

Федеральное государственное автономное образовательное
учреждение высшего образования
«Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»

На правах рукописи

Бесстремянная Галина Евгеньевна

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ДЛЯ АНАЛИЗА ГЕТЕРОГЕННОСТИ
ЭКОНОМИЧЕСКИХ АГЕНТОВ

РЕЗЮМЕ

диссертации на соискание ученой степени
доктора экономических наук

Научный консультант:
Профессор, Ph.D. in Economics
Рубен Сергеевич Ениколопов

JEL: C21, C23, C44, D22, D24, G21, I13, I18

Москва – 2023

1 Актуальность исследования

1.1 В поисках гетерогенности

Возникновение эконометрики обычно датируется серединой-последней третью 19 века, когда в науке появился интерес к изучению средних тенденций с помощью методов статистического и регрессионного анализа (Galton and Dickson, 1886, Galton, 1886, Quetelet, 1842, Gauss, 1823).¹ В те дни ученые были вдохновлены возможностью устанавливать статистические закономерности для среднего индивида. В 1890 году сэр Артур Конан Дойл устами своего героя – Шерлока Холмса – отмечает несомненные достоинства подхода: «Отдельный человек представляет собой неразрешимую загадку, но в совокупности он становится математической достоверностью. Например, невозможно предвидеть действия конкретного человека, но можно с точностью утверждать, что совершит среднее число людей» (Conan Doyle (1890), Знак четырех, С.196).

Первоначально в эконометрике использовался метод наименьших квадратов, который «обеспечивает общий подход к оценке условных средних функций» (Koenker (2005), С.1). Экономистам потребовалось более века, чтобы признать необходимость выхода за рамки анализа средней или медианной тенденции и сосредоточиться на различиях между агентами. Так, в 1975 г. рукопись Г.В.Бассетта и Р.Коккера об условных квантилях зависимой переменной была отклонена журналами *Econometrica* и *Annals of Statistics* из-за опасений о недостаточной научной значимости статьи: «Проведение регрессионного анализа с целью минимизации суммы абсолютных отклонений между наблюдаемыми и оцененными значениями зависимой переменной представляет определенный интерес... Но зачем рассматривать $\tau \neq 0,5$?» (Bassett and Koenker (2017), С.4).

Лишь к концу 20-го века теоретики признали существование «разнообразия мотивов» и «глубоко укоренившейся неоднородности предмета экономической науки» (Sen (2004), С.583). Для экономистов-практиков этот период стал свидетелем «эмпирических открытий... о распространении неоднородности и разнообразия в экономической жизни» (Heckman (2001), С.674). Эти открытия были вызваны развитием микроэкономической теории в первой половине 20-го века, сбором больших массивов данных о потребителях и производителях во второй половине века и расширением статистических методов и вычислительных средств для прикладного анализа (Heckman, 2001).

1.2 Определения гетерогенности агентов и эконометрические модели

Макро- и микроэкономисты интерпретируют неоднородность (гетерогенность) как факт того, что экономические агенты различаются по своим экономическим, социальным, психологическим, антропологическим и другим характеристикам и что эти различия влияют на решения агентов (Heathcote et al., 2009, Blundell and Stoker, 2007, Browning et al., 1999). Например, существует «неоднородность индивидуальных вкусов, неоднородность доходов и шансов богатства и неоднородность участия на рынке» (Blundell and Stoker, 2007, С.4610).

В статистических и эконометрических терминах гетерогенность может быть определена как

¹См. исторические обзоры в Koenker (2017), Angrist and Pischke (2009), Stigler (1997).

«информация о [релевантных переменных], известная агентам и принимаемая во внимание при их выборе» (Cunha et al. (2005), С.3). Гетерогенность выражается в «дисперсии переменных, которые важны и известны отдельным агентам при принятии конкретного решения» (Browning and Carro (2007), С.47, выделено курсивом в оригинале).

В эконометрике выделяется наблюдаемая и ненаблюдаемая гетерогенность. *Наблюдаемая гетерогенность* – это ожидания значимости соответствующей объясняющей переменной, что обычно учитывается путем включения релевантных характеристик агента в число объясняющих переменных в регрессии. Анализ производительности предлагает дополнительную интерпретацию гетерогенности: влияние характеристик агентов и так называемых переменных среды² на показатели эффективности (Fried et al., 2008, Coelli et al., 2005, Simar and Wilson, 2008).

Ненаблюдаемая гетерогенность присутствует, если «эти релевантные факторы... известны агенту, но не исследователю», Browning and Carro (2007), С.48. До начала 2000-х гг. наиболее распространенный подход учета этого типа гетерогенности в прикладном эконометрическом анализе сводился к рассмотрению моделей панельных данных с фиксированными эффектами. При этом фиксированные эффекты (индивидуальные эффекты) рассматривались как отражение специфических и ненаблюдаемых характеристик агента: фирмы или индивида³. Другим распространенным методом учета ненаблюдаемой гетерогенности является использование метода инструментальных переменных, который призван решить проблему смещения оценок из-за исключенных переменных (the omitted variable bias).

Признание различий в предпочтениях потребителей и производителей привело к новой интерпретации неоднородности: неоднородность подразумевает, что влияние характеристик агентов на экономический выбор может быть различным для *групп* агентов (Heathcote et al., 2009, Browning et al., 1999).

Правдоподобные ожидания существования такой неоднородности основаны на узости только «экономического подхода к человеческому поведению» (Sen (2004), С.604). Например, нормы, присущие социальным группам, приводят к формированию типа мотивации, специфичного для членов конкретной группы (Brock and Durlauf, 2001, Sen, 2004). Более того, экспериментальная и эмпирическая литература заставляет исследователей сомневаться в обоснованности допущения о рациональности агентов и призывает пересмотреть предположение о согласованности различных вариантов выбора со стороны агента и учитывать альтруистическое поведение, а также тенденцию экспериментировать, адаптироваться и ожидать в процессе принятия решений (Browning and Carro, 2007, Kirman, 2006, Cunha et al., 2005, Sen, 2004).

Однако осведомленность эконометристов об этом типе неоднородности, то есть о «гетерогенности другого рода, связанной с [различными] векторами коэффициентов» [для разных подвыборок наблюдений] (Greene (2003), С.359) – стала постепенно проявляться в различных областях прикладной экономики лишь в 2000 – 2010-е гг. Быстро развивающиеся прикладные эконометрические методы включает модели с конечной смесью распределений (модели с латентными классами), условную квантильную регрессию, условные средние эффекты воздействия и модели динамиче-

²Макроэкономические переменные или переменные на уровне фирмы, которые напрямую не контролируются производителями.

³См. Verbeek (2004), С.353, Hayashi (2000), С.325, Wooldridge (2012), С.456, Greene (2003), С.310, Baltagi (2005), С.14–15, 19, 135–136.

ских панельных данных (Schennach, 2020, Angrist and Pischke, 2015, Cameron and Trivedi, 2013, Greene, 2012, Wooldridge, 2011, Angrist and Pischke, 2009, Chernozhukov and Hansen, 2008).

Модели с латентными классами, как более подробно описано в разделе с кратким обзором литературы, являются классическим примером методологии для анализа ненаблюдаемой гетерогенности и групповых различий: классы являются латентными и вероятностными. Другие методы (например, условная квантильная регрессия и условный средний эффект воздействия) могут использоваться для учета наблюдаемой гетерогенности между группами агентов.

1.3 Открытые научные вопросы

Как отметил Джеймс Хекман в своей Нобелевской лекции, прочитанной на рубеже 21-го века, основные задачи современной микроэконометрики состоят в том, чтобы «объединить теорию и фактические данные и оценить результаты реформ» (Heckman (2001), С.673). Что касается использования данных для выявления (ожидаемой в экономической теории) гетерогенности, эконометристы пришли к общему пониманию о присутствии гетерогенности в целом среди индивидов, так и между группами агентов: существованию «различий в дисперсиях возмущений между группами» (Greene (2003), С.546) и согласию с тем, что «гетерогенность между группами ... типична для микроэкономических данных» (там же, С.359).

Однако анализу гетерогенности экономических агентов и гетерогенных последствий политических реформ (Angrist and Pischke, 2009, Browning and Carro, 2007, Kirman, 2006, Sen, 2004) по-прежнему уделяется недостаточное внимание. Даже вопрос о том, различаются ли вкусы у людей, поставленный в известной провокационной статье Stigler and Becker (1977), потребовал продолжения дискуссии в 2000-х годах (Brock and Durlauf, 2001).

Существует большое количество микроэкономических вопросов, которые, во многом, остаются еще открытыми. Это приводит к особенной необходимости эмпирического выявления наблюдаемой и ненаблюдаемой гетерогенности между агентами (такими как, индивиды и фирмы) и между группами агентов, а также требует количественной оценки гетерогенного эффекта реформ, направленных на разных агентов. Примеры таких вопросов приведены ниже.

1. Почему существуют различия в производительности между фирмами? Какова взаимосвязь между различиями в управлении, производительностью и ростом фирмы? Какие проблемы, связанные с местными рынками и общей макроэкономической средой, объясняют неэффективность фирм (которую обычно определяют как отклонение от границы производственных возможностей или от траектории минимизации затрат)?⁴ Различается ли экономия за счет масштаба (economy of scale and scope) между низкозатратными и высокозатратными фирмами? Отличается ли эластичность выпуска по отношению к труду, капиталу и материалам в высокопроизводительных и низкопроизводительных фирмах данной отрасли?
2. Если существуют различия в производительности фирм или издержках фирм, а также в их временных профилях, то каким образом следует принимать это во внимание при определении

⁴ Действительно, в рамках множества производственных возможностей в каждой отрасли, плохое управление или отсутствие знаний о применимости технологии к производству в данной фирме может привести к неэффективности производства/затрат (Bloom et al., 2016, Bloom and van Reenen, 2010, Griliches, 1996). См. многочисленные обзоры по анализу эффективности и производительности (Tone, 2017, Fried et al., 2008, Coelli et al., 2005).

- регуляторной политики в отрасли? В частности, как различаются эффекты реформ для более/менее продуктивных фирм или фирм с более высокими/низкими затратами?
3. Может ли спрос групп потребителей по-разному реагировать на изменение цены товара? Существуют ли потребители с неэластичным спросом? Если это так, существуют ли какие-либо (скрытые) неравенства в потребительском спросе, которые необходимо учитывать при анализе благосостояния и регулирования?
 4. В отраслях, регулируемых государством, по-разному ли реагируют ли фирмы на контракты по цене или качеству? Может ли одно и то же регулирование повлиять положительно на деятельность одних фирм, но отрицательно – на деятельность других? Каковы причины и последствия такой разнородной реакции на реформы?

2 Цели и задачи исследования

2.1 Цели и задачи

Целью данного исследования является разработка эконометрических моделей для выявления гетерогенного экономического выбора производителей и потребителей, выделения гетерогенного воздействия экзогенных шоков на издержки компаний и оценки гетерогенного воздействия реформ, направленных на регулирование цен и качества.

Для достижения данной цели в **теоретической** части исследования решаются следующие **задачи**.

1. Разработка методологии коррекции смещения в оценках ценовой эффективности в задачах минимизации затрат методом оболочечного анализа данных Färe et al. (1985) и Tone (2002).
2. Исследование применимости для коротких панелей оценки в условной квантильной регрессии оценки с не зависимыми квантиля фиксированными эффектами (Canaux, 2011).
3. Исследование способов коррекции асимптотического смещения оценки в условной квантильной регрессии с короткими панелями в двух случаях: зависящие от квантиля и не зависящие от квантиля фиксированные эффекты.
4. Выделение двух источников межвременной зависимости в моделях динамических панельных данных: эффект меняющейся во времени политики (эффект реформы) и эффект «возврата к среднему».

Эмпирическая часть исследования преследует как экономические, так и эконометрические **задачи**. Экономические задачи перечислены ниже. Для краткости в приведенном ниже списке не повторяется тот факт, что каждая экономическая задача требовала разработки/модификации эконометрической модели для учета наблюдаемой или ненаблюдаемой гетерогенности агентов. Список эконометрических моделей, используемых в диссертации для решения задач исследования и идентификации гетерогенности, приведен в параграфе 2.2 данного резюме.

Каждая задача исследования формулируется в рамках общих экономических вопросов анализа производительности и издержек, регулирования, теории контрактов или оценки эффекта воздействия. В то же время, каждое эмпирическое приложение и эконометрическая модель связаны с данными по фирмам конкретной отрасли, с потребительским спросом на определенные

товары и услуги, а также с конкретными примерами регулирования цен или качества.

1. Установление взаимосвязи между типами управления государственными предприятиями и ценовой эффективностью, а также временными профилями ценовой эффективности.
2. Оценка условного среднего эффекта воздействия реформы, направленной на стимулирование в рамках модели «эталонной конкуренции» (yardstick competition) на государственных предприятиях на производственную и ценовую эффективность (так называемая перспективная система оплаты, дающая фиксированную компенсацию за каждый вид продукции независимо от фактических затрат на производство).
3. Выявление дифференцированного влияния снижения ставок в перспективной системе оплаты на выпуск и качество услуг государственных предприятий.
4. Оценка дифференцированного влияния межвременного поощрительного контракта на качество продукции у экономических агентов с различными значениями дореформенного качества.
5. Выявление поведенческих различий при оценке потребительского спроса на «товар первой необходимости» и определение эластичных и неэластичных по цене групп потребителей.
6. Измерение гетерогенного условного и безусловного среднего эффекта воздействия изменений цены на потребление «товаров первой необходимости».
7. Оценка равенства доступа к «товару первой необходимости» для потребителей с высокой и низкой потребностью в этом товаре.
8. Выявление неоднородного влияния макроэкономических шоков на временные профили издержек в высокзатратных и низкзатратных финансовых организациях, а также выявление различного эффекта этих шоков на эффект масштаба.
9. Изучение влияния различных форм региональных социальных институтов на качество общественных благ на примере оказания медицинской помощи и институциональной среды, позволяющей частным медицинским страховщикам работать в системе обязательного медицинского страхования.
10. Выявление различий в производительности капитала, труда и материалов и оценка оптимальности соотношения труда и капитала на высокопроизводительных и низкопроизводительных государственных предприятиях.
11. Оценка различной взаимосвязи между отношением НИОКР к объему продаж и ростом у быстрорастущих и медленно растущих высокотехнологичных инновационных фирм.

Задачи 1–3 в эмпирической группе задач исследования применяются для оценки ценовой и технической эффективности у префектуральных и муниципальных государственных больниц неотложной помощи в Японии в начале 2000-х годов, в то время как задача 4 посвящен анализу качества у больниц неотложной помощи в программе Medicare в США в 2010-х годах. Задача 5 и эмпирическая иллюстрация в задаче 1 в теоретической группе связаны с анализом японских банков в 2000-х – начале 2010-х гг. Задачи 6–8 применяются к изучению потребительского спроса на медицинскую помощь в Японии. Задача 9 посвящена анализу региональных российских данных в 2000–2010-х годах для исследования влияния частных страховых медицинских организаций на качество региональных систем здравоохранения. В рамках задачи 10 исследуется производительность префектуральных и муниципальных государственных больниц неотложной помощи в

Японии за последние два десятилетия, а задача 11 касается анализа роста японских промышленных компаний в 2010-х годах. В рамках расширения исследования (см. Раздел 11 «Приложение») дополнительные задачи связаны с анализом уравнений заработной платы для молодых работников США в середине 20-го века; с установлением взаимосвязи между добровольными взносами на местные общественные блага (так называемые средства «самообложения») и региональным софинансированием этих взносов.

Информационную базу исследования составляют макро- и микро данные, связанные с потребителями или производителями США, Японии и России. Микроданные, это во-первых, общенациональные выборки данных японских фирм, банков и префектуральных и муниципальных государственных больниц неотложной помощи (Orbis, Bankscore, Nikkei NEEDs, Ежегодники местных государственных предприятий, финансовые отчеты банков). Вторую группу составляют общенациональные выборки данных для больниц неотложной помощи в системе Medicare в США от центров Medicare и Medicaid. Третья группа — это данные на уровне потребителей для Японии (репрезентативные опросы: Панельный опрос японских потребителей и Панельный опрос домохозяйств, проводимый университетом Кэйо)⁵ и для США (выборки из переписи населения). Макроданные включают страновую статистику от международных организаций (ОЭСР, МВФ, ВОЗ), национальных министерств и статистических ведомств (например, Банка Японии, Статистического бюро Японии, Росстата, Минфина России, веб-портала «Страхование в России»).

Задачи исследования анализируются в основной части диссертации в 20 статьях в журналах Web of Science/Scopus. Это 14 физических статей (13 из них написаны на английском языке), из которых 7 статей без соавторов, 4 статьи без соавторов и 2 статьи в соавторстве входят в список А журналов ВШЭ (4 статьи в без соавторов и 1 в соавторстве также входят в список журналов Scopus/WoS первого квартиля). При двойном весе шести статей в журналах списка А ВШЭ и/или журналах первого квартиля WoS/Scopus количество статей равно 20. Статьи посвящены теоретическим и прикладным вопросам эконометрического моделирования.

В расширении методологии диссертации, доступной в Приложении к данному резюме, упомянуты результаты из 5 дополнительных статей без соавторов (2 из журналов WoS/Scopus по экономике, 1 из рекомендуемого ВШЭ списка рецензируемых журналов по экономике - список D, 2 из журналов WoS/Scopus по экономике развития или менеджменту), посвященных статистическим, экономическим и эконометрическим аспектам гетерогенного поведения экономических агентов. Другие расширения теоретической и прикладной методологии, перечисленные в Приложении, доступны в рецензируемых публикациях автора на портале REPEC.

2.2 Идентификация гетерогенности для достижения задач исследования

Для достижения целей исследования в диссертации используются несколько подходов к выявлению наблюдаемой и ненаблюдаемой гетерогенности агентов. Ниже приведены подходы к идентификации, указаны эконометрические модели и примеры из соответствующих статей диссертации.

⁵Благодарим за сотрудничество Исследовательский центр панельных данных Университета Кэйо (Токио) и Институт исследований экономики домохозяйств (Токио) за предоставление соответственно данных панельного обследования домохозяйств Японии и панельного обследования потребителей Японии.

Наблюдаемая гетерогенность

Наблюдаемая гетерогенность может быть определена как тот факт, что определенная переменная важна для индивидуального решения, и значения этой переменной различаются у разных агентов, см. Browning and Carro (2007) и Cunha et al. (2005). *Простейший подход* для идентификации наблюдаемой гетерогенности предполагает, что необходимо включить в регрессию все релевантные объясняющие переменные. Значимость оцененного коэффициента при каждой такой объясняющей переменной подразумевает наличие гетерогенности. Реализация подхода осуществляется с помощью следующих эконометрических моделей:

1. МНК или непараметрическая регрессия в качестве основной модели (Бесстремьянная, 2015, Besstremyannaya, 2009a),
2. после-регрессионный анализ (анализ второго шага) в исследованиях производительности: применение МНК регрессии, в которой в качестве зависимой переменной выступает показатель эффективности SFA/DEA (Besstremyannaya, 2013, Besstremyannaya and Simm, 2019) или остаток в условной квантильной регрессии (Besstremyannaya, 2017a, Besstremyannaya and Golovan, 2022b, Besstremyannaya et al., 2022),
3. после-регрессионный анализ при оценке эффекта реформ и/или при измерении условно-го/безусловного среднего эффекта воздействия (Besstremyannaya, 2015).

