

Прикладная эконометрика, 2025, т. 78, с. 90–115.

Applied Econometrics, 2025, v. 78, pp. 90–115.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-78-90-115

А. Д. Смирнов, Ю. В. Раскина¹

Существует ли положительная связь между сложностью структуры экспорта и величиной человеческого капитала?

В данной работе изучается связь между увеличением технологической сложности экспорта и величиной человеческого капитала. При помощи модели ARDL с гетерогенными коэффициентами (Mean Group ARDL) и ее расширения до CS-ARDL для учета кросс-секционной зависимости показано, что существует устойчивая положительная связь между технологичностью экспорта (индекса EXPY и пяти категорий экспорта) и индекса человеческого капитала в краткосрочном периоде. В дополнение, предложены оценки коэффициентов регрессии с использованием инструментальных переменных, получаемых на основе гетероскедастичности ошибки.

Ключевые слова: технологичность экспорта; человеческий капитал; индекс EXPY.

JEL classification: F14; F16; J24.

1. Введение

В литературе, посвященной человеческому капиталу, достаточно подробно изучены факторы, влияющие на его накопление. Однако в большей части работ изучаются факторы, действующие со стороны предложения. Хорошо известно, что чем больше государство инвестирует в образование, в здравоохранение и занимается разумной социальной политикой, тем умнее и образованнее становятся его граждане (Hanushek, Woessmann, 2010). Менее изученным является то, как сторона спроса влияет на человеческий капитал страны. И один из рациональных механизмов здесь предоставляет внешняя торговля. В последние годы появился ряд эмпирических работ, показывающих, что шоки внешней торговли способны влиять на накопление человеческого капитала в форме образования. В этих исследованиях можно условно выделить два подхода. В рамках первого используются микроуровневые данные — о домохозяйствах, учащихся и субнациональных территориях — для анализа влияния шоков внешней торговли на поведение отдельных агентов. Второй подход основан на макроуровневых панельных данных стран и позволяет оценить связь между общей структурой экспорта и уровнем человеческого капитала.

В подобных статьях часто обнаруживается следующий эффект. Страна, которая экспортирует товары, требующие для их производства высокий уровень образования работников,

¹ Смирнов Андрей Дмитриевич — Европейский университет в Санкт-Петербурге; asmirnov@eu.spb.ru.

Раскина Юлия Владимировна — Европейский университет в Санкт-Петербурге; raskina@eu.spb.ru.

испытывает положительное влияние открытия торговли на накопление человеческого капитала в форме образования. Напротив, если фирмы в стране концентрируются на производстве и дальнейшем экспорте сырьевых товаров, либо товаров, в производстве которых применяется ручной труд, то открытие торговли отрицательно сказывается на уровне образования населения страны, особенно — на продолжительности обучения среди школьников, переходящих со средней ступени на старшую.

В рамках микроэкономического подхода одна из самых цитируемых работ по рассматриваемой тематике (Atkin, 2016) на данных об открытии приграничных фабрик в Мексике показывает, что вступление страны в 1993 г. в Североамериканское соглашение о свободной торговле (НАФТА) в последующие несколько лет сопровождалось активным оттоком студентов из старшей школы. Связано это было с изменившимися условиями на рынке труда. В конце 80-х — начале 90-х годов Мексика в основном экспортировала необработанное сырье. Кроме того, на границе с США существовали так называемые макиладоры: фирмы, занятые сборочным производством, ориентированные на внешний рынок (в основном США) и не требовавшие образования выше школьного. После того как страна вступила в НАФТА, именно такой экспорт стал пользоваться спросом со стороны ее партнеров. Ввиду сравнительного преимущества в производстве такого рода товаров, результатом либерализации стал рост экспорта из данных отраслей. Это привело к тому, что дополнительная занятость появилась в низкотехнологичных секторах, что стало проблемой с точки зрения накопления человеческого капитала. Приводится оценка, что на каждые 25 новых созданных рабочих мест приходился один школьник, покинувший школу после 9 класса (Atkin, 2016).

Механизм альтернативных издержек предоставляет одно из возможных объяснений вышеуказанного эффекта. Чаще всего, снижение торговых барьеров приводит к увеличению рабочих мест в стране. Однако если этот рост происходит в низкоквалифицированных секторах, для работы в которых образование выше среднего не требуется, то альтернативные издержки от его получения существенны. Студентам выгоднее начать работать и получать зарплату сегодня, нежели осваивать специальность и рассчитывать на ее небольшое увеличение в будущем. Премия за образование в таких условиях становится несущественной. Подобные эффекты были установлены и в других странах, открывающих свою внешнюю торговлю. Продолжая линию микроэкономического подхода, можно отметить работы (Edmonds et al., 2010; Li, 2018), основанные на данных домохозяйств и возрастных когорт учащихся на уровне префектур, позволяющих оценить поведение агентов в ответ на торговые шоки. Так, в (Edmonds et al., 2010) показано, что либерализация торговой политики и значительное сокращение импортных тарифов в Индии в начале и середине 1990-х гг. привели к более медленному росту охвата школьным образованием и некоторому снижению уровню грамотности в тех округах, где занятость была сосредоточена в отраслях, подверженных большим изменениям в тарифах. Исследование (Li, 2018) показывает, что во время экспортной экспансии Китая 1990–2005 гг. шоки китайского экспорта, требующего высокой квалификации работников, повышали зачисление в средние школы и колледжи, тогда как шоки экспорта, для производства которого достаточно низкой квалификации работников, снижали оба этих показателя.

В рамках макроэкономического подхода влияние внешней торговли на накопление человеческого капитала анализируется при помощи макроданных панели стран. Основной вывод этих работ состоит в том, что для роста человеческого капитала важна технологическая

сложность экспортируемых товаров. Исследование (Blanchard, Olney, 2017) подчеркивает важность отраслевой специализации страны для формирования его человеческого капитала. Авторы показывают, что если большую долю торговли страны занимает высокотехнологичный промышленный экспорт, то премия за образование увеличивается, и уровень человеческого капитала страны растет. Экспорт же таких товарных категорий, как сырье и необработанные материалы, ничего не добавляет человеческому капиталу, а даже наоборот, может оказать отрицательное влияние на его накопление. Похожие результаты относительно негативного влияния экспорта сырьевых и сельскохозяйственных товаров показаны на панельных данных по Латинской Америке с 1990-х по 2000-е гг. (Нон, Karayalchin, 2019). Анализируя доли различных товаров в общем экспорте стран, авторы приходят к выводу о необходимости снижать экспорт тех товаров, которые связаны с сырьевыми ресурсами, поскольку такой экспорт отрицательно сказывается на индексе человеческого капитала страны. Таким образом, результаты предыдущих работ указывают на неоднозначность эффекта от роста внешней торговли на человеческий капитал страны. Общее заключение, которое можно сделать из анализа предыдущей литературы, состоит в том, что для человеческого капитала важен не столько рост общего экспорта, сколько рост определенных его категорий.

Данное исследование следует второму из упомянутых выше подходов и использует панель стран для анализа влияния технологической сложности экспорта на накопление человеческого капитала. Предыдущие исследования, по мнению авторов, обладают некоторыми недостатками, преодолеть которые призвана данная работа.

Один из них состоит в выборе показателя «сложности» экспорта. В вышеуказанных статьях авторы относят целые группы товаров (например, нефтепродукты, металлы и продукты сельского хозяйства) в разряд низкотехнологичных, пользуясь известной классификацией 2000 г. с разделением всего товарного экспорта на 5 групп по его технологической сложности (табл. 1) (Lall, 2000). Это является сильным огрублением, поскольку внутри данных групп существуют товары очень разной технологической сложности (например, высокотехнологичным является производство авиационного титана, тогда как в данной классификации оно было бы отнесено к низкотехнологическому производству). Более того, со временем производство внутри выделенных пяти групп усложняется (например, все больше распространяется высокотехнологичное сельское хозяйство), что также не учитывается в этой классификации.

Более точные результаты можно получить, если использовать в анализе такую меру технологической сложности, которая оценивает технологичность товаров на наиболее дезагрегированном уровне, а также учитывает сравнительные преимущества стран при экспорте. Для этого в настоящей работе используется индекс технологической сложности экспортной корзины ЕХРУ, который представляет собой взвешенную сумму подушевых ВВП стран-экспортеров различных товаров.

К другому недостатку имеющихся статей можно отнести то, что в них не разделяется долгосрочное и краткосрочное влияние экспорта. Данная работа предлагает более общую методологию для анализа влияния экспорта на накопление человеческого капитала, опирающуюся на модель ARDL. В модель включаются независимые переменные как в уровнях, так и в приращениях, что позволяет оценить краткосрочные и долгосрочные эффекты экспорта. Модель ARDL предоставляет возможность учесть временную зависимость внутри данных за счет добавления лагов зависимой переменной в уравнение. Это помогает точнее

отразить динамику и моделировать постепенное влияние независимых переменных на зависимую. Чтобы более гибко учитывать различия между объектами исследования, вводятся гетерогенные коэффициенты при переменной сложности экспорта, что позволяет оценить индивидуальные эффекты экспорта для каждого объекта анализа и улучшить качество оценок. Расширение модели до CS-ARDL дополнительно позволяет учитывать кросс-секционную зависимость между объектами, улучшая тем самым качество модели и повышая надежность выводов в условиях пространственной корреляции ошибок, характерной для панельных данных.

