall B. H., Jaffe A. (1982) Who does R&D and who patents? *NBER Working Paper Series*, no. 908. 57 p.
- Chaliot E., Serfes K. (2017) Strategic incentives for innovations and market competition. *International Journal of Industrial Organization*, no. 52, pp. 427–449. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2017.03.004>
- De P. K., Nagaraj P. (2014) Productivity and firm size in India. *Small Business Economics*, vol. 42, pp. 891–907. <https://doi.org/10.1007/s11187-013-9504-x>
- Dhanora M., Sharma R., Jose M. (2020) Two-way relationship between innovation and market structure: Evidence from Indian high and medium technology firms. *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 29, iss. 2, pp. 147–168. <https://doi.org/10.1080/10438599.2019.1596575>
- Evans D. S. (1987) The relationship between firm growth, size, and age: Estimates for 100 manufacturing industries. *The Journal of Industrial Economics. The Empirical Renaissance in Industrial Economics*, vol. 35, no. 4, pp. 567–581.
- Lee D. (1999) A study of firm size and technology innovation. *Journal of Economic Research*, no. 4, pp. 61–85.
- Marshall G., Parra A. (2019) Innovation and competition. *International Journal of Industrial Organization*, no. 65, pp. 221–247. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2019.04.001>
- Savrul M., Incekara A. (2015) The Effect of R&D Intensity on innovation performance: A country level evaluation. *Procedia — Social and Behavioral Sciences*, no. 210, pp. 388–396.
- Suzuki K. (2019) Competition, patent protection, and innovation with heterogeneous firms in an endogenous market structure. *Journal of Public Economic Theory*, vol. 22, iss. 3, pp. 1–22. <https://doi.org/10.1111/jpet.12415>

Статья поступила в редакцию: 18.02.2021

Статья рекомендована в печать: 30.06.2021

Контактная информация:

Петров Сергей Павлович — канд. экон. наук, доц.; petrov.s.p@mail.ru

The relationship between the market structure, the firms size and their innovative activity in the sectors of the Russian economy: Experience in industry-specific competitive analysis*

S. P. Petrov

Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences,
17, pr. Akademika Lavrentyeva, Novosibirsk, 630090, Russian Federation;
Novosibirsk State Technical University,
20, pr. Karla Markska, Novosibirsk, 630073, Russian Federation

For citation: Petrov S. P. (2021) The relationship between the market structure, the firms size and their innovative activity in the sectors of the Russian economy: Experience in industry-specific competitive analysis. *St Petersburg University Journal of Economic Studies*, vol. 37, iss. 3, pp. 413–441. <https://doi.org/10.21638/spbu05.2021.303> (In Russian)

A number of theoretical and applied studies have shown that there is no unambiguous relationship between the market structure, expressed in particular by the firms size, and firms innovation activity. Understanding the nature of the relationship between the market structure, the firms size and their behavior allows us to raise the level of justification for both business strategies and innovation policy, which is also relevant in the context of the digital transformation of the Russian economy. The paper is aimed at considering the problem of an influence of a market structure with due regard for the peculiarities of their industries on firms innovation activity in Russia for the period 2006–2016. This period was chosen due to the transition to a new Russian National Classifier of Economic Activities edition and the beginning of active Russian economy digitalization in 2017. The hypothesis of the study is that in Russia, under the impact of a number of events, the influence of the firms size on their innovative activity in various sectors of the economy is becoming more acute. By building pooled and panel data models it was shown, that at the studied stage of country development a positive relationship between the average firms size in the industry and their innovation activity can be observed. But some conditions for a stronger growth of innovation activity in industries with firms of smaller sizes are emerging and it indicates a change in the Russian economy structure. As a result of assessing the linkage of the innovation activity intensity and firm size, it can be concluded that there is no connection with belonging to the type of economic activity, i.e. the relationship between the share of costs for technological innovations and the size of firms in the Russian economy has no industry specifics. The further development of this study consist in a more study of the factors that determine the results obtained, the development of recommendations for the formation of a working innovation system in Russia, as well as in the field of antimonopoly regulation on the issue of entry barriers.