Сложные подходы нацелены на выявление групповой неоднородности, т.е. на нахождение статистических различий в оценках коэффициентов для регрессора в группах наблюдений. Для этой цели в диссертации используются следующие эконометрические модели:

1. условная квантильная регрессия (Besstremyannaya, 2017a, Besstremyannaya and Golovan, 2019, 2021, 2022b, Besstremyannaya et al., 2022),
2. модели с динамическими панелями (Besstremyannaya, 2015, 2016, Besstremyannaya and Golovan, 2022b,c).

Ненаблюдаемая гетерогенность

Ненаблюдаемая гетерогенность присутствует, когда переменные, имеющие отношение к принятию решений агентом, не известны исследователю (Browning and Carro, 2007). *Простейшие подходы* связаны с использованием метода инструментальных переменных (Бесстремьянная, 2015) или панельной регрессии с фиксированными эффектами (Besstremyannaya, 2009a). Примерами более *сложного подхода* являются модели с конечной смесью распределений (модели с латентными классами):

- модели стохастической границы с латентными классами (Besstremyannaya, 2011),
- линейные модели с латентными классами (Besstremyannaya, 2015, 2017b),
- модели бинарного выбора с латентными классами (Besstremyannaya, 2017b),
- обобщенные модели с латентными классами (Besstremyannaya, 2015, 2017b),
- анализ эффекта воздействия в моделях с латентными классами (Besstremyannaya, 2015).

3 Степень разработанности научной проблемы в литературе

3.1 Модели с конечной смесью распределений (модели с латентными классами)

Модели с конечной смесью распределений предполагают, что наблюдения зависимой и объясняющих переменных для агента i берутся из смеси конечного числа C ненаблюдаемых классов (часто также называемых компонентами) и есть априорные вероятности принадлежности агента к каждому ненаблюдаемому (латентному) классу j , сумма которых равна единице: $\pi_j > 0$, $j = 1, \dots, C$, и $\sum_{j=1}^C \pi_j = 1$.

Методология применяется в математике и статистике с 1980-х годов (Everitt and Hand, 1981, Clogg, 1981), но только в конце 1990-х и начале 2000-х этот инструментарий стал постепенно использоваться в микроэконометрике (Compiani and Kitamura, 2016, McLachlan and Peel, 2000, Hagenars and McCutcheon, 2002, Wedel and DeSarbo, 2002). Учебники эконометрики уделяют внимание подобным моделям лишь с 2010-х годов (Greene, 2012, Cameron and Trivedi, 2013), а в самом авторитетном справочнике по эконометрике: *Handbook of Econometrics* – глава о моделях со смесями распределений появилась только в 2020 году (Schennach, 2020).

Простейший вариант включения гетерогенности в модели с конечной смесью распределений – это предположение, что только значение константы разное в каждом латентном классе (Heckman and Singer, 1984). Более общий подход, предусматривающий, что все параметры различаются между классами, был развит вначале для моделей с целочисленными (дискретными) зависимыми переменными (count data models, hurdle models, см. обзор для разных областей экономики в Cameron and Trivedi (2013) и примеры первых работ в экономике здравоохранения в Deb and Trivedi (1997) и Silva and Windmeijer (2001)). Вскоре анализ был расширен для линейной регрессии с непрерывной зависимой переменной (Deb and Holmes, 2000, Phillips, 2003), моделей стохастической границы (Greene, 2002, Tsionas, 2002) и обобщенных линейных моделей (Greene, 2007).

В статьях данной диссертации ряд моделей с латентными классами впервые применяется в экономике здравоохранения в целом и для эмпирического анализа ценовой эффективности японских больниц или для анализа расходов на медуслуги и лекарства среди японских потребителей, в частности (Besstremyannaya, 2017b, 2015, 2011). Общие черты инструментария, наполняемые отраслевым содержанием для решения экономических задач об исследовании гетерогенности в статьях диссертации, можно сформулировать следующим образом (Cameron and Trivedi, 2013, Greene, 2007). Зависимая переменная y имеет плотность

$$f(y_i|\pi, x, \theta) = \sum_{j=1}^C \pi_j f(y_i|x_i, \theta_j), \quad (1)$$

где x_i это вектор объясняющих переменных для индивида i , θ_j вектор неизвестных параметров, связанных с классом.

Метод позволяет моделировать априорные вероятности принадлежности к каждому классу как функции характеристик агента z_i . В предположении о мультиномиальной модели априорных

вероятностей принадлежности к классам,⁶ имеем:

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(z_i' \gamma_j)}{\sum_{j=1}^C \exp(z_i' \gamma_j)}, \text{ и условие нормализации задается как } \gamma_C = 0. \quad (2)$$

С помощью теоремы Байеса получаем оценку апостериорной вероятности принадлежности индивида i к классу j :

$$P(i \in j) = \pi_{ij} \cdot f(y_i | x_i, \theta_j) / \sum_{j=1}^C \pi_{ij} \cdot f(y_i | x_i, \theta_j) \quad (3)$$

Наиболее вероятностный класс для каждого i определяется на основе $\max\{P(i \in j) | j = 1, \dots, C\}$.

Предполагается, что классы можно упорядочить с точки зрения условного математического ожидания зависимой переменной. Например, в случае двух классов, $E(y_1 | x) > E(y_2 | x)$, и индекс 1 (класс 1) обозначает, например, индивидов с более высокими расходами или фирмы с более высокими издержками, а индекс 2 (класс 2) – потребителей с более низкими расходами или фирмы с более низкими издержками.

В предположении о независимых повторяющихся наблюдениях y_{it} во времени,⁷ совместная плотность y_{it} для T повторяющихся наблюдений это произведение предельных плотностей в каждый период:

$$f_j(y_i | \theta) = \prod_{t=1}^T f_j(y_{it} | \theta_{jt}), \quad (4)$$

где в периоды с отсутствующими наблюдениями предельная плотность полагается равной 1 (Wedel and DeSarbo, 2002, Greene, 2007).

В предположении о том, что наблюдение находится в одном и том же классе в течение всего промежутка времени, имеем:

$$f(y_{it} | \pi, x_{it}, \theta) = \sum_{j=1}^C \pi_{ij} \prod_{t=1}^T f(y_{it} | x_{it}, \theta_j). \quad (5)$$

Апостериорная совместная вероятность принадлежности к классу j равна:

$$P(i \in j) = \pi_{ij} \cdot \prod_{t=1}^T f(y_{it} | x_{it}, \theta_j) / \sum_{j=1}^C \pi_{ij} \cdot \prod_{t=1}^T f(y_{it} | x_{it}, \theta_j) \quad (6)$$

Выбор числа классов C и анализ качества подгонки обычно основан на анализе остатков, сравнении информационных критериев (AIC, BIC), значениях функции максимального правдоподобия и χ^2 тестах (Andrews, 1988).

В рамках данного подхода различные коэффициенты для объясняющих переменных могут быть получены для каждого класса. Экономическая интерпретация полученных оценок становится

⁶Наиболее распространенный подход в эмпирических приложениях в разных областях экономики, см. Cameron and Trivedi (2013), Greene (2007) и Bago d'Uva (2005).

⁷Наиболее распространенное предположение в теоретической литературе (Wedel and DeSarbo, 2002, Greene, 2007).

возможной вследствие того, что классы можно упорядочить по условному математическому ожиданию зависимой переменной. Однако классы являются вероятностными, и агенты не могут быть разделены на группы с абсолютной точностью. Поэтому анализ апостериорных вероятностей (например, принадлежности к классу с наибольшим условным матожиданием зависимой переменной) может использоваться с большой осторожностью.

Отметим, что применение моделей с латентными классами для анализа конкретной экономической задачи в каждой области экономической науки требует объяснения причин ненаблюдаемой и дискретной гетерогенности.

3.2 Условная квантильная регрессия

3.2.1 Преимущества подхода

Условная квантильная регрессия⁸ предоставляет возможность изучить влияние ковариат для каждого условного квантиля зависимой переменной. Поэтому данный подход имеет преимущество перед МНК регрессией: вместо того, чтобы распространять результаты анализа условного среднего на хвосты распределения зависимой переменной, квантильная регрессия позволяет получить независимые оценки влияния ковариат в каждом условном квантиле. Различные значения оцененных коэффициентов для объясняющей переменной в регрессиях для разных значений квантильного индекса могут быть проинтерпретированы как наличие гетерогенного эффекта этой объясняющей переменной. Например, с помощью квантильной регрессии можно изучить гетерогенные эффекты государственных реформ или макроэкономических шоков на издержки фирмы, гетерогенное влияние расходов на НИОКР на рост фирмы или гетерогенный эффект предложения труда на заработную плату.

Отображение (*mapping function*) в условной квантильной регрессии монотонно (более того, строго возрастающее), и потому в рамках подхода можно получить упорядоченный набор взаимосвязей. Таким образом, исследователь может изучить, как изменяются оцененные коэффициенты при объясняющих переменных в регрессиях с разными (упорядоченными) значениями квантильного индекса τ . В анализе производительности высокие значения квантильного индекса (например, 0.8, 0.9) для функции выпуска при условии ковариат могут рассматриваться как аппроксимация границы производственных возможностей. В случае анализа функции издержек, низкие значения квантильного индекса (такие, как 0.1, 0.2) могут служить приближением кривой минимизации издержек. Таким образом, условная квантильная регрессия применима также и для анализа эффективности. Например, остаток в регрессии условного выпуска фирмы для $\tau = 0.8$ может рассматриваться как мера неэффективности⁹.

⁸В диссертации не рассматривается безусловная квантильная регрессия (*unconditional quantile regression*), введенная в работе Firpo et al. (2009) как замечательный инструмент для исследования влияния ковариат на *популяционное* безусловное среднее зависимой переменной. Поэтому в диссертации и ее резюме краткий термин «квантильная регрессия» используется для обозначения «условной квантильной регрессии».

⁹См. применение подхода для анализа издержек банков в Besstremyannaya (2017a).

3.2.2 Кросс-секционная модель и модель для объединенных данных (пулд модель)

Обозначим $Q_\tau(y|x)$ – условный τ квантиль непрерывной переменной y при фиксированных значениях объясняющих переменных x . Впервые появившаяся в работе Koenker and Bassett (1978), условная квантильная регрессия рассматривает условный τ квантиль y как линейную функцию ковариат.

Простейшая лонгитюдная версия условной квантильной регрессии это пулд модель (a pooled model, Wooldridge (2007)). В работе Wooldridge (2007) введена поправка асимптотической ковариационной матрицы оценки для учета серийной корреляции ошибок у наблюдений внутри кластера (например, наблюдения индивида по времени). Строгое доказательство асимптотических свойств такой робастной к групповым кластерам оценки представлено в статье Parente and Santos Silva (2016).

В данной диссертации пулд модель с робастными стандартными ошибками согласно Parente and Santos Silva (2016) используется для анализа гетерогенного роста японских фирм ряда отраслей обрабатывающей промышленности, наблюдаемых на протяжении десятилетия (Besstremyannaya et al., 2022). Использование инструментария объясняется необходимостью включения лага зависимой переменной, что привело бы к эндогенности в случае панельной регрессии и ограниченными возможностями существующей методологии для оценивания подобных моделей.

3.2.3 Зависящие от квантиля фиксированные эффекты

Общая формулировка модели условной квантильной регрессии для панельных данных представлена в Koenker (2004):

$$y_{it} = x'_{it}\beta(U_{it}) + \alpha_i(U_{it}), \quad U_{it} \sim U[0, 1], \quad (7)$$

$$\tau \mapsto x'_{it}\beta(\tau) + \alpha_i(\tau) \quad \text{монотонно возрастает,} \quad (8)$$

где $\tau \in (0, 1)$, отображение (8) это условный квантиль зависимой переменной y_{it} , x_{it} это вектор объясняющих переменных, i индекс индивида (как кластера во времени), t обозначает время, $\alpha_i(\tau)$ это зависящие от квантиля фиксированные эффекты.

Оценка (уравнение 2.2. в Kato et al. (2012)) выглядит как:

$$(\{\hat{\alpha}_i\}, \hat{\beta}) = \operatorname{argmin}_{\{\alpha_i\}, \beta} \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \rho_\tau(y_i - x'_i\beta - \alpha_i) \quad (9)$$

и ее асимптотическая теория развита для длинных панелей: n/T должно быть мало.

В рамках статей данной диссертации проведен обзор подходов для оценивания модели для коротких панелей (Besstremyannaya and Golovan, 2021). Один из таких подходов – оценка по Galvao and Kato (2016) – используется в диссертации для измерения производительности больниц (Besstremyannaya and Golovan, 2022b), что стало первым применением общего вида условной квантильной регрессии в экономике здравоохранения.

3.2.4 Не зависящие от квантиля фиксированные эффекты

Модель сдвига (locational shift model) предполагает, что фиксированные эффекты одинаковы для всех квантилей. Модель сформулирована следующим образом (Koenker, 2004).

$$y_{it} = x'_{it}\beta(U_{it}) + \alpha_i, \quad i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T, \quad (10)$$

где $\tau \mapsto x'_{it}\beta(\tau)$ строго возрастает по τ , U_{it} равномерно распределена на $[0, 1]$ и не зависит от (x_{it}, α_i) . x_{it} не включает константу. Фиксированные эффекты α_i рассматриваются как n дополнительных неизвестных параметров.

Для упрощения вычислительной процедуры, в работе Canay (2011) предлагается простой метод двухшагового оценивания такой модели с не зависящими от квантиля фиксированными эффектами. Рассматривается модель:

$$y_{it} = x'_{it}\beta(U_{it}) + \beta_0(U_{it}) + \alpha_i, \quad i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T, \quad (11)$$

где $\tau \mapsto x'_{it}\beta(\tau) + \beta_0(\tau)$ строго возрастает по τ , U_{it} равномерно распределена на $[0, 1]$ и не зависит от (x_{it}, α_i) . Вводится условие идентификации: $E[\alpha_i] = 0$. На первом шаге нужно получить состоятельную оценку фиксированных эффектов с помощью любого \sqrt{nT} состоятельного оценивания (например, the within estimator). На втором шаге из исходной зависимой переменной вычитаются состоятельно оцененные фиксированные эффекты, и для полученной таким образом новой зависимой переменной используется пулд модель.

Как показано в мета-обзоре в работе Besstremyannaya and Golovan (2019), подобная простая оценка исключительно популярна среди эмпириков. В данной диссертации такая оценка используется при анализе банковских издержек и тем самым, модель условной квантильной регрессии для панельных данных впервые применяется для экономического анализа банковского сектора (Besstremyannaya, 2017a). Размер панели в работе достаточно велик в терминах соотношения n/T – выборка попадает в группу прикладных статей с наименьшим значением этого соотношения (Besstremyannaya, 2017a, Besstremyannaya and Golovan, 2019). Вторая статья диссертации, посвященная этой оценке, связана с изучением ее применимости для коротких панелей (Besstremyannaya and Golovan, 2019).

3.3 Модели с динамическими панелями

3.3.1 Применимость модели

Динамические модели с панельными данными можно рассматривать как форму регрессии с фиксированными эффектами с введением динамической структуры процесса анализируемых данных. Динамическая структура (т. е. лаги зависимой переменной среди ковариат) обычно объясняется с экономической точки зрения – в частности, из-за «формирования привычки» (habit-formation) вследствие поведенческих особенностей потребителей или менеджеров. Динамические модели с панельными данными постепенно получают распространение в различных областях экономики: в макроэкономике - для изучения роста страны (Bleaney et al., 2001, Laeven et al., 2015) или показате-

лей системы национальных счетов (Wu, 2000), в корпоративных финансах и банковском деле – для анализа размера фирмы (Geroski et al., 1997, Oliveira and Fortunato, 2006), прибыли фирмы (Machin and Van Reenen, 1993) и прибыли банка (Knapp et al., 2006), кредитного плеча фирмы (González and González, 2012, Gaud et al., 2005), рентабельность активов (у фирм и банков) и Q Тобина (Kyereboah-Coleman, 2008, Goddard et al., 2004, Pérez-Calero et al., 2016). Финансовые приложения методологии связаны с анализом цен (Gao et al., 2009, Santos, 2013). Исследования труда, здоровья и благосостояния применяют подобные модели для изучения предложения рабочей силы (Baltagi et al., 2005, Zhao et al., 2008), качества медицинской помощи (Mark et al., 2004), благосостояния домохозяйств и здоровья индивидов (Michaud and van Soest, 2008).

В данной диссертации анализ с помощью динамических панелей используется в экономике здравоохранения для моделирования качества медицинской помощи больниц (Besstremyannaya, 2016, 2015, Besstremyannaya and Golovan, 2022a,c) с целью последующего измерения гетерогенного эффекта реформ ценового и мотивационного регулирования.

Простейшая форма модели связана с предположением об авторегрессионном процессе первого порядка (Hamilton, 1994). В некоторых работах в данной диссертации использованы более высокие (вторые) лаги, и процесс описывается как:

$$y_{it} - x'_{it}\beta - \mu = \alpha_1(y_{i,t-1} - x'_{i,t-1}\beta - \mu) + \alpha_2(y_{i,t-2} - x'_{i,t-2}\beta - \mu) + v_i + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

где i это индекс наблюдения (как кластера во времени), t это индекс периода времени, v_i обозначает фиксированные эффекты и ε_{it} это i.i.d. случайная ошибка.

Уравнение (12) и его расширенный аналог, обозначенный в разделе 4.3.2 резюме как уравнение (18) может быть оценено с помощью обобщенного метода моментов. Оценка Arellano and Bover (1995)/Blundell and Bond (1998) с робастной ковариационной матрицей в форме (Windmeijer, 2005) является стандартной оценкой в литературе. Инструменты включают лагированные значения предопределенных и эндогенных переменных (первый набор моментных соотношений) и разностных предопределенных и эндогенных переменных (второй набор). Первый набор моментных соотношений связан с подходом Arellano and Bond (1991), Arellano and Bover (1995) и Blundell and Bond (1998), когда рассматриваются первые разности правой и левой частей уравнения (12). Второй набор моментных соотношений применяется к уравнению в уровнях (Blundell and Bond, 1998). Моментные соотношения формулируются отдельно для каждого периода t .

3.3.2 Качество инструментов

Достоверность инструментов оценивается с помощью статистики теста Ареллано-Бонда. Тест Саржана не используется в работах диссертации, так как он применяется только в предположениях гомоскедастичности¹⁰. Однако качество инструментов всегда необходимо объяснять из экономических соображений. В частности, наборы моментных соотношений используют лаги (уровни или разности) как инструменты, а лаги могут оказаться слабыми или негодными инструментами (Bazzi and Clemens, 2013), особенно в случае дальних лагов (Murray, 2006) и длинных панелей (Roodman, 2009). Поэтому в эмпирических работах могут быть проблемы с инструментами, несмотря на то,

¹⁰И потому не возможен в случае робастных стандартных ошибок.

что инструменты удовлетворяют формальным тестам.

Более того, формальные тесты являются лишь необходимым условием для качества инструментов и не могут установить причинно-следственные взаимосвязи в моделях с инструментальными переменными (Angrist and Pischke, 2015, Bazzi and Clemens, 2013). Поэтому, например, предположение об экзогенности инструментов в работах с динамическими панелями в данной диссертации обосновано с экономической точки зрения (Besstremyannaya and Golovan, 2022a).