Модели ARDL и CS-ARDL позволяют установить долгосрочное и краткосрочное влияние регрессоров. В дополнение предлагается альтернативный способ оценивания — метод инструментальных переменных на основе гетероскедастичности ошибки (Lewbel, 2012). Этот метод позволяет устранить смещение оценок, возникающее вследствие возможной эндогенности регрессоров, включая обратную причинность и пропущенные переменные, при условии, что в данных имеется достаточная гетероскедастичность, необходимая для идентификации.

В случае использования классификации с пятью группами технологической сложности экспорта, предложенной в работе (Lall, 2000), набор инструментов хорошо изучен. Широко известно, что двусторонний экспорт является некоторой функцией от расстояния между странами, а также таких характеристик, как наличие общей границы, присутствие в торговых союзах и соглашениях о тарифах. В предыдущих работах, например (Blanchard, Olney, 2017), установлено, что двухшаговая процедура с использованием инструментов гравитационной модели показывает значимое влияние экспорта на показатели человеческого капитала. При использовании такой меры технологической сложности, как индекс ЕХРУ, его, как правило, предлагается инструментировать с помощью площади страны (предполагается, что территориально большие страны обладают более диверсифицированным и доходным экспортом), а также численностью населения (Hausmann et al., 2007). Однако, применительно к модели с человеческим капиталом, валидность (в смысле экзогенности) такого инструмента можно поставить под вопрос, т. к. вполне вероятно, что размер страны влияет на ЕХРУ через более развитые системы здравоохранения и образования, а также уровень урбанизации. Формально говоря, данный инструмент может не являться экзогенным и может коррелировать с ошибкой изучаемой модели. Для получения состоятельных оценок конструируются инструменты с помощью метода (Lewbel, 2012), которые получаются как произведение остатков модели на каждый экзогенный регрессор.

В данной работе результаты предыдущих работ также дополняются с точки зрения более новых данных и широкой пространственной выборки стран.

Статья построена следующим образом. Во втором разделе описываются используемые данные и приводятся описательные статистики для переменных. В третьем разделе содержится методология исследования. Наконец, эмпирический раздел посвящен обсуждению количественных результатов моделей. В нем обсуждаются краткосрочные и долгосрочные эффекты экспорта, предлагается оценка влияния экспорта на человеческий капитал с применением внешнего (площадь страны) и внутренних (получаемых из самой модели) инструментальных переменных.

2. Используемые данные

В работе используются данные с 1996 по 2019 г. для 103 стран мира. В разделе подробно описываются выбранные показатели человеческого капитала и сложности экспорта, которые используются в исследовании, а также приводится набор контрольных переменных.

2.1. Человеческий капитал

В измерении человеческого капитала на макроуровне есть три основных подхода: 1) на основе числа лет обучения; 2) на основе расходов на образование и 3) на основе отдачи / дохода от образования (United Nations, 2016). В эмпирических работах наиболее часто используется рассчитываемый в рамках первого подхода показатель «среднего числа лет обучения», поскольку он интуитивно понятно отражает запас выраженного в людях образования в стране, для него существует хорошо разработанная методология расчета, а сбор необходимых данных осуществляется в рамках официальной статистики стран. Однако этот показатель, как и показатели на основе расходов на образование, не учитывает различия в качестве образования и отдаче от образования между странами, а также между ступенями образования. Данный показатель исходит из того, что один год обучения во всех случаях обеспечивает одинаковый прирост человеческого капитала. Например, предполагается, что работники с 10 годами образования обладают одинаковым человеческим капиталом независимо от качества образования в той стране, где они его получали, и в десять раз большим человеческим капиталом по сравнению с работником с одним годом образования. Показатели на основе отдачи от образования преодолевают этот недостаток, однако они более требовательны к исходным данным, а ряд проблем в методологии получения сопоставимых для разных стран показателей до сих пор не преодолен.

В данной работе используется индекс человеческого капитала (Human Capital Index, HCI PWT) из базы данных Penn World Tables² (Feenstra et al., 2015). Данный индекс объединяет в себе подходы на основе числа лет обучения и отдачи от образования, и отражает вклад образования в производительность труда. Он строится на основе среднего количества лет обучения взрослого населения и функции отдачи от образования, разработанной в литературе (Feenstra et al., 2015). Минимально возможное значение HCI PWT равно единице, что соответствует случаю, когда среднее число лет обучения населения страны равно нулю, и функция отдачи не добавляет никакого эффекта от образования. В развитых же странах его значение может достигать четырех.

Рисунок 1 отражает динамику индекса во времени. Если в начале временного периода средний уровень индекса составлял 2.6, то к 2019 г. достиг уже почти 3. Несмотря на то что средний уровень человеческого капитала за последние 20 лет вырос, при этом выросла его дисперсия и разница между максимальным и минимальным значением. Косвенно это свидетельствует о том, что со временем увеличился не только средний уровень человеческого капитала в мире, но и неравенство в его накоплении.

² Penn World Table 10.0, <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt>.

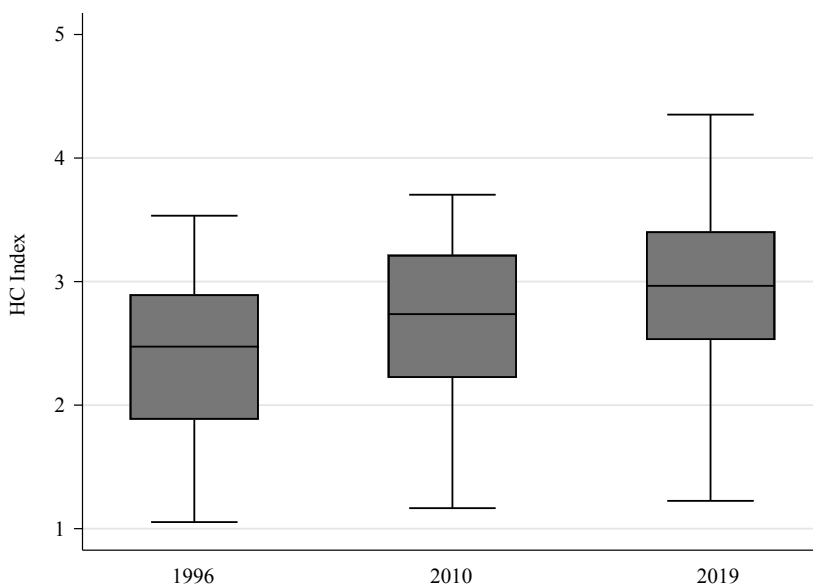


Рис. 1. Динамика индекса человеческого капитала

2.2. Сложность экспорта

При оценке влияния сложности товарного экспорта на какие-либо показатели, будь то экономический рост или человеческий капитал, приходится сталкиваться с двумя основными вопросами.

Первый — каким образом определять уровень технологической сложности экспортных товаров. В предыдущих исследованиях наиболее часто используется классификация экспорта на основе пяти категорий в зависимости от технологической сложности товаров (Lall, 2000). Таблица 1 иллюстрирует эту классификацию. Первые две категории представляют собой товары из сырьевого сектора (*primary products*) и ресурсоемкие (*resource-based manufactures*), и, как утверждается, например, в (Blanchard, Olney, 2017), они не оказывают положительного влияния на уровень человеческого капитала, а могут даже иметь отрицательный эффект. Это объясняется тем, что производство таких товаров (или, скорее, их добыча) требует меньше специальных знаний и образования, что может ограничивать накопление человеческого капитала в стране. Последние три категории включают промышленные товары, среди которых наибольшие требования к квалификации работников предъявляют товары из категорий высокотехнологичного и среднетехнологичного производства (*high- and medium-tech manufactures*). Ожидается, что данный тип экспорта положительно влияет на человеческий капитал страны, поскольку требует от людей относительно более высокого уровня образования.

Исчерпывающие данные по экспорту на разном уровне агрегирования содержатся в базе United Nations Comtrade (United Nations, 2024), позволяющей классифицировать товары по категориям Международной стандартной торговой классификации (Standard International Trade Classification, SITC) и Международной гармонизированной системы описания и кодирования

Таблица 1. Классификация экспорта (Lall, 2000)

Категория товаров	Примеры товаров
Первичные (primary products)	Свежие фрукты, мука, рис, древесина, сырая нефть, газ
Ресурсно-ориентированные (resource-based manufactures)	Мясные полуфабрикаты, изделия из древесины, масла, рудные концентраты, нефтепродукты, резиновые изделия, сельское и лесное хозяйство
Низкотехнологичные (low-tech manufactures)	Одежда, изделия из кожи, игрушки, простые металлические детали, керамика, текстиль, кластер моды
Среднетехнологичные (medium-tech manufactures)	Легковые автомобили, запчасти, мотоциклы, синтетические волокна, химикаты и краски, двигатели, моторы, распределительные устройства, корабли, часы (автомобильная продукция, среднетехнологичные отрасли машиностроения)
Высокотехнологичные (high-tech manufactures)	Телекоммуникационное оборудование, телевизоры, транзисторы, турбины, фармацевтика, аэрокосмическая промышленность, оптические/измерительные приборы, энергетическое оборудование (электронные и электрические изделия)

товаров (Harmonized Commodity Description and Coding System, HS). Последняя и использовалась в качестве базы для построения показателей сложности экспорта в данном исследовании.

