

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего профессионального образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

Идрисов Г.И., Таганов Б.В.

**Исследование влияния роста открытости российской
экономики на неравенство доходов населения в России**

Москва 2016

Аннотация. В настоящей работе мы исследуем влияние положительного шока условий торговли (подорожание нефти относительно других торгуемых товаров) на неравенство в заработных платах на региональном уровне.

Результаты свидетельствуют в пользу того, что в среднесрочной перспективе улучшение условий торговли России увеличивает межрегиональное неравенство заработных плат посредством увеличения заработных плат во всех квантилях распределения заработных плат (то есть во всех наблюдаемых доходных группах) в субъектах федерации более интегрированных в мировую экономику. Также нами показано, что, хотя улучшение условий торговли увеличивает межрегиональное неравенство заработных плат индивидов, наблюдается снижение премий за навык, что соответствует предсказаниям модели Хекшера-Олина и теореме Столпера-Самуэльсона.

Идрисов Г.И., заведующий научно-исследовательской лабораторией исследований отраслевых рынков и инфраструктуры ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Таганов Б.В. научный сотрудник научно-исследовательской лаборатории исследований отраслевых рынков и инфраструктуры ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2015год.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ.....	4
1 ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ.....	7
1.1 МЕЖДУНАРОДНАЯ ТОРГОВЛЯ И НЕРАВЕНСТВО	7
1.2 ЭМПИРИКА ЭКОНОМИКИ ТРУДА	10
1.2.1 <i>Стратегии идентификации в инференции причинно-следственных связей</i>	12
1.3.2 <i>Стратегии сбора статистических данных в экономике труда</i>	33
1.2.2.1 <i>Вторичные базы данных</i>	33
1.2.2.2 <i>Первичные базы данных</i>	35
1.2.2.3 <i>Административные базы данных.....</i>	36
2 ЭМПИРИКА И ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ	38
2.1 ШОК ТОРГОВЛИ И РЕГИОНАЛЬНАЯ «СКЛОНОСТЬ» К ИНТЕГРАЦИИ	38
2.2 УСЛОВИЯ ТОРГОВЛИ И НЕРАВЕНСТВО В ЗАРАБОТНЫХ ПЛАТАХ.....	47
2.2.1 <i>Обзор неравенства в заработных платах в России</i>	50
2.2.2 <i>Эконометрическое оценивание взаимосвязи интеграции и неравенства в заработных платах.....</i>	52
2.2.3 <i>Декомпозиция изменений неравенства доходов.....</i>	58
3 ИНТЕГРАЦИЯ И ПРЕМИЯ ЗА НАВЫК	63
3.1 ОБЗОР ПРЕМИИ ЗА НАВЫК В РОССИИ.....	63
3.2 ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПРЕМИИ ЗА НАВЫК.....	66
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	73
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	75

ВВЕДЕНИЕ

Согласно модели Хекшера-Олина и теореме Столпера-Самуэльсона, при определенных предпосылках, интеграция в мировую экономику увеличивает относительную заработную плату неквалифицированного труда в развивающихся странах, так как предполагается, что производство товаров в этой стране сосредоточиться в отраслях, наиболее интенсивно использующих избыточный фактор производства. Из этого следует, что при интеграции развивающейся страны в мировую экономику премия за навык и неравенство в доходах в данной стране, видимо, должны снижаться. Однако эмпирические исследования показывают, что данное утверждение не всегда верно. На протяжении последних десятилетий множество развивающихся стран интегрировались в мировую экономику, при этом неравенство в доходах в этих странах только возрастало [1] [2]. В работах [3], [4], [5], [6], [7], [8] исследовалась взаимосвязь между экономической интеграцией различных стран в мировую экономику и неравенством доходов в этих странах. Результаты этих работ, в целом, указывают на незначительную, но все же имеющуюся положительную связь между интеграцией и неравенством доходов в развивающихся странах. Подобные результаты противоречат предсказаниям модели Хекшера-Олина и теореме Столпера-Самуэльсона.