3.3.3 Возврат к среднему в моделях с динамическими панелями

Динамические панели часто используются для оценки влияния бинарной (или непрерывной) объясняющей переменной, которая может интерпретироваться как индикатор (или интенсивность) реформы. С этой целью перекрестный член: произведение между $y_{it-1} - x'_{it-1}\beta - \mu^{11}$ и индикатором (интенсивностью) реформы, также как и собственно индикатор (эффективность) реформы добавляются в правую часть уравнения (12). Используя оценки коэффициентов при перекрестных членах (и при самой переменной реформы), становится возможным оценить гетерогенное влияние реформы на зависимую переменную. Действительно, общий эффект реформы зависит от значений y в предыдущие периоды и потому различается для групп наблюдений с большими и меньшими значениями y_{t-1} и т.д.

Этот часто применяемый в литературе подход не исключает эффект возврата к среднему (regression-towards-the mean, mean reversion) при оценке воздействия. Эффект возврата к среднему – это неотъемлемая часть стационарного процесса, присущая динамическим панелям (Dias and Marques, 2010, Gao et al., 2009, Knapp et al., 2006, Wu, 2000). Возврат к среднему можно определить как склонность стационарного процесса возвращаться к своему среднему значению (Dias and Marques, 2010, Gao et al., 2009). Считается, что сам термин появился в работах Гальтона, давших начало развитию прикладной эконометрики – серии трудов об обратной взаимосвязи между ростом детей и родителей (Galton, 1886, Galton and Dickson, 1886). Примеры процессов с возвратом к среднему наблюдаются в разных отраслях экономики: анализ производительности стран (Friedman, 1992), прибыли банков (Knapp et al., 2006), цен на жилье (Gao et al., 2009), давления и уровня холестерина у пациентов (Barnett et al., 2004).

В данной диссертации предложены разные подходы к решению проблемы возврата к среднему при измерении эффекта реформы (Besstremyannaya, 2016, Besstremyannaya and Golovan, 2022a,c). Новизной диссертации является формулировка такого подхода в случае реформы, интенсивность которой меняется во времени, а также использование подхода для оценки эффекта воздействия в экономике здравоохранения (Besstremyannaya and Golovan, 2022a).

3.4 Оценка эффекта воздействия: средний эффект, условный средний эффект и метод разность-разностей

Анализ эффекта различных экономических реформ становится одним из центральных элементов современной эконометрики (Angrist and Pischke, 2015, Heckman and Vytlačil, 2007, Heckman, 2001).

¹¹И подобные члены для более высоких лагов, умноженные на переменную для реформы.

Простейший подход связан с включением переменной реформы r в число регрессоров, объясняющих зависимую переменную y и интерпретация оценки коэффициента при r . Таким образом «наивный исследователь» получает разницу между значениями зависимой переменной для наблюдений, подвергшихся и не подвергшихся реформе (Wooldridge, 2012, С.454). Однако если участие в реформе не случайно (non-randomized treatment assignment), подобный подход не учитывает потенциальные различия между характеристиками агентов, подвергшихся реформе, в сравнении с другими агентами (Imbens, 2004).

Более аккуратный подход связан с построением контрольной группы наблюдений, называемых также контрфактами, counterfactuals (Angrist and Pischke, 2009). Отмечается, что «контрфакты необходимы для прогнозирования эффектов реформ, которые проводились в одной среде, но предлагаются для другой среды, либо для предсказания эффекта новых реформ» (Heckman and Vytlacil, 2007, С.4782).

Контрфактический анализ возник в 1930–е годы и получил новое развитие в 1960–1980–е (Heckman, 2001), благодаря появлению современных подходов к определениям условий идентификации, см. обзоры в Heckman and Vytlacil (2007), Imbens (2004), Angrist (2004) и Imbens (2003), и эмпирические иллюстрации в Angrist and Pischke (2015, 2009), Heckman (2001).

Один из наиболее используемых в настоящее время подходов – измерение условного эффекта воздействия – основан на двух таких идентификационных условиях. Первое заключается в непересечении группы воздействия и контрольной группы, non-overlap (Angrist, 2004). Второе – (unconfoundedness) предполагает, факт участия в реформе (при прочих равных значениях набора контрольных переменных) не связан с возможным значением зависимой переменной для каждого из двух состояний: участия и неучастия (Abadie and Imbens, 2016, Rosenbaum and Rubin, 1983). Для построения контрольной группы наблюдений в случае нерандомизированных реформ используется ряд методов: propensity score matching, inverse probability weights (Athey et al., 2018, Angrist and Pischke, 2015, Imbens, 2004, Hirano et al., 2003), однако особенными преимуществами обладает «мэтчинг ближайшего соседа», nearest neighbor matching (Abadie and Imbens, 2002, 2006) – метод не зависит от параметров сглаживания и позволяет повысить точность путем увеличения количества мэтчей (Abadie and Imbens, 2011, Abadie et al., 2004).

В случае панельных данных простейший метод оценки эффекта реформы через коэффициент при переменной, отвечающей за реформу, страдает зашумленностью вследствие возможных временных трендов и не позволяет установить причинно-следственную взаимосвязь между реформой и зависимой переменной (Angrist and Pischke, 2015, Wooldridge, 2012, Angrist and Pischke, 2009). Решением проблемы является метод разность-разностей, в рамках которого вычисляется изменение значений зависимой переменной до и после реформы у наблюдений, подвергшихся реформе и у контрольной группы. Схожесть дореформенных трендов зависимой переменной у подвергшихся реформе и у контрольной группы является основным идентификационным условием для применения метода.

Популярным решением проблемы несостоятельности стандартных ошибок в рамках оценки разность-разностей является объединение данных в до и после-реформенный период (Bertrand et al., 2004). Этот подход использован в статьях диссертации для измерения среднего/условного среднего эффекта воздействия ценовых реформ, направленных на потребителей или производи-

телей в экономике здравоохранения (Besstremyannaya, 2013, 2017b). Статистическая иллюстрация применения метода оценки эффекта воздействия в случае муниципальных реформ дана в приложении к диссертации (Бесстремьянная, 2019а).

3.5 Непараметрические модели

3.5.1 Параметрические и непараметрические оценки эффективности в рамках анализа границы

Оценивание эффективности в рамках анализа границы восходит к фундаментальной работе Farrell (1957), который предложил определения технической и ценовой эффективности фирмы и показал метод построения линейной выпуклой поверхности-оболочки, охватывающей наблюдения. По существу, этот метод рассматривает, например, техническую эффективность фирмы как «отношение ее среднего производства (при условии факторов производства и эффектов фирмы) к соответствующему среднему производству, если бы фирма использовала свои уровни ресурсов максимально эффективно» (Battese and Coelli, 1992, С.154). Анализ границы часто применяется для расчета показателей эффективности фирм, которые потом используются в рамках анализа «второго шага» – апостериорного анализа влияния ряда переменных (в том числе, эффекта реформ) на показатели эффективности.

Непараметрический метод анализа границы был предложен в работе Charnes et al. (1978), в которой сформулирован сам термин «оболочечный анализ данных» (data envelopment analysis, DEA) – подход, направленный на решение задачи линейной оптимизации. Исходная работа касалась лишь задачи, ориентированной на выпуск при постоянной отдаче от масштаба (constant returns to scale and an input-oriented model), но затем были предложены варианты методологии с разными случаями переменной отдачи от масштаба и задачами, ориентированными на выпуск или минимизацию издержек (Banker et al., 1984, Färe et al., 1985, Seiford, 1996).

Показатель эффективности DEA часто используется в качестве зависимой переменной в регрессионном анализе, изучающем неоднородное влияние различных характеристик экономического агента на эффективность этого агента. Более того, оболочечный анализ данных сам по себе рассматривается не только как часть теории операционного исчисления, но и как часть эконометрического анализа¹². Теоретический вопрос, поднятый в диссертации в отношении DEA, заключается в необходимости корректировки систематических ошибок в оценках, полученных в рамках расчета ценовой эффективности (cost minimization DEA).

Альтернативный параметрический метод, анализ стохастической границы (stochastic frontier analysis, SFA), имеет дело с ошибкой составного характера в уравнении производства или уравнении издержек. Ошибка это сумма статистического шума и компоненты, связанной с неэффективностью (Aigner et al., 1977, Battese and Corra, 1977, Meeusen and van Den Broeck, 1977).

Каждый из двух методов обладает своими преимуществами и недостатками. Сильные стороны DEA заключаются в следующем: возможность работы с многопродуктовыми производственны-

¹²См. монографии (Tone, 2017, Ray, 2004) и статьи в *Journal of Econometrics* (Simar and Wilson, 2007, Cazals et al., 2002, Charnes et al., 1990, Seiford and Thrall, 1990), которые касаются теоретических и практических аспектов методологии.

ми функциями, отсутствие предположений о функциональной форме производства или функции издержек и неустойчивость к проблеме мультиколлинеарности. Однако DEA чувствителен к выбросам и не может учесть ошибку измерения. Более того, что показатели эффективности для фирм на построенной границе в точности равны единице.

В то же время, преимущество SFA заключается в возможности учитывать ошибки измерения и выбросы посредством статистического шума. Метод не требует, чтобы показатель эффективности был равен единице. Однако слабыми сторонами SFA являются жесткость предположений о форме производственной функции (или функции издержек) и о распределении ошибки. Метод требует модификации для анализа многопродуктовых производственных функций.

На практике, DEA и SFA часто используются как комплементарные (альтернативные) методы для оценки показателей эффективности (Cooreman, 1994, Seiford and Thrall, 1990). Такой подход используется и в данной диссертации: оценки эффективности больниц рассчитываются по методу DEA или SFA для анализа второго шага о влиянии реформы финансирования на эффективность (Besstremyannaya, 2013).

3.5.2 Ядерные регрессии в дополнение к МНК моделям

В то время как параметрическая модель неизбежно накладывает ограничения на экономический процесс, ядерные оценки плотности не имеют дело с предположениями о функциональной форме и, следовательно, могут считаться удобным инструментом для прикладного непараметрического анализа, в случае большого размера выборки и малого числа регрессоров (Härdle and Linton, 1994). Примерами классических работ в области ядерных регрессий являются статьи Wang and Van Ryzin (1981) и Van Ryzin and Wang (1978), а современные приложения включают статьи Parmeter and Racine (2019), Racine (2019), Hayfield and Racine (2011, 2008), Li and Racine (2008), Hsiao et al. (2007), Racine and Li (2004), Li and Racine (2003).

В данной диссертации ядерные регрессии используются как техника, альтернативная МНК регрессии для оценивания влияния частных страховых медицинских организаций в рамках системы обязательного медицинского страхования России на качество/эффективность региональных систем здравоохранения (Besstremyannaya, 2017b).

4 Описание методологии исследования

4.1 Модели с конечной смесью распределений (с латентными классами)

4.1.1 Модель стохастической границы с латентными классами

Besstremyannaya (2011) – это первая статья в литературе по экономике здравоохранения, в которой ненаблюдаемая гетерогенность больниц по отношению к функции издержек выявляется с помощью модели стохастической границы с латентными классами. Цель анализа – установить взаимосвязь между ненаблюдаемой практикой управления и экономической эффективностью больницы как примера фирмы. Этот подход основан на предпосылке общедоступности знаний о передовых технологиях для всех фирм отрасли. В это случае, неэффективность может быть связана

с неэффективной управленческой практикой (Bloom et al., 2016), поскольку управление можно рассматривать как неотъемлемую часть производства (Bloom and Van Reenen, 2007).

На примере японских муниципальных и префектуральных больниц неотложной помощи в 1999–2007 гг. в статье выдвигается гипотеза о том, что различия в управленческих практиках (наличие которых показано не только для производственных фирм, но и для больниц в разных странах (Bloom and van Reenen, 2010, Bloom and Van Reenen, 2007)) приводят к тому, что больницы можно разделить на ненаблюдаемое и конечное число классов в отношении методов управления. Эти методы влияют на затраты больниц, поэтому траектории минимизации издержек (и показатели ценовой эффективности) должны измеряться отдельно для каждого класса. Анализ применяет модель стохастической границы для панельных данных с латентными классами (Greene, 2002, Tsionas, 2002) для оценки функции издержек больниц следующим образом.

$$\ln \frac{c_{it}}{p_{Kit}} | j = \sum_{m=1}^M \beta_{mj} \ln y_{mit} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_{kj} \ln \frac{p_{kit}}{p_{Kit}} + 0.5 \sum_{s=1}^{K-1} \sum_{o=1}^{K-1} \beta_{osj} \ln \frac{p_{oit}}{p_{Kit}} \ln \frac{p_{sit}}{p_{Kit}} + 0.5 \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \beta_{mnj} \ln y_{mit} \ln y_{nit} + \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{m=1}^M \beta_{kmj} \ln \frac{p_{kit}}{p_{Kit}} \ln y_{mit} + \sum_{j=1}^J \beta_{lj} z_{lit} + v_{itj} + u_{itj} \quad (13)$$

$$u_{itj} = \exp\{-\eta_j(t - T)\} \cdot U_{ij} \geq 0, \quad (\eta_j < 0 \text{ означает рост неэффективности}) \quad (14)$$

$$U_{ij} \sim N^+(0, \sigma_{uj}^2) \quad (15)$$

$$v_{itj} \sim N(0, \sigma_{vj}^2) \quad (16)$$

где c_{it} это общие издержки, $y_{it} = (y_{1it}, \dots, y_{Mit})$ это вектор выпуска i -й больницы в момент t , включающий прокси показатели для амбулаторной и стационарной деятельности больницы (число посещений амбулаторного отделения, а также среднее между госпитализированными и выписанными пациентами), $z_{it} = (z_{1it}, \dots, z_{Lit})$ это вектор характеристик больницы, $p_{it} = (p_{1it}, \dots, p_{Kit})$ это вектор цен на факторы производства, причем p_{Kit} это цена фактора, используемая для нормализации, j индекс класса, η обозначает параметр из модели Battese and Coelli (1992).

Индикаторы управленческой деятельности используются в апостериорном анализе вероятности принадлежности к латентным классам.

4.1.2 Обобщенные линейные модели с латентными классами

Besstremyannaya (2017b, 2015) — это первые работы по изучению расходов на здравоохранение, в которых применяются обобщенные модели конечных смесей распределений (модели с латентными классами) для учета ненаблюдаемых различий между потребителями. Анализ направлен на изучение взаимосвязи между поведенческими характеристиками индивидов и их спросом (воспринимаемым в работе тождественно расходам) на медицинские услуги и лекарства. Расходы обычно анализируются как зависимая переменная в логарифмах (McCullagh and Nelder, 2019). Эконометрическая новизна двух статей заключается в применении подхода Greene (2007) с комбинацией обобщенных линейных моделей для панельных данных с зависимой переменной в логарифмах и моделей с конечной смесью распределений.

Новизной анализа с экономической точки зрения является изучение ценовой эластичности спроса и неравенства по доходу у потребителей с более высоким и более низким спросом. Основное допущение в анализе состоит в том, что поведенческие характеристики и характеристики здоровья потребителей разделяют их на ненаблюдаемые классы. Ожидаются различия в эластичности спроса на медицинские услуги по цене и доходу в классах «частных пользователей» и «редких пользователей» медицинских услуг.

Обобщенная линейная модель с латентными классами формулируется как

$$f(E(y_{it}|x_{it}, j)) = x'_{it} \delta_j, \text{ and } (y_{it}|x_{it}, j) \sim g(y_{it}, x_{it}, \theta_j), \quad (17)$$

где f это функция связи (link function), g это семейство распределений (a family of distribution), δ_j коэффициенты и θ_j параметры для класса j , y_{it} расходы на медицинские услуги и лекарства индивида i в период t .

Анализ качества подгонки и выбор числа латентных классов проводится в двух статьях с помощью анализа остатков в каждом классе (смещение, абсолютная ошибка прогноза, квадрат ошибки), информационных критериев, Andrews (1988) критерия хи-квадрат и кросс-валидации (50 репликаций со случайно выбранными 80% наблюдений в качестве обучаемой выборки и оставшимися 20% в качестве контрольной выборки при каждой репликации).

Модель в Besstremyannaya (2015) применяется к панельным данным для взрослых японских потребителей в 2008–2010 гг. и молодых японских потребителей-женщин в 2002–2010 гг., в то время как анализ в Besstremyannaya (2017b) использует панельные данные по взрослым японцам за 2009–2014 гг.

4.1.3 Модели бинарного выбора с латентными классами

Besstremyannaya (2017b) учитывает ненаблюдаемую гетерогенность потребителей при измерении неравенства по доходу в потреблении услуг системы здравоохранения. В анализе используются модели бинарного выбора со латентными классами, которые являются расширением модели Deb and Trivedi (2002) и применением подхода Bago d'Uva (2005). Отметим два аспекта новизны статьи. Во-первых, используется модели бинарного выбора с латентными классами для панельных данных и отдельно исследуется использование амбулаторной и стационарной медицинской помощи. Во-вторых, измеряется неравенство по доходу в японской системе социального медицинского страхования в условиях ненаблюдаемой гетерогенности потребителей.

4.2 Условная квантильная регрессия

4.2.1 Эмпирический анализ

В разделе, посвященном моделям с латентными классами, было показано, как этот подход может применяться для анализа ненаблюдаемой гетерогенности, например, при исследовании взаимосвязи между управленческой практикой и затратами фирм. Однако методология имеет свои ограничения: классы являются вероятностными, а количество классов дискретным. Условная квантильная

регрессия предлагает альтернативные способы изучения различий между фирмами, при исследовании производительности, затрат или роста. В работах этой диссертации методология применяется к анализу издержек банков (Besstremyannaya, 2017a), выпуска больниц (Besstremyannaya and Golovan, 2022b) и роста инновационных фирм промышленности (Besstremyannaya et al., 2022). Этот подход также может быть использован для анализа гетерогенности потребителей, и примером может служить изучение гетерогенного влияния эндогенного предложения труда на заработную плату в приложении к резюме и диссертации (Besstremyannaya and Golovan, 2022).

Besstremyannaya (2017a) — это первая статья, в которой условная квантильная регрессия используется для анализа лонгитюдных данных о банковских издержках. В статье предполагается, что различия в управленческой и деловой практике в банках¹³ влияют на способность банка минимизировать расходы и выдерживать внешние шоки. Целью статьи является выявление разнородного влияния макроэкономических шоков на издержки низкозатратных и высокзатратных банков и обнаружение различий в экономии масштаба у банков (economies of scale and scope). Используется общенациональная выборка из более чем 100 японских банков в 2001–2013 годах и модель Canay (2011) с фиксированными эффектами, не зависящими от квантилей.

Объясняющие переменные в многопродуктовой функции затрат включают регрессоры, которые отражают отношение к риску и особенности японской банковской системы, а также контрольные переменные на уровне банка и префектуры. Анализ второго шага применяется к остатку в условных квантильных регрессиях с низкими значениями τ , и остаток рассматривается как мера ценовой неэффективности. В число регрессоров на втором шаге включены переменные, связанные со структурой капитала, банковским риском и прибыльностью. Для анализа используется обобщенный метод моментов, позволяющий учитывать эндогенность.

Статья Besstremyannaya and Golovan (2022b) следует подходу Besstremyannaya (2017a) об использовании условной квантильной регрессии для исследования гетерогенности производства/затрат фирмы. Статья является первой работой в области экономики здравоохранения, где условная квантильная регрессия применяется для анализа панельных данных о производстве больниц. В работе рассматривается выборка местных государственных больниц Японии, где мягкие бюджетные ограничения делают анализ производства более подходящим, чем анализ затрат (Viørn et al., 2010). Соответственно, в статье оценивается расширенная версия многопродуктовой производственной функции больниц, которая использовалась ранее в работе Besstremyannaya (2013). Здесь выпуск больниц – это прокси показатели не только для стационарной и амбулаторной деятельности, но и для научно-исследовательской деятельности персонала больницы. В работе используется модель с фиксированными эффектами, зависящими от квантилей и применяются методы сглаживания для коротких панелей (Galvao and Kato, 2016, Dhaene and Jochmans, 2015).