Keywords: market structure, innovations, firm innovation activity, technological innovations costs, firm size, Russian industries.

References

- Aghion P., Bloom N., Blundell R., Griffith R., Howitt P. (2005) Competition and innovation: an inverted-U relationship. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, no. 2, pp. 701–728.
Alechina O. I. (2013) The impact of competition on innovation activity in the Russian industry. *Innovation Management*, no. 3, pp. 206–224. (In Russian)

* The research was carried out with the plan of research work of Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences, project “Integration and interaction of mesoeconomic systems and markets in Russia and its Eastern parts: methodology, analysis, forecasting”, no. 121040100284-9.

- Askenazy P., Cahn C., Irac D. (2013) Competition, R&D, and the cost of innovation: Evidence for France. *Oxford Economic Papers*, no. 65, pp. 293–311.
- Barinova V. A., Zempsov S. P. (2019) International Comparative Analysis of the Role of Small and Medium-Sized Enterprises in the National Economy: A Statistical Study. *Voprosy statistiki*, V, 26, no. 6, pp. 55–71. <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2019-26-6-55-71> (In Russian)
- Bound J., Cummins C., Griliches Z., Hall B. H., Jaffe A. (1982) Who Does R&D and who patents? *NBER Working Paper Series*, no. 908. 57 p.
- Chalioti E., Serfes K. (2017) Strategic incentives for innovations and market competition. *International Journal of Industrial Organization*, no. 52, pp. 427–449. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2017.03.004>
- De P.K., Nagaraj P. (2014) Productivity and firm size in India. *Small Business Economics*, vol. 42, pp. 891–907. <https://doi.org/10.1007/s11187-013-9504-x>
- Dhanora M., Sharma R., Jose M. (2020) Two-way relationship between innovation and market structure: Evidence from Indian high and medium technology firms. *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 29, iss. 2, pp. 147–168. <https://doi.org/10.1080/10438599.2019.1596575>
- Evans D. S. (1987) The relationship between firm growth, size, and age: Estimates for 100 manufacturing industries. *The Journal of Industrial Economics. The Empirical Renaissance in Industrial Economics*, vol. 35, no. 4, pp. 567–581.
- Golichenko O. G. (2004) The Russian innovation system: Problems of development. *Voprosy Ekonomiki*, no. 12, pp. 16–34. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2004-12-16-34>. (In Russian)
- Katunin V. V., Zinov'eva N. G., Ivanova I. M., Petrakova T. M. (2020) Basic indices of Russian steel industry operation in 2019. *Chernaia metallurgija. Biulleten' nauchno-tehnicheskoy i ekonomicheskoy informatsii*, vol. 76, no. 4, pp. 309–334. (In Russian)
- Kozlov K. K., Sokolov D. G., Judaeva K. V. (2004) Innovation activity of Russian firms. *HSE Economic Journal*, no. 3, pp. 399–419. (In Russian)
- Lee D. (1999) A study of firm size and technology innovation. *Journal of Economic Research*, no. 4, pp. 61–85.
- Marshall G., Parra A. (2019) Innovation and competition. *International Journal of Industrial Organization*, no. 65, pp. 221–247. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2019.04.001>
- Matveev V. V., Ovchinnikova A. V. (2015) Assessment of small enterprises impact on the development of national economy in the framework of the paradigm “Structure — Conduct — Performance”. *St Petersburg University Journal of Economic Studies*, no. 3, pp. 4–26. (In Russian)
- Ovchinnikova A. V. (2013) Analysis of market structure influence on innovative activity. *Bulletin of the South Ural State University. Series “Economics and Management”*, vol. 7, no. 2, pp. 86–94. (In Russian)
- Pakhomova N. V., Kazmin A. A. (2013) Interconnection of market structure and firms innovation activity: New results taking into account the industries technological capabilities. *Problems of Modern Economics*, no. 4, pp. 53–60. (In Russian)
- Pakhomova N. V., Richter K. K. (2009) *Industrial organization and public policy*. Moscow, Economizdat Publ. 815 p. (In Russian)
- Savrul M., Incekara A. (2015) The effect of R&D intensity on innovation performance: A country level evaluation. *Procedia — Social and Behavioral Sciences*, no. 210, pp. 388–396.
- Scherer F. M., Ross D. (1997) *Industrial Market Structure and Economic Performance*. (Rus. ed.) Moscow, Infra-M Publ. 698 p. (In Russian)
- Suzuki K. (2019) Competition, patent protection, and innovation with heterogeneous firms in an endogenous market structure. *Journal of Public Economic Theory*, vol. 22, iss. 3, pp. 1–22. <https://doi.org/10.1111/jpet.12415>