Второй вопрос, который необходимо разрешить, состоит в том, какой показатель сложности экспорта использовать в качестве независимой переменной в модели. В некоторых работах (Blanchard, Olney, 2017) используются исходные ряды экспорта, соответствующие одной или нескольким категориям сложности экспорта (реальные, скорректированные на инфляцию с помощью ИПЦ). Этот подход уязвим по нескольким причинам. Во-первых, при дефлировании на индекс потребительских цен учитывается рост цен определенной корзины товаров, потребляемых в стране, которая может не совпадать с ее экспортным набором. Этот недостаток исправим, однако более серьезная проблема состоит в том, что исходные ряды экспорта не учитывают размер экономики экспортера. Получается ситуация, при которой считается, что экспорт какого-либо товара на одну и ту же сумму из США и, например, из Никарагуа, имеет одинаковое влияние на их экономики (соотношения зарплата, ВВП, человеческий капитал). Более разумный подход состоит в том, чтобы перейти к относительным величинам, например, долям какого-либо экспорта в общей торговле или ВВП. В данном исследовании используются два показателя, отражающие характеристики экспортной структуры страны: доля каждой из пяти вышеуказанных категорий экспорта в общем экспорте страны, а также индекс экспортной сложности ЕХРУ, обладающий большей точностью в отражении характеристик экспортной структуры и подробно описанный ниже.

Из рисунка 2 видно, как могут быть связаны доли экспорта различной технологической сложности страны и ее уровень человеческого капитала. Страны, входящие в Q1 (первые 25% распределения индекса человеческого капитала) имеют в своей экспортной корзине преимущественно товары из категории «первичные», т. е., как предполагается, не требующие образования выше среднего. Видно, что по мере роста уровня квантилей эта доля снижается. Наиболее и наименее образованные страны различаются главным образом тремя категориями из табл. 1: «первичные», «среднетехнологичные» и «высокотехнологичные». Наиболее обеспеченные человеческим капиталом страны имеют медианную долю

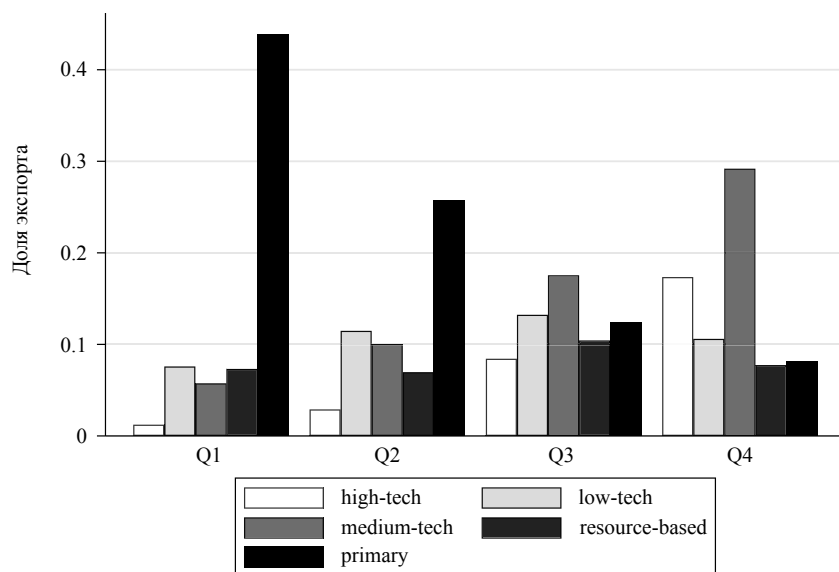


Рис. 2. Медианные доли экспорта пяти категорий для квартилей распределения человеческого капитала

высокотехнологичного экспорта примерно на 0.18 больше, а также на 0.27 больше долю среднего экспорта. Примечательно то, что из графиков не наблюдается существенных различий в доле «низкотехнологичные» и «ресурсно-ориентированные».

Использование классификации из (Lall, 2000), однако, сопряжено с рядом проблем.

Во-первых, по своей сути она основана на некоторых субъективных соображениях и экспертных оценках относительно того, какая категория товаров более технологична. Безусловно, создание сложных химических соединений, микросхем или аэротурбин требует высокого уровня квалификации работников и отнесение их в категорию высокотехнологичных не вызывает вопросов. Однако зачастую сельское хозяйство (прецизионные/биотехнологические/органические предприятия) и добывающее производство (например, методы горизонтального бурения и гидроразрыва пласта в нефтедобыче, добыча и производство редкоземельных металлов) требуют значительных знаний и квалификации для работы с передовыми технологиями и сложными процессами, что отличает их от традиционного производства в этих секторах. Во-вторых, доля таких технологичных производств внутри групп меняется со временем, но эти изменения никак не учитываются при использовании данной классификации. В-третьих, уровень агрегирования товаров в этой классификации слишком высокий, что может приводить к сильному смещению, когда высокий уровень технологичности отдельных продуктов «размывается» за счет более простых товаров, и получается заниженное представление о технологичности всей группы. Наиболее подробно проблемы измерения сложности экспорта обсуждены в статье (Huber, 2017). Действительно, производят и экспортируют товары страны, а не сектора, поэтому и измерять сложность следует на уровне отдельных товаров.

В связи с этим второй показатель, используемый в работе, представляет собой индекс технологической сложности экспорта EXPY, предложенный в статье (Hausmann et al., 2007).

Он отражает долю высокодоходных товаров в экспортной корзине страны. Его формирование происходит в два этапа.

На первом этапе рассчитывается индекс $PRODY$, который характеризует доходность каждого товара k . Он определяется как средневзвешенное значение ВВП на душу населения стран, экспортирующих этот товар, где веса отражают долю товара k в общем экспорте страны:

$$PRODY_k = \sum_j \frac{x_{jk}/X_j}{\sum_j (x_{jk}/X_j)} Y_j, \quad (1)$$

где x_{jk} — экспорт товара k из страны j ; $X_j = \sum_k x_{jk}$ — общий экспорт страны j ; Y_j — ВВП на душу населения в стране j .

Весовой коэффициент $\frac{x_{jk}/X_j}{\sum_j (x_{jk}/X_j)}$ представляет собой нормированную долю экспорта товара k страны. Числитель представляет собой долю экспорта товара k в общем экспорте страны j , а знаменатель суммирует доли товара k в экспорте стран по всем его экспортерам. Таким образом, $PRODY_k$ представляет собой взвешенный ВВП стран-экспортеров товара k с поправкой на относительную значимость этого товара в структуре их экспорта.

Индекс $PRODY$ ранжирует товары по их технологичности, где как прокси для технологичности товара выступает подушевой ВВП, связанный с экспортной корзиной каждой страны. В данной работе для расчета $PRODY$ используется ВВП на душу населения по паритету покупательной способности (в международных долларах 2021 г.).

Следует отметить, что в качестве показателя технологичности может выступать не только ВВП. Например, можно использовать уровень человеческого капитала в стране, или какой-либо другой накопленный фактор производства. Однако при таком подсчете интерпретация индекса $PRODY$ изменится. Он будет отражать уже факторную интенсивность какого-либо товара. К примеру, насколько товар является технологичным с точки зрения требуемого для его производства уровня образования в стране.

Индекс $EXPY$ для страны j получается путем суммирования индексов $PRODY$ по всем товарам с весами, равными долям экспорта соответствующего товара страны j в ее общем экспорте:

$$EXPY_j = \sum_k \frac{x_{jk}}{X_j} PRODY_k. \quad (2)$$

Авторы индекса эмпирически подтверждают связь данного показателя с темпами роста ВВП стран мира (Hausmann et al., 2007). Индекс $EXPY$ рассчитывается Всемирным Банком с 1988 г. для более чем 100 стран мира. Однако конкретная методология его расчета, в частности, используемый уровень агрегации товарных групп, не приводится, поэтому для того, чтобы удостовериться в ее корректности и избежать смещения агрегации, в данной работе индекс рассчитан с 1996 по 2019 г. для 103 стран самостоятельно. Для этого использовались данные UN Comtrade с классификацией HS-6 (наиболее дезагрегированные данные по экспорту с шестизначными кодами товаров) (World Customs Organization, 2017).