Цель статьи состоит в выявлении различий в производительности капитала, труда и материалов (медикаментов) и оценке оптимальности сочетания труда, капитала и медикаментов в высокопроизводительных и низкопроизводительных больницах. Предполагается, что неэффективное управление приводит к различиям в эластичности выпуска больниц по отношению к факторам производства. Анализ основан на данных для местных государственных больниц неотложной помощи в Японии в 1999–2019 годах и оценивает различия в производительности факторов (различные

¹³Выявленные в многочисленных исследованиях, см. обзоры в (Hughes and Mester, 2013, Caprio and Honokan, 2014).

медицинские специальности, капитал и лекарства), а также во влиянии характеристик больниц на результаты их работы. На втором этапе в статье измеряется эффективность производства (как остаток в регрессии с высоким τ) и устанавливается связь между эффективностью и рядом префактуральных и муниципальных переменных. Далее, в статье проводится контрфактический анализ: оценка потенциальной экономии затрат в случае перехода к использованию оптимальных комбинаций факторов производства.

Besstremyannaya et al. (2022) исследуют различия в менеджменте НИОКР, которые могут быть связаны с разными соотношениями между интенсивностью НИОКР (доля расходов на НИОКР в объеме продаж) и ростом инновационных фирм. В статье применяется условная квантильная регрессия для изучения гетерогенного роста фирм и используются общенациональные выборки высокотехнологичных производственных компаний Японии в 2009–2020 годах. Анализ представляет собой первое исследование неоднородного влияния интенсивности НИОКР на рост японских фирм. Применяется пулд модель условной квантильной регрессии для оценки расширенного уравнения закона Гибрата для каждой из четырех инновационных отраслей: химикаты и сопутствующие товары; электронное и другое электрическое оборудование; промышленное и торговое оборудование и компьютерное оборудование; и транспортное оборудование. В статье используется подход Besstremyannaya (2017a), Besstremyannaya and Golovan (2022a) для измерения эффективности фирмы как остатка в регрессии с высоким τ .

4.2.2 Теоретические аспекты

Теоретические вопросы, поднятые в диссертации, связаны с условной квантильной регрессией для панельных данных: модель панельных данных с независимыми от квантилей фиксированными эффектами (Besstremyannaya and Golovan, 2019) и метод сглаживания при оценке коротких панелей в случаях зависящих и не зависящих от квантиля фиксированных эффектов (Besstremyannaya and Golovan, 2021). Эти две статьи в основной части диссертации рассматривают условные квантильные регрессии при экзогенности. Как расширение методологии диссертации, в приложении, в работе Besstremyannaya and Golovan (2022) разработана оценка с робастными стандартными ошибками для кластеризованных данных в случае эндогенности.

В статье Besstremyannaya and Golovan (2019) исследуется применимость для коротких панелей простой в вычислительном отношении оценки Canay (2011) с независимыми от квантилей фиксированными эффектами. Учитывая две ошибки в оценке (во-первых, недостаточность условия $n/T^s \rightarrow 0$, где n — количество кластеров наблюдений, T — длина панели, $s \in (1, \infty)$ для асимптотической несмещенности или существования оценки вектора коэффициентов, при этом условие $n/T \rightarrow \infty$ является более подходящим; во-вторых, стандартная ошибка константы не поддается аналитической оценке), в статье представлены рекомендации для практиков. Согласно рекомендациям, оценка Каная не может использоваться для больших значений n/T . Применимость оценки в случае малых значений n/T и регрессоров, коррелирующих по временным периодам, требует использования бутстрапа для получения стандартных ошибок вектора коэффициентов. Если n/T невелико и регрессоры независимы в разные периоды времени, бутстрап требуется только для получения стандартной ошибки константы.

13-страничное приложение к Besstremyannaya and Golovan (2019) содержит метаобзор всех

эмпирических статей, перечисленных на веб-странице издателя журнала *Econometrics Journals* (по состоянию на конец декабря 2018 г.), в которых используется оценка Canay (2011). Количество статей – 81, и в подробной сводной таблице указаны экономическая область, тип наблюдения (фирма, страна, отрасль, домохозяйство, физическое лицо, пары стран, пары работник-работодатель и т. д.), значения n и T , а также использовался ли в статье бутстрап для оценки стандартных ошибок. Как видно из метаобзора, в прикладном анализе часто применяются короткие панели ($T < 10$ почти в половине статей и $n/T > 10$ в более, чем 70% статей). К сожалению, многие статьи не оценивают стандартные ошибки с помощью бутстрапа и не затрагивают вопрос независимости регрессоров во времени.

В статье Besstremyannaya and Golovan (2021) приведен обзор подходов по использованию условных квантильных регрессий для панельных данных. В работе подчеркивается, что метод сглаженной условной квантильной регрессии можно рассматривать как средство для уменьшения асимптотического смещения оценки для коротких панелях. Что касается модели с зависящими от квантиля фиксированными эффектами, то применимость для коротких панелей изначально была связана с наложением различных ограничений: например, допущений о распределении зависимой переменной (Machado and Santos Silva, 2019, Li et al., 2003) или о функциональной форме фиксированных эффектов (Harding and Lamarche, 2016). Однако метод сглаживания, предложенный Galvao and Kato (2016), предлагает решение для общей формы модели квантильной регрессии с фиксированными эффектами. Целевая функция условной квантильной регрессии (Koenker, 2004) изменяется посредством сглаживания следующим образом: $\min_{\{\alpha_i\}, \beta} \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it} - x'_{it}\beta - \alpha_i)(\tau - G(y_{it} - x'_{it}\beta - \alpha_i)/h)$, где $G(v) = \int_u^\infty K(v)dv$ это сглаженный аналог ступенчатой функции $I(u \geq 0)$, $K(v)$ это ядерная функция, h это ширина окна (bandwidth), i обозначает индивида, а t время.

Техника сглаживания Galvao and Kato (2016) позволяет получить смещение оценки, и для уменьшения смещения предлагаются два метода: вычитание асимптотического смещения или использование Dhaene and Jochmans (2015) коррекции смещения панели с помощью техники «складного ножа» (split panel jackknife estimator)¹⁴.

Оценка разделенной панели в рамках подхода Dhaene and Jochmans (2015) имеет асимптотическую дисперсию, равную дисперсии исходной оценки $\hat{\beta}$, и поэтому позволяет делать надежные выводы для коротких панелей.

В случае независимых от квантилей фиксированных эффектов и с учетом асимптотического смещения оценки Canay (2011), показанной в Besstremyannaya and Golovan (2019), Chen and Huo (2021) построили новую оценку для модели (11). Используется условие нормализации $E[\beta_0(U_{it})] = 0$ и первый шаг процедуры Canay (2011). Однако второй шаг модифицирован с помощью техники сглаживания Galvao and Kato (2016). Метод позволяет уменьшить асимптотическое смещение оценки для коротких панелей.

¹⁴Что касается сбалансированных панелей, процедура «складного ножа» Dhaene and Jochmans (2015) разделяет панель на две части: $i \in \{1, \dots, n\}$ в каждой панели, а индекс времени $t \in \{1, \dots, T/2\}$ в первой панели и $t \in \{T/2 + 1, \dots, T\}$ на второй панели. Оценка разделенной панели рассчитывается как $\hat{\beta}_{1/2}(\tau) = 2\hat{\beta}(\tau) - (\hat{\beta}_1(\tau) + \hat{\beta}_2(\tau))/2$, где $\hat{\beta}(\tau)$, $\hat{\beta}_1(\tau)$, $\hat{\beta}_2(\tau)$ это, соответственно, оценки для всей панели, первой части панели и второй части панели.

4.3 Динамические панели

4.3.1 Эмпирический анализ

В статьях этой диссертации используются модели динамических панельных данных, чтобы правильно описать зависимую переменную (качество услуг) и оценить гетерогенный эффект регулирования цен и использования стимулов (применительно к стационарам в Японии и США). Предположение о неоднородности эффекта вытекает в каждом случае из специфики каждой схемы стимулирования. Показателями ненаблюдаемого качества услуг являются частота ранней повторной госпитализации (в течение 42 дней после выписки в случае Японии), клинические показатели процесса оказания помощи и субъективная оценка пациентом качества помощи и результатов лечения (в больницах Medicare США). Кроме того, средняя продолжительность пребывания в стационаре используется в качестве косвенного показателя неэффективности затрат в японских больницах. (Более короткое пребывание пациентов связано с более низкими затратами и, следовательно, может интерпретироваться как отражение лучших управленческих усилий и более низкой ценовой неэффективностью). Основной причиной динамического характера процесса в случаях качества помощи или длительности лечения является формирование привычки со стороны руководства и персонала больницы, а также приверженность специфическим для больницы схемам лечения.

В статье Vesstremyannaya (2016) рассматривается пример важной финансовой реформы в регулируемых отраслях: переход от ретроспективного возмещения понесенных затрат (оплата за услугу) к системе перспективных платежей (prospective payment system, PPS) с фиксированным платежом.¹⁵ Варианты системы перспективных платежей были внедрены во многих странах как средство сокращения затрат и увеличения производства (Street et al., 2011). Японская система перспективных платежей следует общему правилу использования механизма двухсоставного тарифа (компонент фиксированной цены и компонент, зависящий от фактически понесенных затрат, см. (Laffont and Tirole, 1993)). Однако особенностью японской системы является схема ступенчатого ежедневного тарифа, при котором ежедневная фиксированная выплата обратно пропорциональна продолжительности пребывания в стационаре.

Теоретическая модель в Vesstremyannaya (2016) показывает, что такая система создает отрицательные стимулы для больниц с самой низкой дореформенной продолжительностью пребывания: здесь продолжительность пребывания будет увеличиваться. Длительность пребывания в стационаре со средними и высокими дореформенными значениями должна снижаться. Однако падение качества услуг в этих больницах может быть сопутствующим отрицательным эффектом реформы. Иными словами, японская версия системы перспективных платежей будет иметь разнородное влияние на ценовую эффективность и качество стационарной помощи. Для каждой группы диагнозов косвенный показатель неэффективности затрат — продолжительность пребывания — увеличится

¹⁵Реформа основана на подходе Shleifer (1985) об эталонной конкуренции и модели Laffont and Tirole (1993) о регулировании государственных закупок. Применительно к стационарному лечению этот механизм основан на группах, связанных с диагнозом (diagnosis related groups, DRG), тщательно разработанных как «система описания больничной продукции» (Fetter and Freeman, 1986). Эта инновационная система, запущенная на экспериментальной основе в отдельных штатах США, а затем примененная во всех больницах Medicare, возмещает фиксированную сумму за лечение пациента с данным DRG. По сути, это становится контрактом с фиксированной ценой на количество услуг.

в больницах с наименьшей продолжительностью пребывания и уменьшится в больницах с медианной и высокой продолжительностью пребывания. Качество помощи может ухудшиться в больницах с медианной и высокой продолжительностью пребывания.

Эмпирический анализ в статье использует модели динамических панельных данных 1-го порядка для оценки уравнений продолжительности пребывания и частоты ранней повторной госпитализации на уровне основных диагностических категорий¹⁶ в 1068 японских больницах в 2006-2012 гг. Изменение оцененного значения зависимой переменной до и после реформы затем изучается отдельно по группам дореформенного квартиля зависимой переменной. Такой подход не позволяет нам выделить эффект возврата к среднему при измерении воздействия реформы. Чтобы смягчить потенциальное влияние возврата к среднему, анализ дополняется оценкой кросс-секционных регрессий, с первым лагом зависимой переменной, включенным в список ковариат. Другой попыткой смягчить проблему возврата к среднему является вычисление оценки среднего значения зависимой переменной за несколько послереформенных лет. Затем это значение сравнивается со значением до реформы.

В статьях Besstremyannaya and Golovan (2022c) и Besstremyannaya and Golovan (2022a) развивается подход из работы Besstremyannaya (2015) и рассматривается регулирование, с использованием стимулов. Это так называемый механизм оплаты за результат (pay-for-performance, P4P) — инновационный метод вознаграждения, который первоначально возник в корпоративных финансах и управленческой экономике и с тех пор широко используется в государственном секторе (госслужба, образование, социальная работа, здравоохранение). Чтобы количественно оценить ненаблюдаемое качество работы, схема стимулирования использует прокси для различных параметров качества (key performance indicators, kpi). Затем регулирующий орган предлагает поощрительный (межвременной) контракт, который связывает вознаграждение с измеренным качеством: агенты с высоким качеством в текущем периоде получают более высокую оплату за свои услуги в будущих периодах, чем агенты с низким качеством. В американской системе Medicare реформа была реализована в 2013 г. на основе функции вознаграждения, которая линейно связывает общую оценку качества (совокупный показатель total performance score) с вознаграждением за оказание неотложной стационарной помощи. Иными словами, договор перспективной оплаты за количество услуг дополняется стимулирующим договором за качество.

Общая оценка качества представляет собой взвешенную сумму баллов по группам показателей: своевременное выполнение рекомендуемых медицинских вмешательств (составляющая, связанная с клиническим процессом оказания помощи), качество медицинской помощи по отзывам пациентов (опыт пациента) и ряд других составляющих.

Имеющиеся данные на момент написания статей диссертации позволили оценить модели динамических панельных данных второго порядка для общей оценки качества или двух ее составляющих: клинический процесс и опыт пациента. Что касается гетерогенного эффекта этого стимулирующего контракта, в работе Besstremyannaya and Golovan (2022c) рассматривается линейный характер выплат за общую оценку качества. В этом случае эффект реформы (понимаемый как повышение качества) будет сильнее для больниц с более высоким дореформенным значением общей оценки качества. Эмпирическая часть статьи касается выборки из 3000 больниц Medicare

¹⁶ Построено на основе международной классификации болезней

в 2011–2019 годах. (Следует отметить, что хотя компоненты агрегированного показателя рассчитываются с 2004 г., агрегированный показатель доступен только с 2011 г.) В статье оценивается эффект возврата к среднему с использованием того факта, что интенсивность реформы (доля бюджета больницы, по отношению к которой применяется стимулирующий контракт) варьируется от года к году. В статье вычисляется безусловное среднее авторегрессионного процесса как функция характеристик больницы и интенсивности реформы. Сравнение прогнозных значений безусловного среднего при различной интенсивности реформы позволяет выявить эффект реформы, очищенный от возврата к среднему.

Валидность инструментов в рамках обобщенного метода моментов обосновывается в статье из экономических соображений. Согласно интервью с руководителями больниц, администраторы и персонал больницы принимают оперативные меры, узнав общую оценку качества (то есть, принятие решений ведется не ежегодно, а ежеквартально или даже ежемесячно). Таким образом, корректировка значения совокупного показателя качества происходит от периода t до периода $t + 1$ и не откладывается до более отдаленного будущего. То есть Δy_{t-1} как инструмент для y_t в уравнении (18) вряд ли повлияет на зависимую переменную через другие каналы, кроме эндогенной переменной, и возможно, контрольные переменные больницы.

Статья Besstremyannaya and Golovan (2022a) продолжает исследование гетерогенного влияния системы оплаты за результат и касается отдельных мер качества в 3000 больницах Medicare в 2004–2017 гг. Разработанная в статье теоретическая модель влияния стимулов на альтруистичных и мотивированных поставщиков¹⁷ предсказывает, что влияние реформы может быть гетерогенным для разных показателей качества и у больниц с разными дореформенными значениями этих показателей. В частности, модель предсказывает вытеснение наиболее альтруистичных поставщиков. Предполагается, что сила альтруизма различается в разных больницах и альтруизм в каждой больнице больше проявляется для показателей качества, которые тесно связаны с пользой для пациента (ряд показателей из группы о субъективном опыте пациента). В работе анализируются динамические панельные данные, где реформа трактуется как бинарная переменная (т.е. значение интенсивности реформы не принимается во внимание). Эмпирический подход исключает дореформенные и послереформенные эффекты «регрессии к среднему» путем моделирования дореформенных и послереформенных долгосрочных средних как функций от характеристик больницы. Затем эффект реформы измеряется как сумма оцененного коэффициента для фиктивной переменной реформы (т. е. эффекта при единичном значении переменной реформы) и оцененных коэффициентов для перекрестных членов между фиктивной переменной реформы и другими переменными (при их средних значениях или в децильных группах соответствующих переменных и при единичном значении переменной реформы).

4.3.2 Теоретические аспекты

Для оценки эффекта реформы, очищенной от возврата к среднему, Besstremyannaya and Golovan (2022c) вычисляют долгосрочное среднее μ в авторегрессионном процессе как функцию харак-

¹⁷Расширенная версия работы в рамках препринта РЕПЕК содержит метаобзор экспериментальной и эмпирической литературы, указывающей на существование альтруизма на рынках здравоохранения (Besstremyannaya and Golovan, 2019).

теристик экономического агента и параметра интенсивности реформы α_t . Если интенсивность реформы меняется во времени, то появляется возможность оценить влияние реформы на долгосрочное среднее. В статье предложены два варианта оценки: 1) подстановкой значений интенсивности в периоды t и $t + 1$ и вычислением разницы между $\mu(\alpha_{t+1})$ и $\mu(\alpha_t)$ и 2) путем вычисления значения $\mu(\alpha_t) - \mu(0)$.¹⁸

Нам удалось найти только одну похожую статью с близкой методологией. Knapp et al. (2006) предлагают аналогичный подход для оценки влияния слияний банков в рамках анализа с помощью динамических панелей: фактическое значение рентабельности собственного капитала (ROE) в объединенных банках сравнивается с оцененным значением ROE, измеренным как безусловное среднее значение процесса AR(1) для всей банковской отрасли (т. е. гипотетическое значение ROE в отсутствие слияния, эквивалентное нулевому значению параметра интенсивности политики в нашем приложении ниже).

В случае мотивационной реформе в Medicare, рассмотрим y_{it} – общую оценку качества больницы i в год t . Используем авторегрессионный процесс второго порядка:

$$y_{it} = \phi_0 + \phi_1 y_{it-1} + \phi_2 y_{it-2} + \phi_3 \alpha_t s_{it} + \phi_4 \alpha_t s_{it} y_{it-1} + \phi_5 \alpha_t s_{it} y_{it-2} + \delta_0 s_{it} + z'_{it} \delta_1 + \alpha_t s_{it} \cdot z'_{it} \delta_2 + d'_t \delta_3 + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (18)$$

где α_t это меняющийся во времени параметр интенсивности реформы, s_{it} доля выписанных пациентов в рамках страховой системы Medicare от всех пациентов больницы, z_{it} контрольные переменные (характеристики больницы), u_i это фиксированные эффекты и ε_{it} i.i.d. случайная ошибка.