Российские экономисты так же активно занимаются исследованиями в области экономики труда, что позволяет проводить общий анализ процессов, протекающих на российском рынке труда, в том числе изменения доходов населения по различным признакам (пол, возраст, образование, прочие) [9] [10] [11] [12] [13] [14]. Однако лишь незначительная часть российских исследований прямо затрагивает количественную оценку влияния торговых шоков на неравенство доходов в России. В работе [15] исследуются издержки приспособления российского рынка труда к либерализации торговли. В частности, авторами исследуется вопрос о том, какое влияние тарифная политика правительства в 90-е годы оказывала на уровень и волатильность занятости и доходов. На основании данных бухгалтерской отчетности крупных и средних предприятий за период 1995-2001 гг., а также данных РЛМС за период 1995-2002, авторы анализируют спрос на труд со стороны предприятий и предложение труда

со стороны населения. Основными выводами настоящей работы являются следующие. Шок торговли не оказывает значительного влияния как на спрос на труд со стороны предприятий, так и на заработные платы работников. Согласно результатам, полученным в данном исследовании, шок торговли может приводить лишь к незначительному увеличению неравенства в доходах между квалифицированной и неквалифицированной рабочей силой. Иными словами, авторы не находят значительного влияния снижения тарифов на доходы работников.

Работа посвящена выявлению влияния шока условий торговли, резко увеличившего степень открытости экономики России, на неравенство в заработных платах на региональном уровне. Положительный шок условий торговли был во многом обусловлен резким скачком мировых цен на энергоносители – основную статью российского экспорта. Помимо улучшения условий торговли, этот скачок привел к росту благосостояния населения и увеличению совокупного спроса на импортные товары. Обсуждение улучшений условий торговли в 2004-2005 гг. см. [16].

Следуя подходу [8], российские регионы можно разделить на две группы исходя из уровня их открытости и «склонности» к интеграции в мировую экономику. Таким образом, в нашей выборке будет наблюдаться два типа вариации: между более открытыми (или более «склонными» к интеграции) и менее открытыми (условно «несклонными») регионами, а также вариация до и после шока торговли.

В работе используется методология оценки difference-in-difference (DD) для сопоставления изменений в неравенстве заработных плат между «склонными» и «несклонными» регионами. Данная методология оценки применялась в предыдущих исследованиях при изучении влияния интеграции развивающихся стран в мировую экономику на неравенство доходов. В частности, [7] применяли данную методологию на данных по Колумбии, [17] и [18] на данных по Мексике, [19] на данных по Индии, [8] на данных по Китаю.

Расчетной базой данных является Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (репрезентативная выборка), период наблюдений 1999-2012 годы. Отметим, что большинство независимых оценок

уровня дифференциации заработных плат в России для второй половины 1990-х и 2000-х годов сделаны именно по этим данным (см. [20]; [21]; [22]; [10]). В настоящем исследовании используется инструментарий квантильной регрессии для сопоставления реального роста доходов по различным квантограммам.

Используемая база данных позволяет проводить оценку влияния интеграции на неравенство с контролем на навыки и другие индивидуальные характеристики наблюдаемых индивидов. Также, используя подход, предложенный [23] для проведения декомпозиции изменений распределения доходов в российских регионах с целью выявления возможных каналов влияния интеграции на неравенство доходов в России.

1 Обзор литературы

1.1 Международная торговля и неравенство

Потенциальное влияние международной торговли на рынок труда какой-либо страны зависит от множества факторов, в том числе от объемов производства торгуемых товаров, от состояния международной финансовой системы и соотношений курсов валют, различных издержек торговли, характеристик самого рынка труда.

Сопоставим исторические данные о, так называемой, “открытости” экономик различных стран, измеряемой соотношением объемов международной торговли к объему ВВП страны (см. таблицу 1 ниже).

Таблица 1 – Открытость экономики ((экспорт+импорт)/ВВП), 1950-1992

Страна	1950	1973	1987	1992
Австралия	25.4	19.7	17.4	19.0
Австрия	16.6	30.3	35.3	38.9
Бельгия	31.0	54.5	67.8	68.5
Бразилия	7.9	8.9	7.8	8.3
Канада	10.3	22.9	26.1	27.0
Китай	-	2.9	12.6	16.7
Дания	28.7	29.5	30.5	33.2
Финляндия	18.2	16.8	25.6	26.3
Франция	14.1	17.1	20.6	22.4
Венгрия	-	35.9	38.1	33.7
Индия	6.3	4.6	7.6	10.7
Италия	9.3	18.4	19.2	19.8
Япония	9.2	10.0	8.8	9.0
Нидерланды	40.7	43.8	48.5	50.6
Норвегия	42.4	43.8	36.6	39.5
Швеция	21.4	25.7	31.5	27.0
Швейцария	26.0	31.5	35.1	34.2
Тайвань	7.6	22.3	24.4	22.5
Великобритания	23.3	24.9	26.0	24.5
США	4.2	6.8	9.8	10.9