На рисунке 3 видно, что средний уровень логарифма индекса $EXPY$ рос с 1996 до 2019 г., что свидетельствует о тенденции к увеличению уровня технологичности экспорта в мире. Отдельные подписи на графике (например, CAF, RWA, ETH) обозначают страны (с кодами по стандарту ISO 3166-1 alpha-3) с экстремальными значениями индекса $EXPY$.

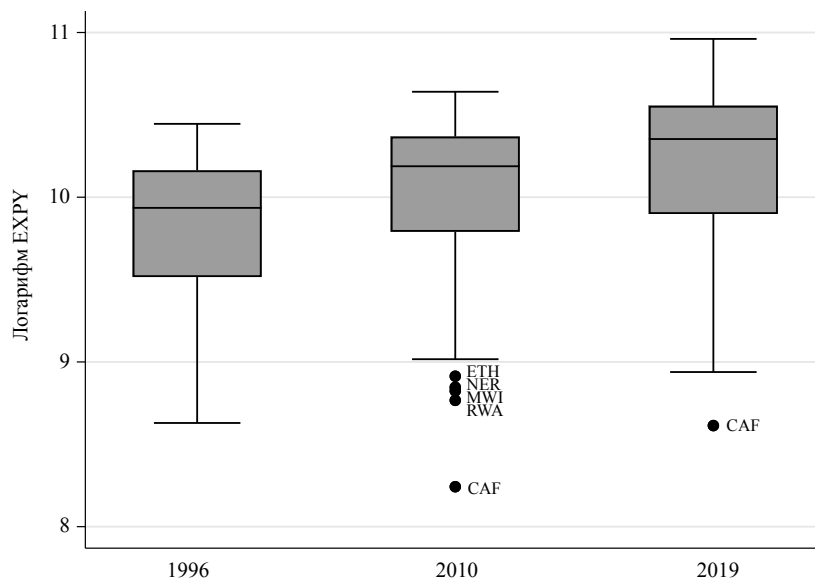


Рис. 3. Распределение индекса EXPY во времени

Для того чтобы визуально продемонстрировать возможные различия в индексе EXPY и уровне человеческого капитала между странами, обратимся к рис. 4, который показывает различия в индексе EXPY среди различных квартилей распределения человеческого капитала. Из рисунка следует, что средний уровень EXPY в странах, входящих в первые 25% распределения человеческого капитала, составляет 9.6 пунктов, в то время как для наиболее образованных стран (Q4) он равен 10.6 пункта. Тест на равенство средних показывает, что есть

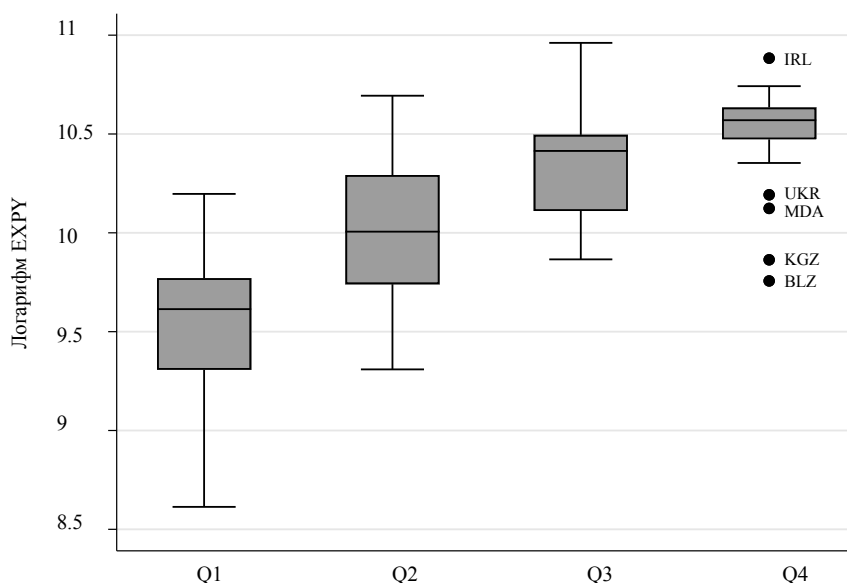


Рис. 4. Распределение логарифма индекса EXPY для различных квартилей человеческого капитала, 2019 г.

значимые различия в среднем уровне индекса ЕХРУ между странами, богатыми человеческим капиталом и относительно бедными (между всеми квартилями попарно).

Таблица 2 отражает связь между индексом ЕХРУ и экспортом товаров различной технологической сложности. Можно отметить, что наиболее положительно коррелирован с индексом экспорт категорий «high-tech» и «medium-tech» (0.53 и 0.54) соответственно, в то время как наиболее отрицательно коррелированные категории — сельскохозяйственные и сырьевые товары, а также первичные («resource-based» и «primary») (–0.10 и –0.47).

Таблица 2. Корреляция логарифма ЕХРУ (\ln ЕХРУ) и категорий технологической сложности экспорта

	\ln ЕХРУ	high-tech	medium-tech	low-tech	resource-based	primary
\ln ЕХРУ	1.00					
high-tech	0.528	1.00				
medium-tech	0.535	0.462	1.00			
low-tech	0.074	0.052	0.127	1.00		
resource-based	–0.102	–0.137	–0.193	–0.237	1.00	
primary	–0.471	–0.578	–0.623	–0.459	–0.124	1.00

На рисунке 5 отображена зависимость между уровнем ЕХРУ и человеческим капиталом страны. Первый взгляд на данные говорит о том, что чем большим уровнем человеческого капитала обладает страна, тем более «доходные» товары присутствуют в ее экспортной корзине. Безусловно, данный график не свидетельствует о наличии причинно-следственной связи: вполне возможно, что более богатые страны мира имеют лучшие значения как человеческого капитала, так и экспортной технологичности. Возможность

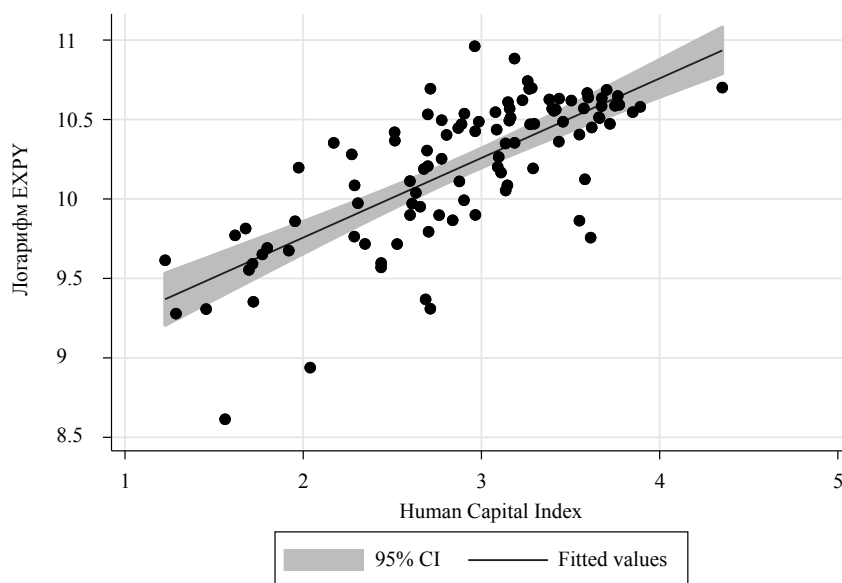


Рис. 5. Логарифм индекса ЕХРУ в зависимости от Human Capital index, 2019 г.

получения состоятельных оценок при наличии проблемы эндогенности ЕХРУ обсуждается в последней части статьи.

2.3. Ключевые и контрольные переменные: список и описательные статистики

В качестве контрольных переменных в модели добавляются уровень урбанизации (доля городского населения), доля импорта в общей торговле страны, а также логарифм численности населения. Ожидается, что чем больший процент людей в стране находится в городской среде, тем лучший доступ к образованию они будут иметь, следовательно, человеческий капитал будет накапливаться. Контроль за импортом необходим, чтобы уловить все шоки торговли, способные влиять на занятость и, как следствие, на стимулы людей к накоплению человеческого капитала. Логарифм численности населения включается в модели для контроля за эффектом масштаба (возможно, большие страны обладают как более сложной структурой торговли, так и большим уровнем человеческого капитала). В качестве дополнительного инструмента в модель с индексом ЕХРУ добавляется площадь страны, которая, как ожидается, связана с технологичностью экспорта страны.

Список всех используемых в исследовании переменных и их описательные статистики приведены в таблице 3.