Для фиксированного значения α , возьмем безусловное среднее обеих частей (18) и обозначим $\mu(\alpha) = E(y_{it})$:

$$\mu(\alpha) = \frac{\phi_0 + \phi_3 \alpha E(s_{it}) + \delta_0 E(s_{it}) + E(z'_{it} \delta_1) + \alpha E(s_{it} z'_{it})' \delta_2 + \phi_4 \alpha \text{cov}(s_{it}, y_{it-1}) + \phi_5 \alpha \text{cov}(s_{it}, y_{it-2})}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_4 \alpha E(s_{it}) - \phi_5 \alpha E(s_{it})}. \quad (19)$$

α меняется во времени t , поэтому для получения матожиданий возьмем выборочные средние по больницам для фиксированного t . Оценка $\mu(\alpha)$ получается заменой матожиданий и ковариаций на соответствующие выборочные средние и ковариации:

$$\mu(\alpha) = \frac{\phi_0 + \phi_3 \alpha \bar{s} + \delta_0 \bar{s} + \bar{z}' \delta_1 + \alpha \bar{z}' \delta_2 + \phi_4 \alpha \widehat{\text{cov}}(s, L(y)) + \phi_5 \alpha \widehat{\text{cov}}(s, L^2(y))}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_4 \alpha \bar{s} - \phi_5 \alpha \bar{s}}.$$

Для авторегрессионного процесса второго порядка разница между условным матожиданием y_{it} и долгосрочным средним экспоненциально падает со скоростью, равной обратному значению наименьшего корня характеристического уравнения этого процесса (Hamilton, 1994, Раздел 2.3):

$$1 - (\phi_1 + \phi_4 \alpha_t s_{it}) \lambda - (\phi_2 + \phi_5 \alpha_t s_{it}) \lambda^2 = 0.$$

Поэтому для фиксированного значения α возьмем матожидания

¹⁸Аналогично, выражая параметр λ как функцию изменяющейся во времени интенсивности реформы, можно измерить влияние реформы на λ .

$$1 - (\phi_1 + \phi_4 \alpha E(s_{it}))\lambda - (\phi_2 + \phi_5 \alpha E(s_{it}))\lambda^2 = 0.$$

Затем заменим матожидания на выборочные средние. Решая квадратичное уравнение, находим:

$$\lambda(\alpha) = \frac{\phi_1 + \phi_4 \alpha \bar{s} + \sqrt{(\phi_1 + \phi_4 \alpha \bar{s})^2 + 4(\phi_2 + \phi_5 \alpha \bar{s})}}{2},$$

где \bar{s} это среднее значение s в данном году.

Параметр α реформы Medicare равен нулю до 2013 года, линейно растет в 2013–2017 гг. и остается неизменным в 2017–2019 гг. Для тестирования предположения о положительном эффекте реформы, возьмем разницу $\mu(\alpha_t)$ и $\mu(\alpha_{t-1})$:

$$\begin{aligned} \mu(\alpha_t) - \mu(\alpha_{t-1}) = & \frac{\phi_0 + \phi_3 \alpha_t \bar{s} + \delta_0 \bar{s} + \bar{z}' \delta_1 + \alpha_t \bar{s} \bar{z}' \delta_2 + \phi_4 \alpha_t \widehat{\text{cov}}(s, L(y)) + \phi_5 \alpha_t \widehat{\text{cov}}(s, L^2(y))}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_4 \alpha_t \bar{s} - \phi_5 \alpha_t \bar{s}} \\ & - \frac{\phi_0 + \phi_3 \alpha_{t-1} \bar{s} + \delta_0 \bar{s} + \bar{z}' \delta_1 + \alpha_{t-1} \bar{s} \bar{z}' \delta_2 + \phi_4 \alpha_{t-1} \widehat{\text{cov}}(s, L(y)) + \phi_5 \alpha_{t-1} \widehat{\text{cov}}(s, L^2(y))}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_4 \alpha_{t-1} \bar{s} - \phi_5 \alpha_{t-1} \bar{s}}. \end{aligned}$$

Нулевая гипотеза: $H_0: \mu(\alpha_t) - \mu(\alpha_{t-1}) = 0$, тестируется по отношению к ее положительной альтернативе.

Другой подход заключается в вычислении разницы между $\mu(\alpha_t)$ и $\mu(0)$ (для краткости, в выражении ниже опущен индекс t):

$$\begin{aligned} \mu(\alpha) - \mu(0) = & \frac{\phi_0 + \phi_3 \alpha \bar{s} + \delta_0 \bar{s} + \bar{z}' \delta_1 + \alpha \bar{s} \bar{z}' \delta_2 + \phi_4 \alpha \widehat{\text{cov}}(s, L(y)) + \phi_5 \alpha \widehat{\text{cov}}(s, L^2(y))}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_4 \alpha \bar{s} - \phi_5 \alpha \bar{s}} \\ & - \frac{\phi_0 + \bar{z}' \delta_1}{1 - \phi_1 - \phi_2}. \end{aligned}$$

Нулевая гипотеза: $H_0: \mu(\alpha_t) - \mu(0) = 0$, и она тестируется против положительной альтернативы.

4.4 Методы параметрического и непараметрического анализа

4.4.1 Эмпирический анализ параметрических и непараметрических показателей эффективности

В статье Vesstremyannaya (2013) параметрические и непараметрические показатели эффективности японских префектуральных и муниципальных больниц скорой помощи использованы для робастного оценивания гетерогенного эффекта реформы финансирования (введение перспективной системы оплаты стационарного лечения) на эффективность больницы. Показатели параметрической технической эффективности рассчитываются с помощью моделей стохастической границы, применяемых к многопродуктовой производственной функции больниц. Для расчета их непараметрического аналога используется оболочечный анализ данных и модель, ориентированная на выпуск (output oriented DEA). Это соответствует стандартному подходу в литературе, который рассматривает SFA и DEA как дополнительные методы (Nakayama, 2003, Jacobs, 2001, Kooreman,

1994). В статье рассчитывается и ценовая эффективность с помощью Tone (2002) DEA с минимизацией затрат и предлагается подход для корректировки смещения этих показателей.

Влияние реформы изучается с помощью описательного анализа (Besstremyannaya, 2013, Таблица 5) и линейной регрессии с оценками разность разностей (более подробно описаны ниже в разделе 4.5 «Оценка воздействия» данного резюме).

В работе Besstremyannaya and Simm (2019) в рамках моделей DEA о минимизации затрат получены показатели эффективности японских банков, и затем проведен анализ второго шага, признанный выявить гетерогенность в отношении характеристик банка и других контрольных переменных. Используются модели DEA с переменными окружающей среды¹⁹: двухэтапный подход Simar and Wilson (1998) и одноэтапный подход Simar and Wilson (2007). Для робастности применяются два подхода по анализу деятельности банка: как связанной с активами, так и связанной с посредничеством. Также используются два показателя ценовой эффективности: по Färe et al. (1985) и по Tone (2002). Коэффициенты для переменных в статье не приведены, но в версиях препринтов РЕПЕК представлены графики показателей ценовой эффективности с указанием типа банка (Besstremyannaya et al., 2017, P.20) и (Besstremyannaya and Simm, 2015, P.19).

4.4.2 Параметрические и ядерные регрессии

Бесстремьянная (2015) применяет параметрическую и ядерную регрессии для изучения влияния частных страховых медицинских организаций на показатели качества систем ОМС в регионах России. В анализе используется простейший подход к оценке гетерогенности: анализируется, является ли значимым оцениваемый коэффициент для этой переменной. Показатели качества системы здравоохранения – это младенческая смертность, материнская смертность и смертность в возрасте до пяти лет. В параметрическом анализе используется МНК модель, а ее расширенная версия учитывает эндогенность с помощью метода инструментальных переменных. Непараметрическая модель использует ядерные регрессии.

4.4.3 Теоретические вопросы при вычислении ценовой эффективности с помощью оболочечного анализа данных

В статье Besstremyannaya and Simm (2019) предлагается робастная оценка ценовой эффективности с помощью бутстрапа в рамках оболочечного анализа данных. В статье рассматривается ценовая эффективность по Färe et al. (1985), для которой предлагаемый алгоритм осуществляет ресамплинг «наивных» показатели технической эффективности (input oriented DEA scores); использует эти показатели и масштабирует исходные факторы производства, чтобы довести их до уровня эмпирической границы производственных возможностей; а затем, повторно оценивает показатели ценовой эффективности для масштабированных факторов производства.

Для ценовой эффективности по Tone (2002), когда цены на ресурсы различаются у разных производителей, в работе Besstremyannaya and Simm (2019) показано, что прямая модификация бутстрапа по Simar and Wilson (2007, 1998) применима для устранения смещения наивных оценок.

¹⁹Переменные банка и переменные префектуры, не рассматриваемые в качестве факторов производства. Например, бинарная переменная для типа банка, индекс разнообразия продуктов, темп роста регионального ВВП, доля денежного агрегата в ВВП и т.д.

В методологии бутстрапа используются следующие предположения: 1) имеется случайная выборка из совместного распределения с непрерывной функцией плотности и носителем, совпадающим с множеством производственных возможностей; 2) монотонность технологии, требование ненулевых значений факторов производства (условие «отсутствия бесплатного обеда»), замкнутость и строгая выпуклость множества производственных возможностей, гладкость границы; и 3) вероятность наблюдения фирм на границе приближается к единице с увеличением выборки. В анализе рассматриваются случаи как с отсутствием, так и с наличием переменных внешней среды (т.е. факторов производства, не контролируемых непосредственно фирмами). Результаты симуляций для производственной функции Кобба-Дугласа с несколькими факторами производства и с коррелированными выпусками, а также с коррелированными технической и ценовой эффективностью показывают применимость и состоятельность предложенного алгоритма (в терминах покрытия истинного доверительного интервала оценок) даже для небольших выборок.

4.5 Оценка воздействия

4.5.1 Средний эффект воздействия

В статье Vesstremyannaya (2013) в рамках регрессионного анализа и оценивается средний эффект воздействия реформы (перспективной системы оплаты стационарного лечения в Японии) с помощью метода разность разностей. Рассматриваются значения ценовой или технической эффективности, рассчитанные на основе параметрического и непараметрического анализа. Подверженная воздействию группа – это местные государственные больницы неотложной помощи, в которых в 2006 году была введена новая системы оплаты. Контрольной группой являются те местные государственные больницы неотложной помощи Японии, которые удовлетворяют критериям участия в реформе, но остаются в рамках прежней системы финансирования. В статье используется подход Dafny and Dganove (2006) для определения зависимой переменной как разницы между средними значениями каждого показателя эффективности за несколько дореформенных лет и (от одного до трех) послереформенных лет. Методология соответствует рекомендации Bertrand et al. (2004).

Для оценки среднего эффекта воздействия используются два подхода: 1) среднее безусловное сравнение (где в список регрессоров входит только фиктивная переменная реформы), 2) среднее условное сравнение (больничные переменные включены в список регрессоров). Гетерогенность больниц с точки зрения среднего эффекта реформы интерпретируется как значимость оцененных коэффициентов для больничных переменных при втором подходе. Хотя значения этих коэффициентов в статье не приводятся, значения среднего эффекта реформы различаются при первом и втором подходах, что предполагает значимость (хотя бы некоторых) переменных больниц.

4.5.2 Средний эффект воздействия и условный средний эффект воздействия в моделях с латентными классами

В статье Vesstremyannaya (2015) рассчитывается эффект воздействия реформы – повышения номинальной ставки медицинского страхования для глав домохозяйств в негосударственных планах медицинского страхования Японии в 2003 г. Рассмотрим потребителей в каждом наиболее вероят-

ном латентном классе в соответствии с апостериорным анализом после оценки логлинейной модели и обобщенной модели с латентными классами для расходов на медуслуги и лекарства. Зависимая переменная – разница в оцененной величине этих расходов в дореформенный и пореформенный периоды. При расчете эффекта воздействия в каждом латентном классе используется методология Hirano et al. (2000) по измерению эффектов реформ для субпопуляций. Группа воздействия – это те, кто испытал рост номинальной ставки, а контрольная группа — другие респонденты. При оценке условного среднего эффекта воздействия в качестве переменных для сопоставления группы воздействия и контрольной группы в регрессионном анализе используются такие переменные, как доход, возраст, образование, самооценка состояния здоровья и место жительства (факт проживания в городе)²⁰.

Для анализа используется следующий подход. Во-первых, специфичный для каждого класса средний эффект воздействия $\bar{\tau}_j$ вычисляется как:

$$\bar{\tau}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[d_{ij}(w_i = 1) - d_{ij}(w_i = 0) | \theta_j], \quad (20)$$

где d_{ij} это разница между зависимой переменной в после и дореформенные периоды для индивида i в каждом классе j , w_i это индикатор воздействия. Оценка предполагает, что все индивиды принадлежат к классу j .

Во-вторых, на основе подхода Hirano et al. (2000) вычисляется средний эффект воздействия в каждом классе $\bar{\tau}_j^{ATE}$:

$$\bar{\tau}_j^{ATE} = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} \sum_{j=1}^C P(i \in j) \bar{\tau}_j, \quad (21)$$

где $i = 1, \dots, N_j$ обозначает индивидов в классе j , $P(i \in j)$ это апостериорная вероятность принадлежности к классу.

Линейная оценка среднего условного эффекта воздействия вычисляется следующим образом.

1. Получаем специфичные для класса оценки, для каждого j :

$$d_{ij} = \tau_j w_i + \kappa_{ij} h_i^{pre} + \psi_i, E\psi_i = 0, \quad (22)$$

где h^{pre} это средние значения ковариат x (характеристики индивида, за исключением номинальной ставки соплатежа за медуслуги и лекарства) в дореформенный период, а оцененное значение τ_j дает линейную оценку условного эффекта воздействия в классе.

2. Взвесим оценки вероятностями $P(i \in j)$ и возьмем среднее по субпопуляциям.

Чтобы учесть нелинейные эффекты, в работе Besstremyannaya (2015) также вычисляется условный средний эффект воздействия в регрессии с мэтчингом – усреднением по выборке и

²⁰В работе использованы данные опроса только взрослых респондентов молодого и среднего возраста (от 24 до 50 лет), поэтому аспекты, связанные с особенностями обращения пожилых людей за медицинской помощью, можно не включать в анализ.

апостериорному распределению ковариат:

$$\overline{\tau(x)}_j^{CATE} = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} \sum_{j=1}^C P(i \in j) \left(E[d_{ij}(w_i = 1) - d_{ij}(w_i = 0) | h_i^{pre}, \theta_j] \right) \quad (23)$$

где θ_j это вектор неизвестных параметров класса из уравнения (1) раздела 3.1 этого резюме.

В работе обсуждаются вопросы идентификации – предположения о непересечении (nonoverlap) и об отсутствии ограничений участия (unconfoundedness).

4.5.3 Эффект воздействия в динамических панелях

Модели динамических панельных данных могут применяться для оценки гетерогенного эффекта бинарной (или непрерывной) переменной, которая интерпретируется как индикатор (или интенсивность) реформы. В диссертации предлагаются два подхода для подобного анализа.

В статье Besstremyannaya and Golovan (2022c) использован тот факт, что перекрестный член между $y_{it-1} - x'_{it-1}\beta - \mu$ и реформой включены в список переменных в правой части уравнения (18) (также как перекрестные члены соответствующих лагов второго порядка и реформы). Анализ гетерогенности фокусируется на значениях показателей качества в предыдущем периоде (периодах) в децилях условного распределения качества.

В работе Besstremyannaya and Golovan (2022a) вычисляется долгосрочное среднее значение μ в уравнении (19) как функция лагов зависимой переменной. Разница в $\mu(\alpha_t)$ и $\mu(\alpha_{t-1})$ позволяет оценить влияние реформы, очищенной от возврата к среднему, и тот факт, что μ зависит от y_{t-1} позволяет оценить эффект реформы по подгруппам. В частности, в статье оценивается эффект мотивационного контракта на совокупный показатель качества в квинтилях больниц Medicare.

5 Научная новизна

Новизна диссертации связана с разработкой эконометрических моделей и модификацией существующих моделей к новым исследовательским задачам для выявления гетерогенности в экономических действиях производителей и потребителей, гетерогенного эффекта экзогенных шоков на издержки фирм и гетерогенного эффекта экономических реформ, направленных на регулирование цен и качества.

Новые **теоретические результаты** основной части диссертации состоят в следующем.

1. Разработан подход для снижения смещения в оценках ценовой эффективности методом оболочечного анализа данных по Färe et al. (1985) и Tone (2002), см. Besstremyannaya and Simm (2019).²¹
2. Обнаружена ограниченная применимость оценки Canay (2011) для условной квантильной регрессии с не зависящими от квантиля фиксированными эффектами при анализе коротких панелей (Besstremyannaya and Golovan, 2019, 2021).²²

²¹Рабочие версии статьи и разработанного пакета на языке R цитируются Hayashi (2017) в Справочнике под редакцией Tone (2017): *Advances in DEA Theory and Applications* и в обзорных статьях в журналах *Journal of Economic Surveys* (Daraio et al., 2019) и *Journal of Statistical Software* (Álvarez et al., 2020).

²²Обсуждение оценки Canay (2011), начатое в журнале *Econometrics Journal* в работе Besstremyannaya and Golovan

3. Разработан подход для учета как эффекта экономической политики, так и эффекта регрессии к среднему при оценке эффекта воздействия в динамических панелях (Besstremyannaya and Golovan, 2022a).

Новизна эмпирических работ диссертации заключается в новом применении теоретической методологии и в эконометрическом анализе новых тем о неоднородности агентов и неоднородном влиянии реформ в различных областях экономики.

Новое применение теоретической методологии:

1. исследование применимости и адаптация обобщенных моделей с латентными классами для анализа гетерогенности потребительских расходов на медицинские услуги и лекарства (Besstremyannaya, 2015);
2. модификация оценки среднего эффекта воздействия для анализа эффекта реформ в моделях с латентными классами (Besstremyannaya, 2015);
3. модификация моделей динамических панельных данных для изучения гетерогенного эффекта ценового и стимулирующего регулирования в здравоохранении (Besstremyannaya and Golovan, 2022a,c);
4. адаптация модели стохастической границы с латентными классами для изучения ценовой эффективности больниц как многопродуктовых производителей медицинских услуг (Besstremyannaya, 2011)²³;
5. адаптация модели условной квантильной регрессии для панельных данных для исследования ценовой эффективности банков как многопродуктовых производителей (Besstremyannaya, 2017a)²⁴;
6. модификация модели условной квантильной регрессии для панельных данных для исследования производственной эффективности больниц как многопродуктовых производителей (Besstremyannaya and Golovan, 2022b);
7. использование параметрических и непараметрических моделей для оценки эффекта реформы финансирования больниц в оценках разницы разностей с применением к японским больницам (Besstremyannaya, 2013)²⁵.

Новые темы при анализе гетерогенности:

1. оценка гетерогенной взаимосвязи между интенсивностью НИОКР (доля расходов на НИОКР в объеме продаж) и ростом японских инновационных промышленных фирм (Besstremyannaya et al., 2022);
2. оценка гетерогенного влияния глобального финансового кризиса 2007–2009 гг. и землетрясения марта 2011 г. на ценовую эффективность японских банков (Besstremyannaya, 2017a);
3. оценка гетерогенного эффекта мотивационного контракта в программе Medicare США на совокупный показатель качества и его компоненты с использованием моделей для динами-

(2019), было продолжено в статье Chen and Huo (2021), которая многократно цитирует теоретические результаты и метаобзор литературы из Besstremyannaya and Golovan (2019).

²³Ссылки на статью включают курс Greene (2014) «Модели стохастической границы и анализ эффективности» <https://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/FrontierModels.htm> и главы Sickles et al. (2022) по применению SFA в экономике здравоохранения <https://economics.uq.edu.au/files/35634/WP052022.pdf>

²⁴Статья упомянута в мета-обзорах, например, de Abreu et al. (2019) и Fukuyama et al. (2018).

²⁵Ссылки на статью можно найти в многочисленных эмпирических работах и мета-обзорах (Emrouznejad and Yang, 2018).