Источник: [24]; Penn World Tables

Как можно наблюдать в таблице 1, для некоторых стран характерна высокая степень открытости экономики, например, Бельгия и Нидерланды (68% и 51% в 1992 году соответственно). С другой стороны, существует страны с незначительной долей открытости экономики, такие как, например, Бразилия, США, Япония (8%,

11% и 9% в 1992 году соответственно). Предположительно, межстрановые различия в этом показателе обусловлены тем, что все основные торговые партнеры Бельгии и Нидерландов расположены достаточно близко к ним, что снижает издержки торговли, а также развитостью финансовой системы этих стран. В то же время, например, Япония географически отдалена от своих основных торговых партнеров.

Из таблицы 1 также видно, что для ряда стран (Австралия, Бельгия, Дания, Франция, Япония, Швеция) характерно плавное увеличение торговли в ВВП. С середины XX-го века, большинство стран проводило политику по увеличению степени открытости экономики. В то же время, доля услуг в ВВП развитых стран стремительно увеличивалась. Так Кейнс [25] указывал на то, что рост доли сектора услуг (то есть производства неторгуемых товаров) является одним из факторов, ограничивающих международную торговлю. Так же Кейнс [25] отмечал, что с ростом доходов потребление будет переключаться на неторгуемые товары, такие как жилье, различные услуги, что будет приводить к снижению объемов международной торговли. Однако развитие телекоммуникационных технологий постепенно привело к тому, что такие услуги как, например, медицинская диагностика, образование, потребительские финансовые, страховые и прочие услуги стали торгуемыми товарами. В том числе и за счет этих изменений, открытость экономик увеличивается, вследствие чего возможны различные трансформации рынков труда различных стран.

Известно, что центральной концепцией международной торговли является концепция сравнительного преимущества. Сравнительное преимущество определяется относительной оснащенностью факторами производства и технологиями производства продукции, имеющихся у потенциальных торговых партнеров. С точки зрения торговли и рынков труда, важной характеристикой оснащенностью факторами страны является её наделенность квалифицированной и неквалифицированной рабочей силой. В отличие от полезных ископаемых, оснащенность трудом различной квалификации может и меняется во времени. Рассматривая глобальную динамику, отметим, что количество квалифицированного труда в период 1973-1993 гг. ежегодно увеличивалось на 3.6% (со 185 млн человек до 371 млн человек), тогда как количество

неквалифицированного труда в аналогичный период ежегодно увеличивалось на 1.6% (с 1485 млн. человек до 2065 млн. человек) [26]. В результате, доля квалифицированного труда из развитых стран в общемировом его объеме снизилась, тогда как в развивающихся странах, в частности, в Китае и Индии эта доля возросла (см. таблицу 2).

Таблица 2 – Оснащенность трудом различных стран, 1973, 1993, миллионов человек

Страна	Квалифицированный			Неквалифицированный			
	1973	1993	Рост, %		1973	1993	Рост, %
ЕС	32.4	49.2	2.1	113.1	108.5	-0.2	
Япония	24.7	30.5	1.1	30.0	32.9	0.5	
Канада	2.6	6.2	4.4	6.9	7.4	0.4	
США	42.6	72.1	2.7	50.8	52.7	0.2	
Мексика	1.3	4.4	6.4	15.2	29.0	3.3	
Китай	28.5	80.7	5.3	431.1	626.8	1.8	
Индия	9.9	26.3	5.0	225.6	315.2	1.7	
Мир	184.7	371.3	3.6	1485.0	2065.0	1.7	

Источник: [26]

На протяжении второй половины XX-го века внутристрановое неравенство в доходах увеличивалось. В таблице ниже представлены соотношения заработных плат квалифицированной и неквалифицированной рабочей силы в США в разбивке по отраслям (промышленность и прочие отрасли).