Таблица 3. Список и описательные статистики переменных

Описание переменной	Обозначение	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Индекс человеческого капитала PWT	<i>HCI</i>	2.632	0.677	1.053	4.351
Логарифм индекса ЕХРУ	<i>lnEXPY</i>	10.017	0.479	7.819	11.3
Доля импорта в торговле	<i>imptrade</i>	0.563	0.132	0.159	0.983
Доля городского населения (%)	<i>urban</i>	61.723	22.635	11.374	100
Логарифм численности населения	<i>lnpop</i>	16.296	1.671	12.254	21.065
Площадь страны (кв. км)	<i>landsq</i>	993054.9	2444294	20	1.64e+07
Высокотехнологичные товары (доля)	<i>high-tech</i>	0.102	0.12	1.17e-07	0.708
Среднетехнологичные товары (доля)	<i>medium-tech</i>	0.175	0.138	5.77e-06	0.796
Низкотехнологичные товары (доля)	<i>low-tech</i>	0.152	0.159	1.5e-05	1.517
Ресурсно-ориентированные (доля)	<i>resource-based</i>	0.123	0.127	9.6e-05	0.851
Первичные товары (доля)	<i>primary</i>	0.289	0.264	6.82e-06	1.901

3. Эконометрическая методология

3.1. Определение краткосрочных и долгосрочных эффектов экспорта

В статье применяется ARDL модель, включающая независимые переменные как в уровнях, так и в приращениях, и позволяющая оценить и краткосрочные, и долгосрочные эффекты экспорта. Наиболее общий вид эконометрической модели, используемой в данной работе,

это динамическая панельная модель с гетерогенными коэффициентами и фиксированными эффектами:

$$y_{it} = \lambda y_{it-1} + \beta_i x_{it} + u_{it}, \quad (3)$$

$$x_{it} = \gamma_{x1i} f_{1t} + \gamma_{x2i} f_{2t} + \dots + \gamma_{xmi} f_{mt} + \xi_{it}, \quad (4)$$

$$u_{it} = \gamma_{u1i} f_{1t} + \gamma_{u2i} f_{2t} + \dots + \gamma_{umi} f_{mt} + \varepsilon_{it}. \quad (5)$$

В правой части, во-первых, присутствует лаг зависимой переменной y_{it-1} . Если $\lambda = 0$, модель становится статической. Во-вторых, у коэффициента β присутствует индекс i . Это означает, что параметр оценивается в отдельности для каждой из единиц (стран) в панели, что позволяет учесть неоднородность коэффициентов наклона, поскольку разумно предполагать наличие индивидуальных равновесий для разных стран выборки. Для проверки условия гетерогенности коэффициентов проводится формальный тест *xthst* в STATA (Приложение В) (Pesaran, Yamagata, 2008). После чего рассчитывается среднегрупповая

оценка параметра $\bar{\beta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i$, где N — число объектов в выборке, которая приводится

в результатах оценивания моделей (краткосрочные коэффициенты). Дисперсия коэффициента $\bar{\beta}$ рассчитывается следующим образом:

$$V(\bar{\beta}) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\beta_i - \bar{\beta})^2. \quad (6)$$

В предыдущих работах было показано, что в случае динамической модели FE-оценка с гомогенными наклонами коэффициентов может приводить к несостоятельным оценкам β (ввиду коррелированности лага зависимой переменной и ошибки), в то время как среднегрупповая оценка $\bar{\beta}$ сходится к истинному значению параметра при $N, T \rightarrow \infty$, где T — горизонт времени (Pesaran, Smith, 1995).

Наконец, такая модель позволяет учесть кросс-секционную зависимость в присутствии общего ненаблюдаемого фактора f_{mt} (где m — число общих ненаблюдаемых факторов), который влияет на все группы панели одновременно (например, кризисные шоки). Если факторные нагрузки $\gamma_{xmi} \neq 0$, то в модели возникает эндогенность из-за пропущенной переменной, связанной с регрессором. Если же $\gamma_{umi} \neq 0$, то это приводит к корреляции ошибок между группами панели $\text{cov}(u_i, u_j) \neq 0$ и, как результат, к несостоятельным оценкам параметров. Решение подобной проблемы было представлено в рамках CS-ARDL подхода, который позволяет учесть подобную зависимость за счет введения в качестве объясняющих переменных лагов кросс-секционных средних для аппроксимации ненаблюдаемых эффектов f_{mt} (Chudik et al., 2016). В статье оценивается как среднегрупповая ARDL модель (Mean Group ARDL), так и модель с использованием средних (CS-ARDL). Расчет коэффициентов модели осуществляется с помощью пакета *xtdcce2* в STATA (Ditzen, 2018), который позволяет как рассчитывать среднегрупповые значения коэффициентов, так и тестировать кросс-секционную зависимость в остатках модели.

Оцениваемая спецификация, таким образом, выглядит следующим образом:

$$\Delta HCI_{it} = \eta_i - \lambda_i (HCI_{it-1} - \theta_i X_{it}) + \beta_i \Delta X_{it} + \sum_{l=0}^{P_T} \delta_{il} \bar{Z}_{t-l} + \varepsilon_{it}, \quad P_T = T^{1/3}, \quad (7)$$

где $\bar{Z}_t = (\overline{HCI}_{t-1}, \bar{X}_t)$. Уравнение (7) представляет собой репараметризацию уравнения (3) в форме модели с коррекцией ошибки. Помимо авторегрессионной части, в модель входит, во-первых, вектор переменных X , в который включаются доли экспорта пяти категорий, либо же логарифм индекса ЕХРУ (оцениваются в разных спецификациях). Во-вторых, контрольные переменные (доля городского населения, доля общего импорта в торговле страны, логарифм численности населения). А также $T^{1/3}$ лагов кросс-секционных средних $\sum_{l=0}^{T^{1/3}} \delta_{il} \bar{Z}_{t-l}$, вводимых для исключения кросс-секционной зависимости.

Коэффициенты β_i описывают краткосрочную динамику в модели. Оценки этих параметров представляют собой их средние значения. Долгосрочный коэффициент θ_i является объединенным (pooled) и формируется из краткосрочных и λ_i (скорость сходимости к долгосрочному равновесию) следующим образом: $\theta_i = \beta_i / \lambda_i$. Дисперсия долгосрочного коэффициента рассчитывается с помощью дельта-метода (Ditzen, 2018). Если λ_i значим и $0 < \lambda_i < 1$, то долгосрочное соотношение между исследуемыми переменными существует. Переменная η_i отвечает за фиксированные эффекты. Прежде всего, для оценивания ARDL модели проводятся тесты на единичные корни и коинтеграцию (приведены в Приложениях А и Б). Для проверки устойчивости результатов оцениваются спецификации с разным числом лагов независимых переменных и авторегрессионной части.

3.2. Оценка методом инструментальных переменных (метод Lewbel)

Для того чтобы учесть проблему эндогенности ЕХРУ, конструируем инструменты, используя метод (Lewbel, 2012). Он позволяет получить инструментальные переменные с помощью остатков изучаемой модели. Для этого рассмотрим следующую систему:

$$Y_1 = X'\beta + Y_2\gamma + \varepsilon_1, \quad (8)$$

$$Y_2 = X'\alpha + \varepsilon_2. \quad (9)$$

В стандартном подходе элемент вектора X используется в качестве инструмента для эндогенного регрессора Y_2 . Однако если ни один из элементов X нельзя исключить из уравнения для Y_2 (т. е. весь вектор значим), то нарушается условие исключения, и использовать такой инструмент для Y_2 невозможно. Такая ситуация возникает при сложностях с поиском экзогенного инструмента.

В таком случае Lewbel (2012) предложил использовать гетероскедастичность ошибки ε_2 для оценки параметров с помощью двухшаговой процедуры. Для ее применения необходимо выполнение двух предпосылок. Первая — экзогенность регрессоров: $E(X_1\varepsilon_1) = 0$, $E(X_2\varepsilon_2) = 0$. Вторая — $\text{Cov}(Z, \varepsilon_1\varepsilon_2) = 0$ (экзогенность инструмента) и $\text{Cov}(Z, \varepsilon_2^2) \neq 0$, где Z — подмножество X (условие гетероскедастичности). Если эти предпосылки выполняются, то следующие шаги позволяют получить состоятельные оценки β и γ (Baum, Lewbel, 2019):

1. Оценить параметр α из регрессии Y_2 на X и получить остатки $\hat{\varepsilon}_2$.
2. Оценить β и γ двухшаговым МНК (либо ОММ), используя в качестве инструментов $(Z - \bar{Z})\hat{\varepsilon}_2$, где $Z \subseteq X$, а \bar{Z} — выборочное среднее.

В данной статье такая процедура реализуется с помощью пакета *ivreg2h* в STATA (расширение пакета *ivreg2*) и проводятся диагностические тесты на идентифицируемость (Baum, Lewbel, 2019). Проблема выполнения предпосылки экзогенности контрольных переменных обсуждается в эмпирической части работы вместе с приведением оцененных моделей.