- ческих панельных данных (Besstremyannaya and Golovan, 2022a,c);
4. оценка гетерогенности в ценовой эффективности японских больниц и ее взаимосвязь с ненаблюдаемой управленческой практикой (Besstremyannaya, 2011);
 5. оценка гетерогенного влияния реформы финансирования (перспективная система оплаты) на техническую и ценовую эффективность, а также среднюю продолжительность пребывания в японских больницах (Besstremyannaya, 2013, 2016);
 6. оценка гетерогенного влияния ценовой реформы (изменение ставок соплатежа) на медицинские расходы с помощью линейной и обобщенной моделей линейной конечных смесей с применением данных о потребителях Японии (Besstremyannaya, 2015);
 7. оценка гетерогенного эффекта неравенства по доходу в использовании медицинской помощи и медицинских расходах в Японии в рамках моделей с латентными классами: модели бинарного выбора, линейная и обобщенная линейная модели (Besstremyannaya, 2017b);
 8. оценка влияния частных страховых медицинских организаций (Бесстремьянная, 2015) и Национального проекта «Здоровье» 2006 г. (Besstremyannaya, 2009a) на эффективность/качество региональных систем здравоохранения в России.

6 Результаты, выносимые на защиту

Гетерогенность в банковском секторе, на примере Японии

1. Существует технологическая гетерогенность среди японских банков. По результатам статистических тестов можно выделить более эффективные банки (квантили низких издержек) и менее эффективные (квантили высоких издержек), и влияние неработающих кредитов, нетрадиционных видов деятельности и прибыльности банка на издержки различается в высокозатратных и низкокзатратных банках. У японских банков наблюдается обратная зависимость между факторами риска (например, долей резервов на возможные потери по кредитам в общем объеме кредитов), эффектом масштаба и ценовой неэффективностью. В банках с низкими и высокими издержками выявляются различные взаимосвязи между затратами и поведением, связанным с риском (например, определяемым как equity capital), бизнес-моделью банка (аппроксимированной индексом разнообразия продуктов) и региональной макроэкономической средой. Рост бизнеса за счет экономии на масштабе по-разному связан с кредитным риском (резервы на потери по ссудам или ликвидность), прибыльностью и бизнес-моделью (опосредованно соотношением ценных бумаг к ссудам) в банках с низкими и высокими издержками (Besstremyannaya, 2017a).
2. Глобальный финансовый кризис 2007–2009 годов и Великое восточно-японское землетрясение в марте 2011 года оказали разнородное влияние на издержки, эффект масштаба и неэффективность расходов японских банков. Влияние этих двух экзогенных шоков и их временные профили различаются в банках с высокими и низкими издержками. Такие различия можно объяснить особенностями прибыльности банков в Японии и социальной роли банков (Besstremyannaya, 2017a).
3. Имеются различия (т.е. гетерогенность по типам японских банков) в смещении наивной

оценки ценовой эффективности по методу минимизации затрат DEA Färe et al. (1985) или Tone (2002), см. (Besstremyannaya and Simm, 2019, 2015)²⁶.

Гетерогенность роста инновационных компаний, на примере Японии

1. Существует неоднородная взаимосвязь между отношением расходов на НИОКР к объему продаж и ростом быстро и медленно растущих японских инновационных фирм в каждой из четырех отраслей обрабатывающей промышленности: химическая промышленность и сопутствующие товары; электронное и другое электрическое оборудование; промышленное и торговое оборудование и компьютерное оборудование; и транспортное оборудование. Существуют статистические различия в оценках коэффициентов интенсивности НИОКР для компаний с низким, средним и высоким темпами роста в каждой отрасли (Besstremyannaya et al., 2022).
2. Взаимосвязь между интенсивностью НИОКР и ростом наиболее высока в двух из четырех высоко инновационных отраслей Японии: транспортное оборудование, и электронное и другое электрическое оборудование. Более того, существуют различия между отношением НИОКР к объему продаж и ростом японских инновационных производственных фирм в парах отраслей (Besstremyannaya et al., 2022). Таким образом, стратегии устойчивого роста инновационных компаний Японии различаются. Расходы на НИОКР жизненно необходимы для поддержания быстрого роста фирм в высокотехнологичных отраслях, но они могут не быть двигателем роста для медленно растущих фирм в менее высокотехнологичных отраслях (Besstremyannaya et al., 2022).
3. Малые фирмы растут быстрее, чем крупные, только в группе японских фирм с высокими и средними темпами роста. Влияние возраста фирмы на рост отрицательно только в верхних квантилях и квантилях, близких к медиане, и положительно в нижних квантилях. Поэтому стилизованный факт МНК анализа, согласно которому молодые фирмы растут быстрее, чем старые, не соответствует действительности для медленно растущих японских инновационных фирм (Besstremyannaya et al., 2022).

Гетерогенность потребителей и производителей, и гетерогенный эффект реформ в экономике здравоохранения, на примере США, Японии и России

1. Существует прямая взаимосвязь между исходным качеством (аппроксимированным совокупным показателем качества) и улучшением качества благодаря реформе системы стимулирования в больницах скорой медицинской помощи Medicare в США. Это подвергает сомнению устоявшийся в предшествующей литературе вывод о том, что оплата по результатам работы приводит к большим улучшениям в больницах с более низким базовым качеством (Besstremyannaya and Golovan, 2022c).
2. В рамках мотивационного контракта, наблюдается ухудшение значений определенных показателей качества, наиболее тесно связанных с пользой для пациента и, следовательно, с

²⁶«Неоднородность зависит от уставов банков в модели посреднического подхода: расстояние от линии 45 градусов наибольшее для национальных банков и долгосрочных кредитных/трастовых банков. Смещение и неоднородность выше при наличии переменных среды» (Besstremyannaya and Simm, 2015, С.18).

альтруизмом медицинских работников в больницах неотложной помощи Medicare с самыми высокими значениями качества по отношению к этим показателям.²⁷ Другие показатели качества, менее связанные с пользой для пациента²⁸, не падают в рамках реформы в больницах самого высокого качества. Таким образом, существует неоднородность действия поощрительного контракта на показатели качества у альтруистичных производителей в экономике здравоохранения (Besstremyannaya and Golovan, 2022c).

3. Японские местные государственные больницы неотложной помощи можно разделить на два латентных класса с точки зрения их ценовой эффективности. Апостериорная вероятность принадлежности к более эффективному классу (класс с меньшими затратами) связана с лучшими значениями трех финансовых показателей управленческой практики: обычного балансового коэффициента (*ordinary balance ratio*, доли медицинских доходов в медицинских расходах), доли трансфертов в медицинские доходы и доли затрат на оплату труда в медицинских доходах (Besstremyannaya, 2011).
4. Существуют различия производительности у местных государственных больниц неотложной помощи Японии с высокой и низкой производительностью. Можно выделить более эффективный путь производства (квантили с высоким выпуском) и менее эффективный путь производства (квантили с низким выпуском), и существует статистическая разница в значениях эластичности выпуска по факторам производства, производительности выпуска и эффектов больничных переменных (факт аккредитации, специальный статус больницы и бинарная переменная для клинической больницы) между квантилями с высокой и низкой производительностью. В больницах с высоким выпуском наблюдается более высокая производительность техников, администраторов и другого персонала, но более низкая производительность врачей. Больницы с высоким выпуском демонстрируют лучшие значения по многим показателям управленческой эффективности, что подтверждает гипотезу о взаимосвязи управления и производства. Результаты указывают на нецелесообразное сочетание труда/капитала и труда/лекарств во всех квантилях выпуска больниц, а выводы симуляционного анализа указывают на существенные возможности для экономии затрат. Полученные данные вносят вклад в достаточно скудную предыдущую литературу по варьированию выпуска больниц (Besstremyannaya and Golovan, 2022b).
5. Существует гетерогенное влияние японского варианта перспективной системы оплаты стационарного лечения на ценовую эффективность больниц неотложной помощи, определяемую средней продолжительностью пребывания. В частности, продолжительность пребывания увеличивается в группе больниц, находящихся в низших процентных точках дореформенной продолжительности пребывания. Эффект реформы на качество стационарной помощи также гетерогенный, о чем свидетельствуют изменения в частоте ранней повторной госпитализации (Besstremyannaya, 2016). Влияние перспективной системы оплаты стационарного лечения на параметрические и непараметрические показатели эффективности местных государственных больниц скорой помощи Японии неоднородно (Besstremyannaya, 2013). Причиной гетерогенного эффекта реформы может служить система стимулов в рамках ступенчатого

²⁷Общение пациентов с медицинским персоналом и возможность получить помощь в кратчайшие сроки.

²⁸Например, индикаторы клинического процесса оказания помощи.

- тарифа перспективных платежей (Besstremyannaya, 2016).
6. Японские потребители (взрослые мужчины и женщины в статье (Besstremyannaya, 2017b) и женщины молодого и среднего возраста в статье (Besstremyannaya, 2015)) разделяются на латентные классы с высокими и низкими общими расходами на медуслуги и лекарства, а апостериорная вероятность принадлежности к классу может быть объяснена переменными состояниями здоровья и образа жизни. Влияние цены (ставки соплатежа) на величину расходов женщин молодого и среднего возраста в статье Besstremyannaya (2015) отрицателен и варьируется в зависимости от класса. Эффект меньше (в абсолютном выражении) среди редких пользователей медицинских услуг, поэтому расходы на здравоохранение этих потребителей менее эластичны по цене. Значения каждой из трех оценок: средний эффект воздействия (ATE), эффект в линейных оценках при условии ковариат, и условный средний эффект лечения (CATE) при мэтчинге и регрессии различаются для классов, что подразумевает неоднородность эффекта номинальной ставки сострахования на расходы на здравоохранение (для высоких и низких пользователей медицинских услуг). Значения оценки CATE отличаются от значений ATE и линейных оценок, что можно интерпретировать в качестве гетерогенности эффекта потребительских характеристик. Этот факт также подчеркивает важность использования в анализе контрольной группы, подобранной с помощью мэтчинга.
 7. Японская система социального страхования ориентирована на малоимущих с точки зрения использования амбулаторного или стационарного медицинского обслуживания. Коэффициенты для квинтиля с низким доходом (который аппроксимирует черту бедности в странах с высоким доходом по методологии ОЭСР) значимы в каждом из латентных классов. В отношении неравенства расходов на здравоохранение по доходу, результаты свидетельствуют о том, что использование амбулаторной помощи в Японии является справедливым по отношению к располагаемому доходу. Взрослые японские потребители делятся на три латентных класса с точки зрения расходов на стационарную или амбулаторную помощь. Принадлежность к классам объясняется использованием таких прокси переменных образа жизни, как индекс психологического неблагополучия и наличие вредных привычек (курение и употребление алкоголя) (Besstremyannaya, 2017b).
 8. Отмечается положительное влияние негосударственных страховых медицинских организаций на качество систем обязательного медицинского страхования регионов России (Бесстремьянная, 2015).

7 Теоретическая и практическая значимость работы

7.1 Теоретическая значимость

Теоретическая значимость диссертации состоит в развитии эконометрической теории и новом использовании прикладного регрессионного анализа. Во-первых, в статье Besstremyannaya and Simm (2019) указано на асимптотическое смещение наивных оценок в DEA с минимизацией затрат и предложен алгоритм для коррекции смещения. Во-вторых, в работе Besstremyannaya and Golovan (2019) обнаружена неприменимость простой двухшаговой оценки в условной квантильной модели

с независимыми квантильными фиксированными эффектами по методу Canay (2011) для коротких панелей и предложены рекомендации для практиков. В продолжение темы, в статье Besstremyannaya and Golovan (2021) обобщены современные методы оценки условных квантильных регрессий в случае коротких панелей. В-третьих, в статье Besstremyannaya and Golovan (2022a) предложен подход к оценке эффекта реформы, очищенного от возврата к среднему, в динамических панелях.

Теоретическое значение эмпирического анализа заключается во внедрении современных методов изучения гетерогенности в несколько областей экономики: банковское дело, экономику инноваций, экономику здравоохранения и оценку эффекта воздействия (в основной части диссертацию), а в расширениях диссертации – в эмпирические финансы, экономику окружающей среды, экономику труда и муниципальные финансы. Эти методы позволяют нам учитывать наблюдаемую и ненаблюдаемую неоднородность производителей и потребителей и различать неоднородные (и нелинейные) последствия экономических реформ.

Теоретические и эмпирические результаты этой диссертации отмечены в зарубежных справочниках и обзорных статьях в международных журналах.

7.2 Практическая значимость

Теоретические и эмпирические методы и модели диссертации применялись в рамках преподавания в аспирантуре, магистратуре и бакалавриате в Департаменте прикладной экономики и Школе финансов факультета экономических наук НИУ ВШЭ (Москва) в 2011–2014 и 2019–2023 гг., курсы и семинары, преимущественно, на английском языке. (В том числе, курс для аспирантов по моделированию гетерогенности экономических агентов; курсы и семинары для магистров в области банковского дела, поведенческих финансов, муниципальных финансов, инновационного роста, экономики здравоохранения; курс для бакалавров по экономическому росту и развитию).

Большая часть статей диссертации была написана в рамках научных проектов Международной лаборатории макроэкономического анализа факультета экономических наук НИУ ВШЭ и финансировалась со стороны Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ с 2019 г.

Результаты других статей диссертации использовались в прикладных проектах РЭШ/ЦЭФИР в 2010 – 2019 гг., включая рекомендации российским министерствам финансов, экономического развития, Счетной палате, Минздраву и Федеральному фонду ОМС, написание метаобзора литературы по калибровке моделей общего равновесия (Бесстремьянная, 2011)²⁹ и редактирование учебного пособия по бюджетному процессу для минфина (Бесстремьянная, 2013)³⁰; в проектах Института Дальнего Востока РАН в 2019 г., ЦЭМИ РАН в 2006–2018 гг., Центра стратегических разработок в 2006–2007 гг.

На основе статей диссертации для Форума по исследованию Восточной Европы и переходных экономик (The Forum for Research on Eastern Europe and Emerging Economies, FREE Network) в 2013–2019 гг. были подготовлены полиси-брифы: 3 написанные без соавторов и 1 в соавторстве. Эти работы касаются сравнительных исследований по насущным вопросам для российской экономики:

²⁹http://old.economy.gov.ru/minec/activity/sections/NIR_NIOKR/doc20110406_02

³⁰С.Стром, Е.Леонтьева, ред.Г.Бесстремьянная. Бюджетный процесс как инструмент эффективного управления. Минфин, Федеральное казначейство и МБПП. Москва, Ленанд, 2013, ISBN 978-5-9710-0541-4

инновации, муниципальные финансы и реформы здравоохранения³¹.

8 Апробация результатов исследования

Результаты теоретических и эмпирических статей диссертации были представлены автором на более чем 60 международных конференциях, семинарах и приглашенных лекциях/семинарах в США, Европе и Японии. Среди конференций можно упомянуть ежегодные конгрессы Европейской экономической ассоциации и Европейские встречи эконометрического общества в 2013–2022 гг.; Азиатские (2021, 2022), Австралийские (2013) и Североамериканские летние встречи (2018, 2022) Эконометрического общества; Всемирный конгресс эконометрического общества (2015 г.); Австралазийский семинар по эконометрике и экономике здравоохранения (2010 г.), конгрессы Международной ассоциации экономики здравоохранения (2011, 2013 гг.), конференции Американского общества экономистов здравоохранения (2012, 2014 гг.); Апрельскую конференция НИУ ВШЭ (2021, 2022), Российский экономический конгресс (2020).

Серия семинаров диссертанта в Центре корпоративных финансов НИУ ВШЭ в 2019–2020 гг. была посвящена применимости теоретических и эмпирических результатов о гетерогенности агентов для научных исследований и преподавания эмпирических корпоративных финансов.

Робастность результатов исследования обеспечена в статьях диссертации с помощью следующих методик: параллельное использование параметрических и непараметрических моделей (Besstremyannaya, 2013, Бесстремьянная, 2015); применение альтернативных наборов факторов производства и видов выпуска при анализе производительности, например, в банковском деле подход посредничества и подход активов в Besstremyannaya and Simm (2019), различные прокси для стационарной и амбулаторной деятельности больниц в Besstremyannaya (2013); сравнение различных критериев при анализе качества подгонки (Besstremyannaya, 2015, 2017b); кроссвалидация и использование подвыборок (Besstremyannaya, 2015, 2016, Besstremyannaya and Golovan, 2022c); имитационное моделирование (Besstremyannaya and Simm, 2019, Besstremyannaya and Golovan, 2019, 2021); оценка эффектов воздействия за разное число лет (Besstremyannaya, 2013, 2015, 2016, Besstremyannaya and Golovan, 2022a); использование результатов обширных метаобзоров литературы и методологии (Besstremyannaya, 2011, 2013, 2017b).

Ниже перечислены основные международные конференции и семинары за последние пять лет.

1. The 2018 North American Summer Meeting of the Econometric Society (University of California, Davis).
2. The 2018 Annual Congress of the European Economic Association (University of Cologne).
3. The 2018 European Meeting of the Econometric Society (University of Cologne).
4. CINCH - Health Economics Research Center at University of Duisburg-Essen, Essen Health Economics Seminar, February, 2019.
5. The 12th Annual Conference on Innovation Economics (Northwestern University, 2019).
6. The 2019 Annual Congress of the European Economic Association (University of Manchester).
7. The 2019 European Meeting of the Econometric Society (University of Manchester).

³¹<https://freepolicybriefs.org/experts/galina-besstremyannaya/>

8. The 2020 Annual Congress of the European Economic Association (virtual).
9. The Center for Econometrics and Business Analytics (CEBA) invited talk, September 2020 (virtual).
10. The 2020 Russian Economic Congress (virtual).
11. The 2021 Annual Congress of the European Economic Association (virtual).
12. The 2021 Asian Meeting of the Econometric Society (virtual).
13. The 2021 International Conference on Econometrics and Business Analytics (virtual).
14. The 2021 HSE April Conference, the 3rd International Workshop on Applied Econometrics (virtual).
15. The 2021 International Conference “Modern Econometric Tools and Applications” (virtual).
16. The 2021 Congress of the European Economic Association (virtual).
17. Waseda University, Waseda Institute of Political Economy Empirical Microeconomics Seminar, November 2021 (virtual).
18. The HSE University International Laboratory for Experimental and Behavioral Economics, online seminar, November 2021.
19. The HSE University 2022 April Conference, the 4th International Workshop on Applied Econometrics (virtual).
20. The 2022 North American Summer Meeting of the Econometric Society (University of Miami).
21. The 2022 Asian Meeting of the Econometric Society (China, virtual).
22. The 2022 Asian Meeting of the Econometric Society (Tokyo, virtual).
23. The 2022 Congress of the European Economic Association (Bocconi University).
24. The 2022 International Conference on Econometrics and Business Analytics (American University of Armenia).
25. The 2022 International Conference “Modern Econometric Tools and Applications” (the HSE University at Nizhny Novgorod).

9 Список опубликованных статей

9.1 Основные статьи

Основные результаты диссертации опубликованы в 14 статьях (20 статьях с учетом двойного веса статей из журналов списка А ВШЭ и-или журналов первого квартиля Web of Science/Scopus Q1) общим объемом 19.5 п.л., вклад автора 16.5 п.л.

Besstremyannaya, G. (2011). Managerial performance and cost efficiency of Japanese local public hospitals: A latent class stochastic frontier model. *Health Economics*, 20(S1):19–34. (1 author list, the HSE A list, Scopus Q1, Web of Science Q1).