Received: 18.02.2021

Accepted: 30.06.2021

Author's information:

Sergey P. Petrov — PhD in Economics, Associate Professor; petrov.s.p@mail.ru

Приложение А

Таблица A1. Корреляционная матрица показателей зависимости инновационной активности фирм от их размера

| Показатели | | Показатели | | | | | | |
|------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | N | L | costs | TR | RI | L.N | costs.N | TR.N |
| N | 1,0000000 | 0,4036862 | -0,1958480 | -0,17315036 | 0,15049718 | -0,49928392 | -0,33516812 | -0,39956020 |
| L | 0,4036862 | 1,0000000 | 0,1377100 | 0,38629958 | 0,13070753 | 0,40177370 | -0,19623158 | -0,19344117 |
| costs | -0,1958480 | 0,1377100 | 1,0000000 | 0,76594913 | 0,33533372 | 0,36919158 | 0,73815077 | 0,69881932 |
| TR | -0,1731504 | 0,3862996 | 0,7659491 | 1,0000000 | -0,04259761 | 0,53804563 | 0,59181233 | 0,66983810 |
| RI | 0,1504972 | 0,1307075 | 0,3353337 | -0,04259761 | 1,0000000 | -0,01943563 | 0,02784012 | -0,03900936 |
| L.N | -0,4992839 | 0,4017737 | 0,3691916 | 0,55804563 | -0,01943563 | 1,0000000 | 0,25634975 | 0,34742202 |
| costs.N | -0,3351681 | -0,1962316 | 0,7381508 | 0,59181233 | 0,02784012 | 0,25634975 | 1,0000000 | 0,95260438 |
| TR.N | -0,3995602 | -0,1934412 | 0,6988193 | 0,66983810 | -0,03900936 | 0,34742202 | 0,95260438 | 1,00000000 |

Таблица A2. Результаты оценивания OLS-моделей зависимости технологические инновации (costs) от среднесписочной численности работников организаций (L) и средней численности работников на одну организацию (L.N)

| | | Модель | | | | | |
|----------------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | | m00 | m01 | m02 | m03 | m04 | m05 |
| Зависимая переменная | | | | | | | |
| | costs | $\log(costs)$ | $\log(costs)$ | $\log(costs)$ | $\log(costs)$ | $\log(costs)$ | $\log(costs)$ |
| (Intercept) | 21300,119*** | 1,415 | 8,082*** | -4462,442 | -0,055 | -6,321*** | |
| L | 10,589 | - | 0,002*** | - | - | - | |
| $\log(L)$ | - | 1,273*** | - | 5289,391 | - | - | |
| L.N | - | - | - | - | 0,111*** | - | |
| $\log(L.N)$ | - | - | - | - | - | 1,779*** | |
| Параметр | | | | | | | |
| R-squared | 0,019 | 0,370 | 0,213 | 0,017 | 0,066 | 0,504 | |
| adj. R-squared | 0,014 | 0,367 | 0,209 | 0,012 | 0,061 | 0,502 | |
| F | 3,576 | 108,780 | 50,207 | 30207 | 13,012 | 188,330 | |
| p | 0,060 | 0,000 | 0,075 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | |
| N | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$.