4. Результаты исследования

4.1. Краткосрочное и долгосрочное влияние экспорта на накопление человеческого капитала

В таблицах 4 и 5 приведены оценки влияния логарифма индекса ЕХРУ (*lnEXPU*) на индекс человеческого капитала в рамках Mean Group ARDL и CS-ARDL моделей. Коэффициенты β для CS-ARDL моделей также среднегрупповые. Для проверки результатов на устойчивость оценивались модели с разным порядком лагов. Например, порядок лага (1,1,1) означает включение в правую часть уравнения одного лага зависимой переменной, одного лага регрессоров и одного лага кросс-секционных средних. Для моделей без кросс-секционных средних вводятся только лаги зависимой переменной и регрессоров, например (1,1). Затем порядок лага последовательно изменяется до третьего включительно. Такой подход применяется потому, что традиционный метод выбора оптимальных лагов с помощью информационных критериев, широко используемый в ARDL моделях для временных рядов, в условиях панельных данных может приводить к ряду проблем: манипулятивности результатов (*data mining*) — когда исследователь, перебирая спецификации, получает статистически значимые, но экономически необоснованные оценки; несопоставимости результатов из-за разного порядка лагов по странам, что затрудняет интерпретацию. Как отмечается в работе (Chudik et al., 2017), использование единого порядка лагов для всех переменных и стран помогает снизить эти риски, особенно риск искусственной «подгонки» результатов при индивидуальном выборе лагов.

Первая серия моделей (табл. 4) не включает лаги кросс-секционных средних, но краткосрочный коэффициент является среднегрупповой оценкой. Из результатов следует, что логарифм индекса ЕХРУ является значимым и положительным лишь для некоторых моделей и только в краткосрочном периоде. Для модели с лагом (1,0) оценка значима и положительна (0.012). По мере увеличения лага эффект ослабевает (0.008 для первого лага и 0.002 для третьего). Притом значимый эффект дальше одного года отсутствует, что может свидетельствовать о временном влиянии торговых шоков. В оцененных моделях в трех случаях из четырех гипотеза о слабой кросс-секционной зависимости отвергается в пользу альтернативы в виде сильной (CD_STAT: тест *xtcd2* в STATA).

Таблица 5 показывает результаты по моделям CS-ARDL. Здесь также оценивалась серия из четырех моделей с последовательным изменением лагов. Показано, что эффект от усложнения экспорта присутствует только в краткосрочном периоде. По результатам первой модели с лагами (1, 0, 3) увеличение индекса ЕХРУ сопровождается положительным приращением индекса человеческого капитала на 0.011. После введения первого лага независимых

Таблица 4. Результаты оценивания моделей Mean Group ARDL (мера сложности экспорта — индекс EXPY)

	Лаги			
	(1, 0)	(1, 1)	(2, 2)	(3, 3)
<i>Краткосрочное соотношение</i>				
$\Delta \ln EXPY$	0.012** (0.005)	0.008* (0.004)	-0.000 (0.004)	0.002 (0.004)
$\Delta imtrade$	0.015 (0.018)	0.005 (0.012)	-0.017 (0.016)	-0.002 (0.024)
$\Delta urban$	0.028 (0.019)	0.022 (0.019)	0.135 (0.117)	0.152 (0.141)
$\Delta lnpop$	0.025 (0.222)	-0.012 (0.240)	-0.150 (0.292)	-0.008 (0.310)
<i>Долгосрочное соотношение</i>				
λ_i	0.034 (1.302)	0.029 (1.157)	0.027 (2.286)	0.051 (1.032)
$\ln EXPY$	0.259 (1.325)	0.318 (0.710)	0.262 (0.897)	0.269 (0.614)
$imtrade$	0.371 (1.145)	0.466 (1.893)	0.481 (2.126)	0.148 (1.277)
$urban$	0.030 (0.049)	0.034 (0.079)	0.045 (0.085)	0.047 (0.084)
$lnpop$	-0.602 (0.977)	-0.988 (3.291)	-1.630 (4.095)	-2.079 (2.000)
R^2	0.42	0.43	0.47	0.50
N	2244	2115	1998	1883
CD_STAT	-0.86	-2.82	-1.68	8.89
$P\text{-value}$	0.38	0.00	0.09	0.00

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости. В скобках приведены стандартные ошибки.

переменных оценка также значима и положительна (0.016). Влияние от усложнения экспортной корзины страны остается значимым и положительным до третьего года включительно (0.009). При этом кросс-секционная зависимость отсутствует в трех из четырех оцененных моделей (незначимая CD_STAT).

В целом, модели с индексом EXPY демонстрируют, что характер влияния, если он и существует, является краткосрочным в смысле накопления человеческого капитала. Этот результат лишь отчасти подтверждает выводы предыдущих исследований, приведенных во введении. Однако следует отметить, что подобные результаты связаны с особенностью модели. В ее более простой форме, а именно, в отсутствие гетерогенных наклонов и без добавления кросс-секционных средних (Dynamic Fixed Effects), влияние от EXPY наблюдается как в уровнях (присутствует долгосрочное соотношение), так и в приращениях (табл. 6). Полагаться, однако, в большей степени следует на результаты более общих CS-ARDL моделей.

Таблица 5. Модели CS-ARDL с разным порядком лага переменных (мера сложности экспорта — логарифм индекса EXPY)

	Лаги			
	(1, 0, 3)	(1, 1, 1)	(2, 2, 2)	(3, 3, 3)
<i>Краткосрочное соотношение</i>				
$\Delta \ln EXPY$	0.011** (0.005)	0.016** (0.006)	0.007** (0.004)	0.009** (0.004)
$\Delta urban$	-0.052 (0.050)	-0.018 (0.017)	0.213 (0.152)	0.036 (0.024)
$\Delta imtrade$	-0.015 (0.022)	0.012 (0.017)	0.000 (0.015)	-0.012 (0.008)
$\Delta lnprop$	0.229 (0.374)	-0.448 (0.406)	0.766 (0.665)	-0.907*** (0.320)
<i>Долгосрочное соотношение</i>				
λ_i	-0.064 (3.782)	0.025 (0.810)	0.052 (0.852)	0.059 (3.257)
$\ln EXPY$	-0.091 (1.206)	0.175*** (0.057)	-0.031 (0.060)	0.116 (0.167)
$urban$	-0.032 (0.883)	-0.029 (0.033)	0.004 (0.065)	0.025 (0.134)
$imtrade$	-0.184 (2.567)	0.468* (0.246)	-0.055 (0.347)	-0.019 (1.077)
$lnprop$	1.491 (16.476)	1.033 (0.825)	0.030 (3.689)	1.136 (2.721)
R^2	0.55	0.52	0.50	0.42
N	1400	1918	1402	1481
CD_STAT	-0.28	8.01	-0.44	-0.65
$P\text{-value}$	0.78	0.00	0.66	0.52

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости. В скобках приведены стандартные ошибки.

В таблице 7 приведены результаты оценивания моделей, которые включают в качестве показателя сложности экспорта 5 категорий товаров. Из результатов модели (1) с динамическими фиксированными эффектами и однородными коэффициентами (Dynamic FE) видно, что долгосрочное соотношение существует. Притом значимое положительное влияние наблюдается только для категории высокотехнологичных товаров: 1%-ное увеличение доли такого экспорта приводит к росту изменения индекса человеческого капитала на 0.925 пунктов. Напротив, предельный эффект для низкотехнологичных товаров значимый и отрицательный (-1.072). Однако в рамках более общей модели с гетерогенными наклонными (Mean Group ARDL и CS-ARDL) эффект есть лишь для краткосрочного соотношения. Коэффициент λ_i , отвечающий за сходимость к долгосрочному соотношению, незначим в спецификациях со среднегрупповой оценкой. Среднегрупповая оценка (модель Mean Group ARDL (2)) демонстрирует значимое положительное влияние от приращения доли высокотехнологичного экспорта (high) лишь на 10%-ном уровне значимости (0.092). Также стоит заметить, что значимый эффект от других категорий (resource-based и primary) не наблюдается,

Таблица 6. Модели с динамическими фиксированными эффектами (Dynamic FE) с разным порядком лага переменных (мера сложности экспорта — логарифм индекса EXPY)

	Лаги			
	(1,0)	(1,1)	(2,2)	(3,3)
<i>Краткосрочное соотношение</i>				
$\Delta \ln EXPY$	0.010*** (0.004)	0.008** (0.003)	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)
$\Delta urban$	-0.001 (0.005)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.003)
$\Delta imtrade$	0.002 (0.008)	0.000 (0.006)	-0.010* (0.006)	-0.011* (0.007)
$\Delta lnpop$	0.057 (0.119)	-0.031 (0.119)	0.005 (0.117)	0.036 (0.142)
<i>Долгосрочное соотношение</i>				
λ_i	0.029** (0.014)	0.032** (0.014)	0.024 (0.016)	0.019 (0.019)
$\ln EXPY$	0.434*** (0.150)	0.436*** (0.140)	0.430** (0.186)	0.116 (0.167)
$urban$	0.025** (0.012)	0.022** (0.011)	0.023 (0.016)	0.024 (0.021)
$imtrade$	0.198 (0.428)	0.144 (0.373)	-0.037 (0.466)	-0.331 (0.768)
$lnpop$	-0.706 (0.470)	-0.621 (0.391)	-0.990 (0.756)	-1.399 (1.500)
R^2	0.14	0.15	0.12	0.11
N	2250	2129	2008	1903
CD_STAT	-0.40	0.58	16.53	16.01
$P\text{-value}$	0.68	0.56	0.00	0.00

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости. В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки.