Besstremyannaya, G. (2013). The impact of Japanese hospital financing reform on hospital efficiency: A difference-in-difference approach. *The Japanese Economic Review*, 64(3):337–362. (1.5 author list, Scopus Q3, Web of Science Q4).

Besstremyannaya, G. (2015). Heterogeneous effect of coinsurance rate on healthcare expenditure: Generalized finite mixtures and matching estimators. *Applied Economics*, 47(58):6331–6361. (1.75 author list, the HSE A list, Scopus Q2, Web of Science Q3).

- Besstremyannaya, G. (2016). Differential effects of declining rates in a per diem payment system. *Health Economics*, 25(12):1599–1618. (1 author list, the HSE A list, Scopus Q1, Web of Science Q1).
- Besstremyannaya, G. (2017a). Heterogeneous effect of the global financial crisis and the Great East Japan Earthquake on costs of Japanese banks. *Journal of Empirical Finance*, 42:66–89. (1.5 author list, the HSE A list, Scopus Q1, Web of Science Q3).
- Besstremyannaya, G. (2017b). Measuring income equity in the demand for healthcare with finite mixture models. *Applied Econometrics*, 46(2):5–29. (1 author list, Scopus Q4).
- Besstremyannaya, G., Dasher, R., and Golovan, S. (2022). Quantifying heterogeneity in the relationship between R&D intensity and growth at innovative Japanese firms: A quantile regression approach. *Applied Econometrics*, 67:27–45. (1 author list, Besstremyannaya: 0.75 author lists, Scopus Q3).
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2019). Reconsideration of a simple approach to quantile regression for panel data. *The Econometrics Journal*, 22(3):292–308. (2 author lists, Besstremyannaya: 1 author list, sections 1,4,5,S3, the HSE A list, Scopus Q1, Web of Science Q2).
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2021). Measuring heterogeneity with fixed effect quantile regression: Long panels and short panels. *Applied Econometrics*, 64:70–82. (0.75 author lists, Besstremyannaya: 0.5 author lists, Scopus Q3).
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2022a). Disentangling the impact of mean reversion in estimating policy response with dynamic panels. *Dependence Modeling*, 10(1):58–86. (2 author lists, Besstremyannaya: 1.5 author lists, Scopus Q3).
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2022b). Measuring heterogeneity in hospital productivity: a quantile regression approach. *Journal of Productivity Analysis*, pages 1–29. available at <https://link.springer.com/article/10.1007/s11123-022-00650-3>, (2 author lists, Besstremyannaya: 1.75 author lists, the HSE A list, Scopus Q2, Web of Science Q2).
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2022c). Provider altruism in incentives contracts: Medicare's quality race. *HSE Economic Journal*, 26:375–403. (2 author lists, Besstremyannaya: 1.75 author lists, Scopus Q3).
- Besstremyannaya, G. and Simm, J. (2019). Estimation of cost efficiency in non-parametric frontier models. *St Petersburg University Journal of Economic Studies*, 35(1):3–25. (1 author list, Besstremyannaya: 0.5 author lists, Scopus, no quartile, the HSE D list).
- Бесстремьянная, Г. (2015). Применение ядерных и параметрических регрессий для оценки влияния страховых медицинских организаций на качество региональных систем здравоохранения. *Прикладная эконометрика*, 38(2):3–20. (1 п.л., Scopus Q4).

9.2 Дополнительные статьи

- Besstremyannaya, G. (2009a). Increased public financing and health care outcomes in Russia. *Transition Studies Review*, 16(3):723–734. (0.75 author list, Scopus Q3).
- Besstremyannaya, G. (2009b). Micro data assessment of Russian drug benefit monetization. *Journal of Health Organization and Management*, 23(5):465–476. (0.75 author list, Scopus Q2).
- Бесстремьянная, Г. (2006). Реформа единого социального налога и теневой сектор в здравоохранении и образовании. *Вопросы экономики*, (6):107–119. (1 п.л., Scopus).
- Бесстремьянная, Г. (2019а). Неформальные налоги на общественные блага в российских регионах. *Вопросы экономики*, (1):124–134. (0.75 п.л., Scopus Q2).
- Бесстремьянная, Г. (2019б). Стратегическое развитие компаний с помощью сделок слияний и поглощений: особенности российского рынка. *Финансовый журнал*, (4):50–59. (0.75 п.л., Список Д журналов ВШЭ).

9.3 Препринты REPEC

- Besstremyannaya, G. (2015). The adverse effects of incentives regulation in health care: a comparative analysis with the U.S. and Japanese hospital data. Working Papers w0218, New Economic School (NES). <https://ideas.repec.org/p/abo/neswpt/w0218.html>.
- Besstremyannaya, G., Dasher, R., and Golovan, S. (2019a). Growth through acquisition of innovations. Working Papers w0247, New Economic School (NES). <https://ideas.repec.org/p/abo/neswpt/w0247.html>.
- Besstremyannaya, G., Dasher, R., and Golovan, S. (2019b). Technological change, energy, environment and economic growth in Japan. Ruhr Economic Papers 797, RWI - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Ruhr-University Bochum, TU Dortmund University, University of Duisburg-Essen. <https://ideas.repec.org/p/zbw/rwirep/797.html>.
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2019). Physician's altruism in incentive contracts: Medicare's quality race. CINCH Working Paper Series 1903, Universitaet Duisburg-Essen, Competent in Competition and Health. <https://ideas.repec.org/p/duh/wpaper/1903.html>.
- Besstremyannaya, G. and Golovan, S. (2022). Instrumental Variable Quantile Regression For Clustered Data. HSE Working papers WP BRP 255/EC/2022, National Research University Higher School of Economics. <https://ideas.repec.org/p/hig/wpaper/255-ec-2022.html>.
- Besstremyannaya, G. and Simm, J. (2015). Robust non-parametric estimation of cost efficiency with an application to banking industry. Working Papers w0217, New Economic School (NES). <https://ideas.repec.org/p/abo/neswpt/w0217.html>.
- Besstremyannaya, G., Simm, J., and Golovan, S. (2017). Robust estimation of cost efficiency in non-parametric frontier models. Working Papers w0244, Center for Economic and Financial Research at New Economic School. <https://ideas.repec.org/p/cfr/cefirw/w0244.html>.

10 Литература

- Abadie, A. (2002). Bootstrap tests for distributional treatment effects in instrumental variable models. *Journal of the American Statistical Association*, 97(457):284–292.
- Abadie, A., Diamond, A., and Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2):495–510.
- Abadie, A., Drukker, D., Herr, J. L., and Imbens, G. W. (2004). Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *The Stata journal*, 4(3):290–311.
- Abadie, A. and Imbens, G. (2002). Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment effects. Technical Report NBER Technical Working Paper 283.
- Abadie, A. and Imbens, G. W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74(1):235–267.
- Abadie, A. and Imbens, G. W. (2011). Bias-corrected matching estimators for average treatment effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1):1–11.
- Abadie, A. and Imbens, G. W. (2016). Matching on the estimated propensity score. *Econometrica*, 84(2):781–807.
- Abowd, J. M., Kramarz, F., and Margolis, D. N. (1999). High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, 67(2):251–333.
- Acemoglu, D., Akcigit, U., Hanley, D., and Kerr, W. (2016). Transition to clean technology. *Journal of Political Economy*, 124(1):52–104.

- Acemoglu, D., Autor, D. H., and Lyle, D. (2004). Women, war, and wages: The effect of female labor supply on the wage structure at midcentury. *Journal of Political Economy*, 112(3):497–551.
- Aigner, D., Lovell, C. K., and Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1):21–37.
- Álvarez, I. C., Barbero, J., and Zofío, J. L. (2020). A data envelopment analysis toolbox for MATLAB. *Journal of Statistical Software*, 95:1–49.
- Andrews, D. W. (1988). Chi-square diagnostic tests for econometric models: Introduction and applications. *Journal of Econometrics*, 37(1):135–156.
- Andrews, M. J., Gill, L., Schank, T., and Upward, R. (2012). High wage workers match with high wage firms: Clear evidence of the effects of limited mobility bias. *Economics Letters*, 117(3):824–827.
- Angrist, J. D. (2004). Treatment effect heterogeneity in theory and practice. *The Economic Journal*, 114(494):C52–C83.
- Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press.
- Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. (2015). *Mastering 'Metrics: The Path from Cause to Effect*. Princeton University Press.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58:277–297.
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29–51.
- Athey, S., Imbens, G. W., and Wager, S. (2018). Approximate residual balancing: debiased inference of average treatment effects in high dimensions. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 80(4):597–623.
- Bago d’Uva, T. (2005). Latent class models for use of primary care: evidence from a British panel. *Health Economics*, 14(9):873–892.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data, 3rd ed.* Springer.
- Baltagi, B. H., Bratberg, E., and Holmås, T. H. (2005). A panel data study of physicians’ labor supply: the case of Norway. *Health Economics*, 14(10):1035–1045.
- Banker, R. D., Charnes, A., and Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30(9):1078–1092.
- Barnett, A. G., van der Pols, J. C., and Dobson, A. J. (2004). Regression to the mean: What it is and how to deal with it. *International Journal of Epidemiology*, 34(1):215–220.
- Barro, R. J. (2013). Inflation and economic growth. *Annals of Economics & Finance*, 14(1):85–109.
- Bassett, G. W. and Koenker, R. (2017). A quantile regression memoir. In *Handbook of Quantile Regression*, pages 3–5. Chapman and Hall/CRC.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1):153–169.
- Battese, G. E. and Corra, G. S. (1977). Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3):169–179.
- Bazzi, S. and Clemens, M. A. (2013). Blunt instruments: Avoiding common pitfalls in identifying the causes of economic growth. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2):152–86.
- Bertrand, M., Duflo, E., and Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1):249–275.
- Biørn, E., Hagen, T. P., Iversen, T., and Magnussen, J. (2010). How different are hospitals’ responses to a financial reform? The impact on efficiency of activity-based financing. *Health Care Management Science*, 13(1):1–16.

- Bleaney, M., Gemmell, N., and Kneller, R. (2001). Testing the endogenous growth model: public expenditure, taxation, and growth over the long run. *Canadian Journal of Economics*, 34(1):36–57.
- Bloom, N., Lemos, R., Sadun, R., and van Reenen, J. (2020). Healthy business? Managerial education and management in health care. *Review of Economics and Statistics*, 102(3):506–517.
- Bloom, N., Sadun, R., and Van Reenen, J. (2016). Management as a technology? Technical report, National Bureau of Economic Research, WP 22327.
- Bloom, N. and Van Reenen, J. (2007). Measuring and explaining management practices across firms and countries. *The quarterly journal of Economics*, 122(4):1351–1408.
- Bloom, N. and van Reenen, J. (2010). Why do management practices differ across firms and countries? *Journal of Economic Perspectives*, 24(1):203–24.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1):115–143.
- Blundell, R. and Stoker, T. M. (2007). Models of aggregate economic relationships that account for heterogeneity. In Heckman, J. J. and Leamer, E. E., editors, *Handbook of Econometrics*, volume 6, pages 4609–4666. Elsevier.
- Borovičková, K. and Shimer, R. (2017). High wage workers work for high wage firms. Technical Report 24074, National Bureau of Economic Research.
- Brock, W. A. and Durlauf, S. N. (2001). Discrete choice with social interactions. *The Review of Economic Studies*, 68(2):235–260.
- Browning, M. and Carro, J. (2007). Heterogeneity and microeconometrics modelling. *Econometric Society Monographs*, 43:47–74.
- Browning, M., Hansen, L. P., and Heckman, J. J. (1999). Micro data and general equilibrium models. In Taylor, J. and Woodford, M., editors, *Handbook of Macroeconomics*, volume 1, chapter 8, pages 543–633. Elsevier.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2013). *Regression Analysis of Count Data, 2nd ed.* Cambridge University Press.
- Canay, I. A. (2011). A simple approach to quantile regression for panel data. *The Econometrics Journal*, 14(3):368–386.
- Caprio, G. and Honohan, P. (2014). Banking crises. In *The Oxford Handbook of Banking*, pages 700–720. OUP Oxford.
- Cazals, C., Florens, J.-P., and Simar, L. (2002). Nonparametric frontier estimation: a robust approach. *Journal of Econometrics*, 106(1):1–25.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Huang, Z. M., and Sun, D. B. (1990). Polyhedral cone-ratio DEA models with an illustrative application to large commercial banks. *Journal of Econometrics*, 46(1-2):73–91.
- Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6):429–444.
- Chen, L. and Huo, Y. (2021). A simple estimator for quantile panel data models using smoothed quantile regressions. *The Econometrics Journal*, 24(2):247–263.
- Chernozhukov, V. and Hansen, C. (2004). Instrumental variable quantile regression. Working Paper, available at <http://www.mit.edu/~vchern>.
- Chernozhukov, V. and Hansen, C. (2005). An IV model of quantile treatment effects. *Econometrica*, 73(1):245–261.
- Chernozhukov, V. and Hansen, C. (2006). Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models. *Journal of Econometrics*, 132(2):491–525.

- Chernozhukov, V. and Hansen, C. (2008). Instrumental variable quantile regression: A robust inference approach. *Journal of Econometrics*, 142(1):379–398.
- Chernozhukov, V., Hansen, C., and Wüthrich, K. (2017). Instrumental variable quantile regression. In Koenker, R., Chernozhukov, V., He, X., and Peng, L., editors, *Handbook of Quantile Regression*, pages 119–143. Chapman and Hall/CRC.
- Clogg, C. C. (1981). Latent structure models of mobility. *American Journal of Sociology*, 86(4):836–868.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., and Battese, G. E. (2005). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Springer Science & Business Media.
- Compiani, G. and Kitamura, Y. (2016). Using mixtures in econometric models: a brief review and some new results. *The Econometrics Journal*, 19(3):C95–C127.
- Conan Doyle, A. (1890). *The Sign of Four*. London: Spencer Blackett.
- Cunha, F., Heckman, J. J., and Navarro-Lozano, S. (2005). Separating uncertainty from heterogeneity in life cycle earnings. *NBER Working Paper*, (w11024).
- Dafny, L. and Dranove, D. (2006). Regulatory exploitation and the market for corporate controls. NBER Working Paper 12438, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Daraio, C., Kerstens, K. H., Nepomuceno, T. C. C., and Sickles, R. (2019). Productivity and efficiency analysis software: an exploratory bibliographical survey of the options. *Journal of Economic Surveys*, 33(1):85–100.
- de Abreu, E. S., Kimura, H., and Sobreiro, V. A. (2019). What is going on with studies on banking efficiency? *Research in International Business and Finance*, 47:195–219.
- Deb, P. and Holmes, A. M. (2000). Estimates of use and costs of behavioural health care: a comparison of standard and finite mixture models. *Health Economics*, 9(6):475–489.
- Deb, P. and Trivedi, P. K. (1997). Demand for medical care by the elderly: a finite mixture approach. *Journal of Applied Econometrics*, 12(3):313–336.
- Deb, P. and Trivedi, P. K. (2002). The structure of demand for health care: latent class versus two-part models. *Journal of Health Economics*, 21(4):601–625.
- Dhaene, G. and Jochmans, K. (2015). Split-panel jackknife estimation of fixed-effect models. *The Review of Economic Studies*, 82(3):991–1030.
- Dias, D. A. and Marques, C. R. (2010). Using mean reversion as a measure of persistence. *Economic Modelling*, 27(1):262–273.
- Duan, N. (1983). Smearing estimate: a nonparametric retransformation method. *Journal of the American Statistical Association*, 78(383):605–610.
- Duan, N., Manning, W. G., Morris, C. N., and Newhouse, J. P. (1983). A comparison of alternative models for the demand for medical care. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(2):115–126.
- Emrouznejad, A. and Yang, G.-l. (2018). A survey and analysis of the first 40 years of scholarly literature in DEA: 1978–2016. *Socio-economic planning sciences*, 61:4–8.
- Everitt, B. and Hand, D. (1981). *Mixtures of Discrete Distributions*. Springer.
- Färe, R., Grosskopf, S., and Lovell, C. K. (1985). *The Measurement of Efficiency of Production*. Springer Science & Business Media.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 120(3):253–281.
- Fetter, R. and Freeman, J. (1986). Diagnosis Related Groups: product line management within hospitals. *Academy of Management Review*, 11(1):41–54.
- Firpo, S., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3):953–973.

- Fried, H. O., Lovell, C. K., Schmidt, S. S., Schmidt, S. S., et al. (2008). *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*. Oxford University Press.
- Friedman, M. (1992). Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, 30(4):2129–2132.
- Fukuyama, H., Färe, R., and Weber, W. L. (2018). Valuing and ranking Japanese Banks: Application to Japan Post Bank and Mizuho Bank. *Journal of the Operational Research Society*, 69(12):2021–2033.
- Galton, F. (1886). Regression towards mediocrity in hereditary stature. *The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*, 15:246–263.
- Galton, F. and Dickson, H. (1886). Family likeness in stature. *Proceedings of the Royal Society of London*, 40:42–73.
- Galvao, A. F. and Kato, K. (2016). Smoothed quantile regression for panel data. *Journal of Econometrics*, 193(1):92–112.
- Gao, A., Lin, Z., and Na, C. F. (2009). Housing market dynamics: Evidence of mean reversion and downward rigidity. *Journal of Housing Economics*, 18(3):256–266.
- Gaud, P., Jani, E., Hoesli, M., and Bender, A. (2005). The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data. *European Financial Management*, 11(1):51–69.
- Gauss, C. (1823). *Theoria combinationis observationum erroribus minimis obnoxiae*. Gottingae: Apud Henricum Dieterich.
- Geroski, P. A., Machin, S. J., and Walters, C. F. (1997). Corporate growth and profitability. *The Journal of Industrial Economics*, 45(2):171–189.
- Goddard, J., Molyneux, P., and Wilson, J. O. (2004). The profitability of European banks: a cross-sectional and dynamic panel analysis. *The Manchester School*, 72(3):363–381.
- González, V. M. and González, F. (2012). Firm size and capital structure: Evidence using dynamic panel data. *Applied Economics*, 44(36):4745–4754.
- Greene, W. (2002). Alternative panel data estimators for stochastic frontier models. Technical report, Working paper, Stern School of Business, New York University (September 2002). available at <https://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/panelfrontiers.pdf>.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis, 5th ed.* Pearson Education.
- Greene, W. (2007). *Limdep 9.0. Econometric Modeling Guide*. Econometric Software, Inc., Plainview, NY.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis, 7th ed.* Pearson Education.
- Griliches, Z. (1996). The discovery of the residual: A historical note. *Journal of Economic Literature*, 34(3):1324–1330.
- Hagenaars, J. A. and McCutcheon, A. L. (2002). *Applied Latent Class Analysis*. Cambridge University Press.
- Hall, R. E. and Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1):83–116.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Harding, M. and Lamarche, C. (2016). Penalized quantile regression with semiparametric correlated effects: An application with heterogeneous preferences. *Journal of Applied Econometrics*.
- Härdle, W. and Linton, O. (1994). Applied nonparametric methods. In Engle, R. F. and McFadden, D., editors, *Handbook of Econometrics*, volume 4, pages 2295–2339. Elsevier.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press.
- Hayashi, M. (2017). Using DEA to analyze the efficiency of welfare offices and influencing factors: The case of Japan’s municipal public assistance programs. In Tone, K., editor, *Advances in DEA theory and applications: With extensions to forecasting models*, pages 300–314. John Wiley & Sons.