Таблица 3 – Соотношения квалифицированной (S) и неквалифицированной (U) рабочей силы в промышленности (m) и прочих отраслях (n), а также относительная заработка плата (rel) в США, 1973, 1979, 1989

	Sm/S	Um/U	Sm/Um	Sn/Un	rel
1973	0.190	0.334	0.166	0.355	1.34
1979	0.200	0.313	0.250	0.453	1.26
1989	0.161	0.228	0.390	0.602	1.45

Источник: [27]

Из таблицы 3 видно, что относительная заработка плата квалифицированных работников в США (rel) увеличивалась во времени. Очевидно, что торговля, развитие технологий и изменение совокупного спроса играют роль в установлении относительных заработных плат в различных странах. Отметим, что технологии развиваются очень быстро и распределяются неравномерно среди различных стран. Существует несколько теоретических подходов к рассмотрению

технологического развития и его влияния на экономику различных стран. Простейший подход заключается в том, что в результате технологического развития издержки производства индивидуальными фирмами снижаются, и по мере увеличения конкуренции, низкотехнологичные производства уходят с рынка [28] [29].

Наблюдавшееся во второй половине XX-го века увеличение объемов торговли по мере того как страны становились практически идентичными с точки зрения производственных технологий, привело к образованию теории внутриотраслевой торговли с особым акцентом на торговлю дифференцированными товарами и экономии от масштаба, специфической для каждой отдельной страны.

Современное технологическое развитие (начиная с 2000-х годов) не характеризуется межстрановой конвергенцией производственных технологий. Технологическое развитие, учитывая его неравномерное распределение по странам, может оказывать влияние на условия торговли отдельных стран и заработные платы в них.

1.2 Эмпирика экономики труда

Характерной чертой экономики труда как области экономической науки является преобладание эмпирических исследований, использующих различные статистические данные, над теоретическими работами. В таблице 4 содержится краткий обзор исследований по экономике труда, подтверждающих приведенный тезис.

Таблица 4 – Статьи в топ-8 экономических журналов

	Статьи по экономике труда					Все области экономики
	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1983	1994-1997	
Только теоретическая модель	14	19	23	29	21	44
Микроэкономические данные	11	27	45	46	66	28
Панельные данные	1	6	21	18	31	12
Экспериментальные данные	0	0	2	2	2	3
Кросс-секционные данные	10	21	21	26	25	9
Источник данных						
Панельное исследование	0	0	6	7	7	2

динамики доходов (PSID)						
Национальное лонгитюдное исследование (NLS)	0	3	10	6	11	2
Текущий обзор населения (CPS)	0	1	5	6	8	2
Опрос экономических возможностей (SEO)	0	4	4	0	1	0
Перепись населения	3	5	2	0	5	1
Другие микроэкономические источники данных	8	14	18	27	38	21
Временные ряды	42	27	18	16	6	19
Всего статей	89	127	184	183	187	983

Источник: [30] [31]

Около 80% исследований по экономике труда, опубликованных в рассматриваемый период, содержат эмпирическую часть, при этом, две трети исследований используют микроэкономические данные. Всплеск использования микроэкономических данных, во-многом, связан с тем, что, начиная с 1970-х годов, микроэкономические данные стали становиться более доступными для исследователей.

Помимо интенсивного использования микроэкономических данных, исследователи экономики труда опираются на достаточно широкий спектр источников данных. Так, доля исследований, в которых изучаются авторские наборы статистических данных (например, [32] [33]), в 1997 году достигла 38% от всего числа рассматриваемых работ.

Другой отличительной чертой экономики труда является использование наиболее продвинутых эконометрических техник. Этот тезис подтверждается тем фактом, что, начиная с 1970-х годов, большая часть наиболее инновационных эконометрических методов была выработана путем проведения исследований так или иначе связанных с экономикой труда (за исключением эконометрики временных рядов). К таким методам можно отнести модели с самоотбором выборки [34], непараметрические методы оценки цензурированных выборок [35], квантильные регрессии [36], квази-экспериментальные методы [37], различные методики идентификации оцениваемых параметров [38].