Приложение Б

Таблица Б1. Тест гипотезы о равенстве нулю коэффициентов регрессии модели m11 с использованием устойчивых к гетероскедастичности стандартных ошибок

| Регрессор | Параметр | | | |
|-------------|-----------|------------|---------|---------------|
| | Estimate | Std. Error | t-value | Pr(> t) |
| (Intercept) | -7,305320 | 0,667671 | -10,941 | < 2,2e-16 *** |
| log(TR.N) | 1,196631 | 0,047289 | 25,305 | < 2,2e-16 *** |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$; . — $p < 0,1$.

Таблица Б2. Тест гипотезы о равенстве нулю коэффициентов регрессии модели m14 с использованием устойчивых к гетероскедастичности стандартных ошибок

| Регрессор | Параметр | | | |
|-------------|------------|------------|---------|---------------|
| | Estimate | Std. Error | t-value | Pr(> t) |
| (Intercept) | -0,6013366 | 0,2935087 | -2,0488 | 0,0419 * |
| log(TR.N) | 0,0161686 | 0,0020188 | 8,0091 | 1,252e-13 *** |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$; . — $p < 0,1$.

Таблица Б3. Тест гипотезы о равенстве нулю коэффициентов регрессии модели m15 с использованием устойчивых к гетероскедастичности стандартных ошибок

| Регрессор | Параметр | | | |
|-------------|-----------|------------|---------|---------------|
| | Estimate | Std. Error | t-value | Pr(> t) |
| (Intercept) | -4,830823 | 0,143310 | -33,709 | < 2,2e-16 *** |
| log(TR.N) | 1,061859 | 0,027442 | 38,694 | < 2,2e-16 *** |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$; . — $p < 0,1$.

Приложение В

Таблица В. Результаты оценивания LSDV-моделей с дамми-переменными принадлежности к ВЭД
m.fe11 (mi.fe11), m.fe14 (mi.fe14), m.fe15 (mi.fe15)

| Перрессор | Модель | | |
|-----------------|----------------------|------------|--------------|
| | mi.fe11 | mi.fe14 | mi.fe15 |
| | Зависимая переменная | | |
| | log(costs) | costs.N | log(costs.N) |
| log(TR) | 1,043*** | – | – |
| factor(ind): 1 | -5,271*** | -8,856*** | -4,295*** |
| factor(ind): 2 | -5,602*** | -1,159 | -4,815*** |
| factor(ind): 3 | -5,930*** | -0,956 | -5,110*** |
| factor(ind): 4 | -5,638*** | -0,089 | -5,009*** |
| factor(ind): 5 | -6,775*** | -0,244 | -6,316*** |
| factor(ind): 6 | -5,223*** | -0,068 | -4,593*** |
| factor(ind): 7 | -5,024*** | -0,088 | -4,350*** |
| factor(ind): 8 | -5,150*** | -12,602*** | -4,142*** |
| factor(ind): 9 | -4,370*** | 0,257 | -3,557*** |
| factor(ind): 10 | -4,860*** | -0,147 | -4,164*** |
| factor(ind): 11 | -5,178*** | -0,278 | -4,447*** |
| factor(ind): 12 | -4,696*** | -0,187 | -3,848*** |
| factor(ind): 13 | -4,974*** | -0,186 | -4,244*** |
| factor(ind): 14 | -4,011*** | 0,568 | -3,267*** |
| factor(ind): 15 | -5,054*** | -1,829 | -4,185*** |
| factor(ind): 16 | -5,886*** | -2,837** | -4,981*** |
| factor(ind): 17 | -4,282*** | 0,501 | -3,493*** |
| TR.N | – | 0,020*** | – |
| log(TR.N) | – | – | 0,954*** |
| Параметр | | | |
| R-squared | 0,998 | 0,940 | 0,956 |
| adj. R-squared | 0,998 | 0,934 | 0,951 |
| F | 5034,443 | 147,365 | 202,391 |
| p | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| N | 187 | 187 | 187 |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$.