λ_i — незначима. Введение кросс-секционных лагов в модели (3) позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о наличии кросс-секционной зависимости. Несмотря на значимость при коэффициентах в уровнях, аналогичной модели (1), долгосрочного соотношения не наблюдается. Исходя из результатов регрессий, для накопления человеческого капитала имеет значение лишь то, какую долю наиболее технологичных товаров экспортирует страна, безотносительно того, какую часть экспорта составляют ресурсные или сельскохозяйственные товары.

4.2. Получение состоятельной оценки коэффициентов при наличии эндогенности EXPY

Индекс EXPY может быть, во-первых, коррелирован с ошибкой, что вызывает проблему эндогенности из-за пропущенной переменной. Также очевидным источником эндогенности

Таблица 7. Модели Dynamic Fixed Effects, Mean Group ARDL и CS-ARDL
(5 категорий экспорта)

	Dynamic FE	Mean Group ARDL	CS-ARDL
	(1)	(2)	(3)
<i>Краткосрочное соотношение</i>			
$\Delta high\text{-}tech$	0.047 (0.030)	0.092* (0.049)	0.021 (0.046)
$\Delta medium\text{-}tech$	-0.003 (0.007)	0.030 (0.032)	-0.021 (0.039)
$\Delta low\text{-}tech$	-0.017 (0.015)	0.030 (0.050)	-0.015 (0.041)
$\Delta resource\text{-}based$	0.006 (0.005)	0.032 (0.032)	0.032 (0.042)
$\Delta primary$	0.003 (0.005)	-0.000 (0.062)	0.029 (0.050)
$\Delta urban$	0.000 (0.004)	0.033* (0.018)	-0.035 (0.048)
$\Delta lnpop$	-0.131 (0.114)	0.020 (0.219)	-0.041 (0.742)
$\Delta imptrade$	-0.001 (0.008)	0.006 (0.020)	-0.025 (0.025)
<i>Долгосрочное соотношение</i>			
λ_i	0.029** (0.013)	0.025 (0.434)	0.011 (1.196)
<i>high-tech</i>	0.925** (0.466)	1.904 (2.623)	2.931*** (0.548)
<i>medium-tech</i>	-0.140 (0.344)	-0.420 (4.858)	-0.878 (1.433)
<i>low-tech</i>	-1.072** (0.429)	-0.412 (1.854)	-2.264*** (0.737)
<i>resource-based</i>	0.142 (0.332)	0.165 (2.104)	0.192 (0.872)
<i>primary</i>	-0.032 (0.248)	0.013 (0.686)	-0.157 (1.130)
<i>urban</i>	0.035*** (0.010)	0.037 (0.042)	0.087 (0.059)
<i>lnpop</i>	-0.378 (0.391)	-0.422 (1.722)	2.238 (3.142)
<i>imptrade</i>	0.122 (0.433)	0.275 (1.317)	1.602* (0.868)
R^2	0.15	0.36	0.34
N	2197	2004	1120
CD_STAT	2.95	-0.03	0.86
$P\text{-}value$	0.00	0.98	0.39

Примечание: *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости.
В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки.

может быть взаимное влияние индекса человеческого капитала и ЕХРҮ. Образованность работников влияет на степень технологичности товаров, которые они способны производить, и в то же время более технологичный экспорт приводит к увеличению премии за образование. Для получения состоятельной оценки влияния технологической сложности экспорта на человеческий капитал в условиях эндогенности ЕХРҮ будет использоваться метод (Lewbel, 2012). Как указано в методологической части настоящей статьи (раздел 3.2), его применение основано на двух предпосылках: гетероскедастичность остатков и присутствие экзогенных регрессоров в качестве независимых переменных. Первое предположение не является проблематичным, поскольку ввиду большого числа кросс-секций в панели неоднородность дисперсии остатков вполне логична (для проверки проводится формальный Breush–Pagan тест *ivhettest* в STATA; тестовая статистика Pagan–Hall = 129.2, что отвергает гипотезу о гомоскедастичности ошибок). Менее реалистичная предпосылка состоит в экзогенности контрольных переменных (урбанизация, доля импорта и логарифм населения), которые могут зависеть, например, от институциональных условий в стране. Достоверно проверить это условие практически невозможно. Единственное, к чему можно обратиться — тест Hansen–Sargan на сверхидентифицируемость, который проверяет валидность инструментов. В то же время необходимо удостовериться в релевантности инструмента (коррелированность с эндогенным регрессором), для чего проводится тест на слабую идентифицированность (Sanderson, Windmeijer, 2016). Если гипотезы не- и сверхидентифицируемости отвергаются, то это говорит о валидности инструментов.

Таблица 8 показывает результаты оценивания регрессии первого шага (*lnEXPY* на контрольные переменные в их перемножении с остатками). Модели (1) и (2) оценены пакетом *ivreg2h* с помощью двухшагового ОММ. *F*-статистика при соответствующих инструментах свидетельствует о том, что они действительно предсказывают логарифм индекса ЕХРҮ. Тест на слабую идентифицируемость (Sanderson–Windmeijer) показывает, что уравнение идентифицируемо, т. е. отвергает гипотезу о слабых инструментах. Модель (2) включает в качестве дополнительного инструмента площадь страны. Результаты демонстрируют значимое влияние дополнительного инструмента на эндогенный регрессор. Гипотеза о слабой идентифицируемости в модели с дополнительным регрессором также отвергается.

Наконец, таблица 9 содержит результаты, где оценивается влияние индекса ЕХРҮ на человеческий капитал. Модели (1) и (2) были оценены пакетом *ivreg2h* с помощью двухшагового ОММ. Модель (1) включает инструменты, полученные из остатков (табл. 8). Модель (2) включает площадь страны как дополнительный инструмент для ЕХРҮ.

Точечная оценка в первой модели составляет 0.49 и является значимой на 5%-ном уровне. Она близка к оценке модели с фиксированными эффектами 0.43 (модель (1) в табл. 6). Стоит отметить, что данная оценка находится в доверительном интервале от 0.037 до 0.95, что говорит о существенной дисперсии в смысле предельного эффекта на индекс НСИ. При добавлении дополнительного инструмента в модели (2) предельный эффект остается значимым и положительным, однако коэффициент существенно больше (0.56). Притом 95%-ный интервал для него сравнительно уже (между 0.27 и 1.03). Значимым и положительным, как и в ряде других моделей, является уровень урбанизации в стране. Приращение доли городского населения на 1% приводит к росту человеческого капитала на 0.01 пункт. Тест на сверхидентифицируемость (Hansen *J*-statistics = 4.53 и 4.73 для первой и второй модели соответственно) не отвергает гипотезу о некоррелированности инструментов с ошибкой в обеих моделях, что свидетельствует о валидности инструментов.

Таблица 8. Регрессии первого шага (инструменты методом Lewbel)

	Модели	
	(1)	(2)
$\varepsilon_2 \times \text{imptrade}$	0.764 (0.773)	0.293 (0.431)
$\varepsilon_2 \times \text{urban}$	-0.016*** (0.005)	-0.013*** (0.002)
$\varepsilon_2 \times \text{lnpop}$	-0.126 (0.077)	-0.086** (0.039)
<i>imptrade</i>	-0.683 (0.225)	-0.076*** (0.206)
<i>urban</i>	0.012*** (0.001)	0.010*** (0.027)
<i>lnpop</i>	0.027 (0.018)	0.075*** (0.018)
<i>Inlandsq</i>		-0.059*** (0.0148)
<i>N</i>	2383	2379
<i>Sanderson–Windmeijer</i>	5.41	19.31
<i>P-value</i>	0.0007	0.00

Примечание. Модели (1) и (2) включают инструменты, полученные из остатков $\varepsilon_2 \times (\dots)$.

*, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости.

В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки.

5. Заключение

Действительно ли, что чем более технологически сложные товары страна производит и экспортирует, тем большим уровнем человеческого капитала она обладает? Ответ на этот вопрос во многом зависит от используемых переменных «сложности» экспорта, а также от применяемой методологии. Данная работа является первой, которая устанавливает взаимосвязь индекса ЕХРУ и человеческого капитала. Результаты показывают, что относительно устойчивая связь между переменными сложности экспорта и человеческим капиталом существует лишь в краткосрочном периоде (для моделей Mean Group ARDL и CS-ARDL с логарифмом индекса ЕХРУ). Контроль кросс-секционной зависимости не изменяет данного результата. В случае использования классификации с разбиением экспорта на 5 категорий по степени технологичности, эффект на человеческий капитал наблюдается лишь для категории наиболее и наименее технологичных промышленных товаров («высокотехнологичные» и «низкотехнологичные»).