- Hayfield, T. and Racine, J. (2011). Package ‘np’. nonparametric kernel smoothing methods for mixed data types. version 0.40-4.
- Hayfield, T. and Racine, J. S. (2008). Nonparametric econometrics: The np package. *Journal of Statistical Software*, 27:1–32.
- Heathcote, J., Storesletten, K., and Violante, G. L. (2009). Quantitative macroeconomics with heterogeneous households. *NBER Working Paper*, (w14768).
- Heckman, J. (2001). Micro data, heterogeneity, and the evaluation of public policy: Nobel lecture. *Journal of Political Economy*, 109(4):673–748.
- Heckman, J. and Singer, B. (1984). A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data. *Econometrica*, 52(2):271–320.
- Heckman, J. and Vytlacil, E. (2007). Econometric evaluation of social programs, part I: Causal models, structural models and econometric policy evaluation. In Heckman, J. J. and Leamer, E. E., editors, *Handbook of Econometrics*, volume 6, pages 4779–4874. Elsevier.
- Hirano, K., Imbens, G. W., and Ridder, G. (2000). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. NBER Technical Working Paper 0251.
- Hirano, K., Imbens, G. W., and Ridder, G. (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica*, 71(4):1161–1189.
- Hollingsworth, B. (2008). The measurement of efficiency and productivity of health care delivery. *Health Economics*, 17(10):1107–1128.
- Hsiao, C., Li, Q., and Racine, J. S. (2007). A consistent model specification test with mixed discrete and continuous data. *Journal of Econometrics*, 140(2):802–826.
- Hughes, J. P. and Mester, L. J. (2013). Who said large banks don’t experience scale economies? Evidence from a risk-return-driven cost function. *Journal of Financial Intermediation*, 22(4):559–585.
- Imbens, G. W. (2003). Sensitivity to exogeneity assumptions in program evaluation. *American Economic Review*, 93(2):126–132.
- Imbens, G. W. (2004). Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *Review of Economics and Statistics*, 86(1):4–29.
- Jacobs, R. (2001). Alternative methods to examine hospital efficiency: data envelopment analysis and stochastic frontier analysis. *Health Care Management Science*, 4(2):103–115.
- Kato, K., Galvao Jr, A. F., and Montes-Rojas, G. V. (2012). Asymptotics for panel quantile regression models with individual effects. *Journal of Econometrics*, 170(1):76–91.
- Kirman, A. (2006). Heterogeneity in economics. *Journal of Economic Interaction and Coordination*, 1(1):89–117.
- Knapp, M., Gart, A., and Chaudhry, M. (2006). The impact of mean reversion of bank profitability on post-merger performance in the banking industry. *Journal of Banking & Finance*, 30(12):3503–3517.
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1):74–89.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press.
- Koenker, R. (2017). Quantile regression: 40 years on. *Annual Review of Economics*, 9:155–176.
- Koenker, R. and Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, pages 33–50.
- Koenker, R. and Machado, J. A. (1999). Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448):1296–1310.
- Kooreman, P. (1994). Data envelopment analysis and parametric frontier estimation: complementary tools. *Journal of Health Economics*, 13(3):345–346.

- Kyereboah-Coleman, A. (2008). Corporate governance and firm performance in Africa: A dynamic panel data analysis. *Studies in Economics and Econometrics*, 32(2):1–24.
- Laeven, L., Levine, R., and Michalopoulos, S. (2015). Financial innovation and endogenous growth. *Journal of Financial Intermediation*, 24(1):1–24.
- Laffont, J.-J. and Tirole, J. (1993). *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. MIT press.
- Li, H., Lindsay, B. G., and Waterman, R. P. (2003). Efficiency of projected score methods in rectangular array asymptotics. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 65(1):191–208.
- Li, Q. and Racine, J. (2003). Nonparametric estimation of distributions with categorical and continuous data. *Journal of Multivariate Analysis*, 86(2):266–292.
- Li, Q. and Racine, J. S. (2008). Nonparametric estimation of conditional cdf and quantile functions with mixed categorical and continuous data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(4):423–434.
- Machado, J. A. F. and Santos Silva, J. M. C. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, 213(1):145–173.
- Machin, S. and Van Reenen, J. (1993). Profit margins and the business cycle: evidence from UK manufacturing firms. *The Journal of Industrial Economics*, pages 29–50.
- Mark, B. A., Harless, D. W., McCue, M., and Xu, Y. (2004). A longitudinal examination of hospital registered nurse staffing and quality of care. *Health Services Research*, 39(2):279–300.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A. (2019). *Generalized Linear Models*. Routledge.
- McLachlan, G. and Peel, D. (2000). *Finite Mixture Models*. John Wiley and Sons.
- Meeusen, W. and van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International economic review*, pages 435–444.
- Michaud, P.-C. and van Soest, A. (2008). Health and wealth of elderly couples: Causality tests using dynamic panel data models. *Journal of Health Economics*, 27(5):1312–1325.
- Murray, M. P. (2006). Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4):111–132.
- Nakayama, N. (2003). A comparison of parametric and non-parametric distance functions: A case study of Japanese public hospitals (in Japanese). *Journal of Healthcare and Society*, 13(1):83–95.
- Oliveira, B. and Fortunato, A. (2006). Firm growth and liquidity constraints: A dynamic analysis. *Small Business Economics*, 27(2):139–156.
- Parente, P. M. and Santos Silva, J. M. (2016). Quantile regression with clustered data. *Journal of Econometric Methods*, 5(1):1.
- Parmeter, C. F. and Racine, J. S. (2019). Nonparametric estimation and inference for panel data models. *Panel Data Econometrics*, pages 97–129.
- Pérez-Calero, L., del Mar Villegas, M., and Barroso, C. (2016). A framework for board capital. *Corporate Governance*.
- Phillips, R. F. (2003). Estimation of a stratified error-components model. *International Economic Review*, 44(2):501–521.
- Quetelet, M. (1842). *A Treatise on Man and the Development of His Faculties*. Edinburgh: William and Robert Chambers.
- Racine, J. and Li, Q. (2004). Nonparametric estimation of regression functions with both categorical and continuous data. *Journal of Econometrics*, 119(1):99–130.
- Racine, J. S. (2019). *An Introduction to the Advanced Theory of Nonparametric Econometrics: a Replicable Approach using R*. Cambridge University Press.

- Ray, S. C. (2004). *Data envelopment analysis: theory and techniques for economics and operations research*. Cambridge University Press.
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 71(1):135–158.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1):41–55.
- Santos, G. F. (2013). Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach. *Energy Economics*, 36:229–240.
- Schennach, S. M. (2020). Mismeasured and unobserved variables. In Durlauf, S. N., Hansen, L. P., Heckman, J. J., and Matzkin, R. L., editors, *Handbook of Econometrics*, volume 7, pages 487–565. Elsevier.
- Seiford, L. M. (1996). Data envelopment analysis: the evolution of the state of the art (1978–1995). *Journal of Productivity Analysis*, 7(2):99–137.
- Seiford, L. M. and Thrall, R. M. (1990). Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. *Journal of Econometrics*, 46(1-2):7–38.
- Sen, A. (2004). Economic methodology: heterogeneity and relevance. *Social Research: An International Quarterly*, 71(3):583–614.
- Shleifer, A. (1985). A theory of yardstick competition. *RAND Journal of Economics*, 16:319–327.
- Sickles, R. C., Wang, Z., and Zelenyuk, V. (2022). Stochastic Frontier Analysis for Healthcare, with Illustrations in R. Technical Report WP05/2022, ISSN No.1932-4398, University of Queensland, Centre for Efficiency and Productivity Analysis.
- Silva, J. M. S. and Windmeijer, F. (2001). Two-part multiple spell models for health care demand. *Journal of Econometrics*, 104(1):67–89.
- Simar, L. and Wilson, P. (2008). Statistical inference in nonparametric frontier models: recent developments and perspectives. In O.Fried, H., Lovell, C., and Schmidt, S., editors, *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*, pages 421–521. Oxford University Press.
- Simar, L. and Wilson, P. W. (1998). Sensitivity analysis of efficiency scores: How to bootstrap in nonparametric frontier models. *Management Science*, 44(1):49–61.
- Simar, L. and Wilson, P. W. (2007). Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, 136(1):31–64.
- Stigler, G. J. and Becker, G. S. (1977). De gustibus non est disputandum. *The American Economic Review*, 67(2):76–90.
- Stigler, S. M. (1997). Regression towards the mean, historically considered. *Statistical Methods in Medical Research*, 6(2):103–114.
- Street, A., O'Reilly, J., Ward, P., and Mason, A. (2011). DRG-based hospital payment and efficiency: Theory, evidence, and challenges. In Busse, R., Geissler, A., Quentin, W., and Wiley, M., editors, *Diagnosis related groups in Europe. Moving towards transparency, efficiency, and quality in hospitals*, pages 93–114. Open University Press.
- Thanassoulis, E., Portela, M., and Despic, O. (2008). Banking. In O.Fried, H., Lovell, C., and Schmidt, S., editors, *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*. Oxford University Press.
- Tone, K. (2002). A strange case of the cost and allocative efficiencies in DEA. *Journal of the Operational Research Society*, 53(11):1225–1231.
- Tone, K. (2017). *Advances in DEA theory and applications: With extensions to forecasting models*. John Wiley & Sons.
- Tosi, H. L. and Gomez-Mejia, L. R. (1989). The decoupling of CEO pay and performance: An agency theory perspective. *Administrative Science Quarterly*, pages 169–189.

- Tsionas, E. G. (2002). Stochastic frontier models with random coefficients. *Journal of Applied Econometrics*, 17(2):127–147.
- van Reenen, J. (2011). Wage inequality, technology and trade: 21st century evidence. *Labour Economics*, 18(6):730–741.
- Van Ryzin, J. and Wang, H. (1978). The methods for smooth estimation of discrete distributions. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 7(3):211–228.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics, 2nd ed.* John Wiley & Sons.
- Wang, M.-C. and Van Ryzin, J. (1981). A class of smooth estimators for discrete distributions. *Biometrika*, 68(1):301–309.
- Wedel, M. and DeSarbo, W. (2002). Mixture regression models. In Hagenars, J. A. and McCutcheon, A. L., editors, *Applied Latent Class Analysis*, pages 366–370. Cambridge University Press.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126:25–51.
- Wooldridge, J. (2007). Quantile methods. NBER Summer Institute, Lecture Notes 14, available at http://www.nber.org/WNE/lect_14_quantile.pdf.
- Wooldridge, J. (2011). Thoughts on heterogeneity in econometric models. Presidential address, Midwest Economics Association. March 19, 2011.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd ed.* MIT press.
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 5th ed.* South Western CENGAGE Learning.
- Wu, J.-L. (2000). Mean reversion of the current account: evidence from the panel data unit-root test. *Economics Letters*, 66(2):215–222.
- Zhao, M., Bazzoli, G. J., Clement, J. P., Lindrooth, R. C., Nolin, J. M., and Chukmaitov, A. S. (2008). Hospital staffing decisions: Does financial performance matter? *Inquiry*, 45(3):293–307.

11 Приложение: Расширения исследования

В этом разделе представлены четыре типа расширений исследования, которые опубликованы в числе дополнительных статей автора и в препринтах REPEC. Первая группа – это работы по макроэкономике. Они следуют современному подходу, который обозначен в справочнике *Handbook of Macroeconomics* как необходимость учета макроэкономической теорией того факта, что «в эмпирической микроэкономической литературе по потреблению, сбережениям и предложению труда выявлена количественно важная гетерогенность в предпочтениях агентов, ограничениях, в измерениях предложения рабочей силы и навыков, а также в процессах накопления человеческого капитала» (Browning et al., 1999, С.5).

Второе расширение касается развития эконометрической теории и иллюстрации ее применения в прикладной экономике труда. Третья группа расширения связано с использованием простейших методов учета гетерогенности с помощью модели с фиксированными эффектами (Besstremyannaya, 2009a) или с применением статистических методов измерения неоднородного эффекта реформы в условиях отсутствия данных для регрессионного анализа (Бесстремьянная, 2019a).

Четвертая группа выявляет гетерогенность агентов с помощью корреляционного анализа и описательного анализа, которые часто применяются к агрегированным вторичным данным. Описательный анализ не касается стандартных ошибок и статистической значимости оценок, но, тем не менее, он может быть полезен в качестве первого шага в обнаружении свидетельств о гетерогенности агентов.

11.1 Макроэкономическая теория и приложения

В статье Бесстремьянная (2006) и препринтах Besstremyannaya et al. (2019a) и Besstremyannaya et al. (2019b) разработка моделей общего равновесия опирается на микроэкономические свидетельства о гетерогенности агентов. В частности, Бесстремьянная (2006) рассматривает макроэкономическую модель российской экономики с официальным и неофициальным секторами и предполагает, что работники могут перемещаться между отраслями и между официальным и неофициальным секторами. В работе Besstremyannaya et al. (2019a) построена модель общего равновесия с несколькими стратегиями роста фирмы: осуществление различных типов инноваций и проведение сделок технологического слияния. В работе Besstremyannaya et al. (2019b) используется макроэкономическую модель Acemoglu et al. (2016) с разными видами технологий (с точки зрения выбросов углекислого газа), которая калибруется экономическими показателями и данными, связанными с метеонаблюдениями о чистоте воздуха в Японии. Таким образом, в рамках модели становится возможным прогнозировать экономический рост и благосостояние потребителей в среднесрочной и долгосрочной перспективе.

11.2 Эконометрическая теория и приложение к прикладной экономике труда

Besstremyannaya and Golovan (2022) расширяют модель Chernozhukov and Hansen (2006), чтобы оценивать условную квантильную регрессию с эндогенными ковариатами и кластеризованными данными. В статье доказано, что оценка методом инструментальной квантильной регрессии Chernozhukov and Hansen (2006) состоятельна при наличии корреляций ошибок внутри кластеров, и получено асимптотическое распределение для оценки с кластерами. Что касается асимптотической теории, основанной на процессе квантильной регрессии в целом (inference based on the instrumental variable quantile regression process as a whole), статья расширяет методологию Chernozhukov and Hansen (2006), которая использует бутстрап для вычисления критических значений тестовой статистики. Besstremyannaya and Golovan (2022) предлагают повторную выборку по кластерам и доказывают, что она может использоваться для реализации асимптотических тестов. Теоретические результаты, касающиеся асимптотических свойств разработанной оценки для квантильной регрессии с инструментальными переменными для кластеризованных данных, подтверждаются симуляционным анализом.

В качестве эмпирического анализа, расширяющего результаты диссертации о применимости условной квантильной регрессии для измерения гетерогенности, Besstremyannaya and Golovan (2022) используют условную квантильную регрессию при эндогенности для оценки уравнений зар-

плат мужчин и женщин США, где предложение женской рабочей силы является эндогенным и подвержено шоку Второй мировой войны. В целом, логично предположить, что эффект предложения труда на зарплаты различается для высокооплачиваемых и низкооплачиваемых работников. В частности, нехватка высококвалифицированной рабочей силы вызывает рост заработной платы в этом сегменте, которая не снижается, несмотря на последующее увеличение предложения высококвалифицированной рабочей силы³². В работе оцениваются условные квантильные регрессии – аналоги МНК регрессий из работы Acemoglu et al. (2004) и анализируется эффект предложения женского труда на зарплаты мужчин и женщин, при этом данные кластеризованы на уровне штата-года. Результаты показывают, что с увеличением квантильного индекса коэффициент при предложении женского труда уменьшается в абсолютном выражении. Таким образом, эластичность зарплаты по предложению труда слабее для высокооплачиваемых работников. Эффект предложения труда статистически незначим при высоких и средних значениях τ . Отсутствие учета кластеризованной структуры данных приводит к ошибочным выводам о влиянии предложения женского труда на заработок высокооплачиваемых мужчин и женщин.

11.3 Простейшие эконометрические и статистические методы в прикладных эмпирических финансах, муниципальных финансах и экономике здравоохранения

В работе Besstremyannaya et al. (2019a) используется МНК регрессия для панельных данных с фиксированными эффектами на уровне компаний и отраслей для оценки влияния инноваций и технологических приобретений на рост японских крупных и средних компаний в 1999–2013 гг. (Таблица 1, С.27–28).

В статье Бесстремьянная (2019а) предлагается наглядная иллюстрацию расчета гетерогенного эффекта реформы муниципальных финансов. Для этого средний эффект потенциального изменения политики (и стандартное отклонение эффекта) вычисляется методом, близким к оценке разность-разностей. Анализе касается доли добровольных взносов граждан в неналоговых доходах муниципальных (и как следствие, консолидированных региональных) бюджетов в России. Регионы могут софинансировать такие взносы, и повышение коэффициента регионального софинансирования добровольных взносов в Пермском крае в 2014 г. рассматривается как пример реформы. Только один регион относится к группе воздействия³³, и в статье рассмотрено наличие двух контрольных групп регионов России. Одна группа имеет пренебрежимо малые значения этой доли, и предполагается применимость модели с убывающей эластичностью роста этой доли. Другая группа имеет более высокие значения этой доли, и в статье используется модель с постоянной эластичностью роста. Таким образом в статье оценивается средний эффект реформы (и его ст.ошибка) отдельно в каждой из двух групп регионов.

В статье Besstremyannaya (2009а) используется панельная регрессия с фиксированными эффектами регионов для оценки влияния роста государственного финансирования на эффективность

³²См. данные по Франции, Германии, Австрии, США и в Великобритании соответственно, (Abowd et al., 1999, Andrews et al., 2012, Vorovičková and Shimer, 2017, van Reenen, 2011).

³³Поэтому регрессионный анализ становится невозможным.

региональных систем здравоохранения в России. Показатели младенческой и материнской смертности (в первых разностях для исключения линейного тренда) использованы в качестве зависимых переменных, как стандартные прокси показателей эффективности и качества оказания медицинской помощи на уровне региона в целом.

Статья Бесстремьяная (2015) является иллюстрацией применения метода инструментальных переменных для учета эндогенности в выборе системы обязательного медицинского страхования регионами России: с негосударственными страховыми медицинскими организациями или без них. Зависимая переменная в уравнении второго шага является одним из упомянутых выше показателей эффективности/качества региональных систем здравоохранения.

11.4 Корреляционный и описательный анализ в энергетике, эмпирических корпоративных финансах и экономике здравоохранения

Besstremyannaya et al. (2019b) анализируют гетерогенность производительности труда в крупной выборке энергетических компаний Японии (более чем 500 японских энергетических компаниях в 1989–2013 гг.). Следуя подходу Асемоглу et al. (2016), гетерогенность интерпретируется как различия производительности экологически чистых и грязных технологий. Для классификации технологий в работе используются патентные данные для каждого энергетического продукта³⁴ в Японии и вычисляется технологический разрыв как разница между количеством патентов на чистые и грязные технологии (нормированным на общее количество патентов на соответствующий продукт). Результирующее распределение технологического разрыва в Японии приведено на рисунке 2 препринта, а в разделе 5.4. сравниваются результаты для США и Японии.

Статья Бесстремьяная (2019b) дополняет теоретическую модель из работы Besstremyannaya et al. (2019a), фокусируясь на микродоказательствах о различных стратегиях роста компаний каждой из стран. В статье используются вторичные агрегированные данные о российских компаниях в области промышленности и сфере услуг. Результаты анализа указывают на взаимосвязь между конкуренцией в отрасли и решениями компаний об инновациях и технологических слияниях и поглощениях.

В статье Besstremyannaya (2009b) использованы методы корреляционного анализа для исследования региональных различий первых результатов реформы монетизации льгот на лекарства в России.

³⁴Определенные в соответствии с основным трехзначным кодом американской индустриальной классификации для каждой патентующей фирмы.