Приложение Г

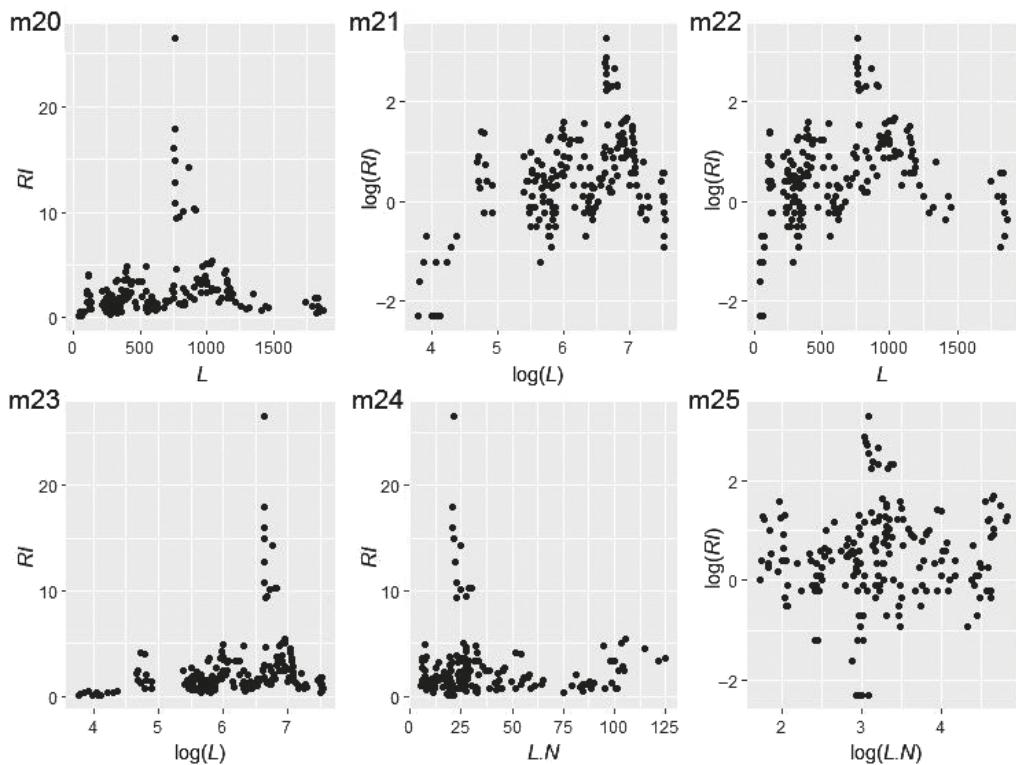


Рис. Г1. Диаграммы рассеяния моделей m20, m21, m22, m23, m24, m25

Таблица Г1. Результаты оценивания OLS-моделей зависимости интенсивности затрат на технологические инновации (RI) от среднесписочной численности работников организаций (L) и средней численности работников на одну организацию ($L.N$)

| Регрессор | Модель | | | | | |
|----------------|----------------------|------------|------------|---------|----------|------------|
| | m20 | m21 | m22 | m23 | m24 | m25 |
| | Зависимая переменная | | | | | |
| | RI | $\log(RI)$ | $\log(RI)$ | RI | RI | $\log(RI)$ |
| (Intercept) | 1,964*** | -2,532*** | 0,167 | -3,013 | 2,659*** | 0,173 |
| L | 0,001 | — | 0,001*** | — | — | — |
| $\log(L)$ | — | 0,490*** | — | 0,906** | — | — |
| $L.N$ | — | — | — | — | -0,002 | — |
| $\log(L.N)$ | — | — | — | — | — | 0,099 |
| Параметр | | | | | | |
| R-squared | 0,017 | 0,207 | 0,060 | 0,056 | 0,000 | 0,007 |
| adj. R-squared | 0,012 | 0,203 | 0,055 | 0,051 | -0,005 | 0,001 |
| F | 3,216 | 48,248 | 11,803 | 11,009 | 0,070 | 1,214 |
| p | 0,075 | 0,000 | 0,001 | 0,001 | 0,792 | 0,272 |
| N | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$.