Использование метода инструментальных переменных (IV) для получения состоятельной оценки влияния технологической сложности экспорта на человеческий капитал демонстрирует, что положительное влияние от ЕХРУ на человеческий капитал действительно присутствует. При этом оценка IV показывает более существенное влияние, чем оценка модели с фиксированными эффектами. Спецификации с различными инструментами показывают

Таблица 9. Оценки двухшагового ОММ для логарифма EXPY (инструменты методом Lewbel)

	Модели	
	(1)	(2)
<i>lnEXPY</i>	0.494** (0.233)	0.564*** (0.196)
<i>imptrade</i>	-0.293 (0.413)	-0.386 (0.417)
<i>urban</i>	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)
<i>lnpop</i>	-0.037 (0.029)	-0.035 (0.028)
<i>_cons</i>	-2.220 (2.086)	-2.285* (1.919)
<i>Centered R²</i>	0.556	0.577
<i>N</i>	2383	2379
<i>Sanderson–Windmeijer</i>	5.41	11.68
<i>P-value</i>	0.0007	0.00
<i>Hansen J-statistic</i>	4.53	4.73
<i>P-value</i>	0.10	0.19

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости. В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки.

значимый и положительный эффект от усложнения экспорта страны на уровень ее человеческого капитала. Однако необходимо помнить, что найти полностью валидный инструмент на уровне макроданных очень непросто в силу обширной эндогенности, а результаты с применением внутренних инструментов могут зависеть от предположения о наличии экзогенных контрольных переменных (в нашем случае — уровня урбанизации и численности населения).

Приложение А

Для оценки стационарности переменных используется панельный тест Фишера на единичные корни для переменных моделей (*xtunitroot* в STATA). Тест проводится с включением временного тренда, трех лагов и предварительным вычитанием средних значений переменных.

H_0 : во всех панелях есть единичный корень; H_a : хотя бы одна панель стационарна.

	Переменные в уровнях	Первые разности
	Inverse chi-squared stat (<i>p</i> -value)	Inverse chi-squared stat (<i>p</i> -value)
<i>HCI</i>	140.27 (0.99)	1447.84 (0.00)
<i>lnEXPY</i>	184.45 (0.85)	418.77 (0.00)
<i>high-tech</i>	285.47 (0.00)	335.44 (0.00)
<i>medium-tech</i>	398.67 (0.00)	357.32 (0.00)
<i>low-tech</i>	209.58 (0.41)	320.35 (0.00)
<i>resource-based</i>	287.71 (0.00)	545.43 (0.00)
<i>primary</i>	484.39 (0.00)	602.39 (0.00)
<i>urban</i>	304.23 (0.00)	1269.27 (0.00)
<i>imprtrade</i>	368.41 (0.00)	375.05 (0.00)
<i>lnpop</i>	109.50 (1.00)	316.93 (0.00)

Приложение Б

Для проверки наличия коинтеграционных связей между переменными модели используется тест на коинтеграцию, реализованный в Stata через команду *xtcointtest* (Westerlund, 2005). Тест проводится с включением временного тренда и предварительным вычитанием средних значений переменных.

H_0 : нет коинтеграции; H_a : все панели коинтегрируемы.

Набор переменных	Variance ratio stat (<i>p</i> -value)
<i>HCI, lnEXPY, urban, imprtrade, lnpop</i>	10.76 (0.00)
<i>HCI, high-tech, low-tech, medium-tech, resource-based, primary, urban, lnpop</i>	15.77 (0.00)

Приложение В

Для проверки гипотезы о гомогенности коэффициентов в панельной модели применяется тест (Bersvendsen, Ditzen, 2021), реализованный в Stata с помощью команды *xthst*.

H_0 : коэффициенты наклона гомогенны; H_a : коэффициенты наклона различаются между странами (гетерогенны).

Набор переменных	adjusted Delta stat (p-value)
<i>HCI, lnEXPY, urban, imprade, lnpop</i>	9.14 (0.00)
<i>HCI, high-tech, low-tech, medium-tech, resource-based, primary, urban, lnpop</i>	10.16 (0.00)

Smirnov A. D., Raskina Yu. V. Is there a positive relationship between the complexity of export structure and the amount of human capital? *Applied Econometrics*, 2025, v. 78, pp. 90–115.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-78-90-115

Andrei Smirnov

European University at St. Petersburg, St. Petersburg, Russian Federation;
asmirnov@eu.spb.ru

Yulia Raskina

European University at St. Petersburg, St. Petersburg, Russian Federation;
raskina@eu.spb.ru

Is there a positive relationship between the complexity of export structure and the amount of human capital?

This paper examines the relationship between the increasing technological sophistication of exports and the amount of human capital. Using the ARDL model with heterogeneous coefficients (Mean Group ARDL) and its extension to CS-ARDL to account for cross-sectional dependence, we show that there is a stable positive relationship between the technological sophistication of exports (EXPY index and five export categories) and the human capital index in the short term. In addition, our research proposes estimates of regression coefficients using instrumental variables based on error heteroscedasticity.

Keywords: export technology; human capital; EXPY index.

JEL classification: F14; F16; J24.

References / Список литературы

- Atkin D. (2016). Endogenous skill acquisition and export manufacturing in Mexico. *American Economic Review*, 106 (8), 2046–2085. DOI: 10.1257/aer.20120901.
- Baum C., Lewbel A. (2019). Advice on using heteroskedasticity-based identification. *The Stata Journal*, 19 (4), 757–767. DOI: 10.1177/1536867X19893614.

- Bersvendsen T., Ditzen J. (2021). Testing for slope heterogeneity in Stata. *The Stata Journal*, 21 (1), 51–80. DOI: 10.1177/1536867X211000004.
- Blanchard E., Olney W. (2017). Globalization and human capital investment: Export composition drives educational attainment. *Journal of International Economics*, 106 (C), 165–183. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.03.004.
- Chudik A., Mohaddes K., Pesaran M., Raissi M. (2017). Is there a debt-threshold effect on output growth? *The Review of Economics and Statistics*, 99 (1), 135–150. DOI: 10.1162/REST_a_00593.
- Chudik A., Mohaddes K., Pesaran M., Raissi M. (2016). Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross-sectionally correlated errors. *Essays in Honor of Aman Ullah*, 36, 85–135. DOI: 10.1108/S0731-905320160000036013.
- Ditzen J. (2018). Estimating dynamic common-correlated effects in Stata. *The Stata Journal*, 18 (3), 585–617. DOI: 10.1177/1536867X1801800306.
- Edmonds E., Pavcnik N., Topalova P. (2010). Trade adjustment and human capital investments: Evidence from Indian tariff reform. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2 (4), 42–75. DOI: 10.1257/app.2.4.42.
- Feenstra R., Inklaar R., Timmer M. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105 (10), 3150–3182. DOI: 10.1257/aer.20130954.
- Hanushek E., Woessmann L. (2010). The economics of international differences in educational achievement. *IZA Discussion Paper*, 4925, 1–55. DOI: 10.2139/ssrn.1603374.
- Hausmann R., Hwang J., Rodrik D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 12 (1), 1–25. DOI: 10.1007/s10887-006-9009-4.
- Hou Y., Karayalcin C. (2019). Exports of primary goods and human capital accumulation. *Review of International Economics*, 27 (5), 1371–1408. DOI: 10.1111/roie.12428.
- Huber S. (2017). Indicators of product sophistication and factor intensities: Measurement matters. *Journal of Economic and Social Measurement*, 42, 27–65. DOI: 10.3233/JEM-170440.
- Lall S. (2000). The technological structure and performance of developing country manufactured exports. *Oxford Development Studies*, 28 (3), 337–369. DOI: 10.1080/713688318.
- Lewbel A. (2012). Using heteroskedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30 (1), 67–80. DOI: 10.1080/07350015.2012.643126.
- Li B. (2018). Export expansion, skill acquisition and industry specialization: Evidence from China. *Journal of International Economics*, 114, 346–361. DOI: 10.1016/j.jinteco.2018.07.009.
- Pesaran M., Smith R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 79–113. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01644-F.
- Pesaran M., Yamagata T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142 (1), 50–93. DOI: 10.1016/j.jeconom.2007.05.010.
- Psacharopoulos G. (1994). Returns to investment in education: A global update. *World Development*, 22 (9), 1325–1343. DOI: 10.1016/0305-750X(94)90007-8.
- Sanderson E., Windmeijer F. (2016). A weak instrument F-test in linear IV models with multiple endogenous variables. *Journal of Econometrics*, 190 (2), 212–221. DOI: 10.1016/j.jeconom.2015.06.004.

United Nations. Economic Commission for Europe (2016). *Guide on measuring human capital*. UN, Geneva. https://unece.org/DAM/stats/publications/2016/ECECESSTAT20166_E.pdf.

United Nations. (2024). UN comtrade database. <https://comtrade.un.org>.

Westerlund J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24, 297–316. DOI: 10.1080/07474930500243019.

World Customs Organization. (2017). *Harmonized commodity description and coding system: HS nomenclature 2017 Edition*. Brussels: WCO. <https://www.wcoomd.org/en/topics/nomenclature/instrument-and-tools/hs-nomenclature-2017-edition/hs-nomenclature-2017-edition.aspx>.

Поступила в редакцию 02.12.2024;
принята в печать 10.03.2025

Received 02.12.2024;
accepted 10.03.2025.