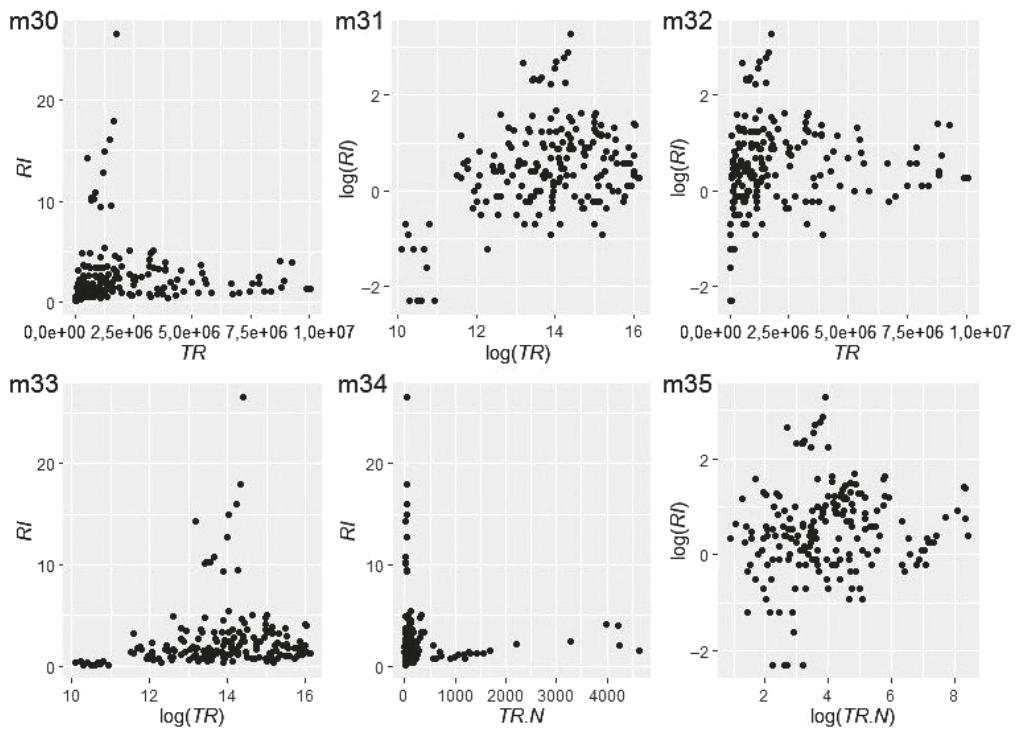


Рис. Г2. Диаграммы рассеяния моделей m30, m31, m32, m33, m34, m35

Таблица Г2. Результаты оценивания OLS-моделей зависимости интенсивности затрат на технологические инновации (RI) от выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг (TR), а также от средней выручки от продажи товаров, продукции, работ, услуг ($TR.N$)

| Перессор | Модель | | | | | |
|-------------------|----------------------|------------|------------|--------|----------|------------|
| | m30 | m31 | m32 | m33 | m34 | m35 |
| | Зависимая переменная | | | | | |
| | RI | $\log(RI)$ | $\log(RI)$ | RI | RI | $\log(RI)$ |
| (Intercept) | 2,708*** | -3,025*** | 0,409*** | -1,480 | 2,630*** | 0,228 |
| TR | -0,000 | - | 0,000 | - | - | - |
| $\log(TR)$ | - | 0,254*** | - | 0,293 | - | - |
| $TR.N$ | - | - | - | - | -0,000 | - |
| $\log(TR.N)$ | - | - | - | - | - | 0,066 |
| Параметр | | | | | | |
| R -squared | 0,002 | 0,142 | 0,010 | 0,015 | 0,002 | 0,013 |
| adj. R -squared | -0,004 | 0,137 | 0,005 | 0,010 | -0,004 | 0,008 |
| F | 0,336 | 30,561 | 1,873 | 2,818 | 0,282 | 2,507 |
| p | 0,563 | 0,000 | 0,173 | 0,095 | 0,596 | 0,115 |
| N | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 |

Примечание. *** — $p < 0,001$; ** — $p < 0,01$; * — $p < 0,05$.