Эмпирические исследования экономики труда можно разделить на две категории: дескриптивный анализ и инференция причинно-следственных связей.

Дескриптивный анализ может выявлять неизвестные ранее факты о функционировании рынка труда, которые должны быть затем объяснены теоретически. Существует множество исследований подобного характера, раскрывающие и объясняющие такие социально-экономические явления как бедность, участие индивидов в рынке труда, разница в уровнях доходов [39] [40] [23]. Результаты этих исследований пробудили интерес экономистов к объяснению причин наблюдаемых явлений на рынке труда.

В отличие от дескриптивного анализа, целью инференции причинно-следственных связей является оценка эффектов различных, например, правительственные мер на показатели рынка труда. Стоит отметить, что дескриптивный анализ и инференция причинно-следственных связей не являются конкурирующими методами. Как было сказано выше, результаты дескриптивного анализа порождают интерес к проведению инференции причинно-следственных связей. Как правило, инференция является более трудоемкой задачей, дающей неоднозначные результаты.

1.2.1 Стратегии идентификации в инференции причинно-следственных связей

Предположим, что правительство, индивидуальный экономический агент или исследователь хотели бы знать, какой результат будет наблюдаться при изменении одной переменной. Однако появляется сложность выявления эффектов изменения именно в затрагиваемой переменной. С учетом этой сложности, например, в медицине эффективность и безопасность нового лекарства рандомизированно оценивается на экспериментальной и контрольной группах.

Подобный подход, позволяющий сглаживать смещение оценок, используется и в экономике труда, однако, по объективным причинам, исследователи редко имеют возможность работать с рандомизированным распределением наблюдений по таким переменным как образование, количество иммигрантов или ставки минимальных заработных плат. В связи с этим, необходимо контролировать оценки на наблюдаемые различия между субъектами выборки, используя различные эконометрические методы, в том числе, и инструментальные переменные.

1.2.1.1 Идентификация в регрессионных моделях

1.2.1.1.1 Контроль на ненаблюдаемые переменные

В таблице 5 приведен обзор исследований, в которых авторы предпринимали попытку приблизить наблюдаемую ситуацию к «естественному эксперименту» для оценки влияния изменений независимых переменных на зависимую переменную.

Таблица 5 – Обзор исследований с контролем на ненаблюдаемые факторы

Тип идентификации	Зависимая переменная	Основная независимая переменная	Метод оценки	Статьи
1. Контроль на скрытые факторы				
Контроль на способности и биографические (семейные) данные	Заработка плата	Уровень образования	МНК	[41]
Контроль на предыдущие значения зависимой переменной	Занятость Заработка плата	Программа переподготовки	МНК, подбор контрольной группы, подбор контрольной группы по индексу соответствия	[42] [43] [44]
2. Фиксированные эффекты, метод разности разностей				
Панельные данные, смена статуса индивидом	Заработка плата	Участие в профсоюзе Программа переподготовки	Анализ ковариации, Разность разностей	[45] [46]
Бегство из порта Мариэль	Занятость местного населения	Число иммигрантов	Разность разностей	[47]
Сравнение близнецов	Заработка плата	Уровень образования	Разность разностей, инструментальные переменные	[32]
3. Инструментальные переменные				
Год рождения Квартал года рождения	Заработка плата	Уровень образования	Двухшаговый МНК	[48] [49]
4. Разрывный дизайн				
Максимальный размер школьного класса	Оценки за экзамен	Размер класса	Двухшаговый МНК	[50]

Источник: [31]

Отметим, что исследователей давно беспокоит вопрос о том, является ли положительная взаимосвязь уровня образования с уровнем доходов причинно-следственной связью. Этот вопрос вызван тем, что часто можно наблюдать случаи, при которых у индивидов с более высоким уровнем образования есть другие характеристики, например, богатые родители, что также положительно связано с высоким уровнем доходов. Также, из функции отдачи от инвестиций в человеческий капитал, описываемой выше, следует, что индивиды различаются в ненаблюдаемых способностях, что также определяет уровень образования. Наиболее распространенной идентификационной стратегией при оценке отдачи от образования является регрессионный анализ с контролем прочие переменные. Типичное оцениваемое уравнение выглядит следующим образом:

$$Y_i = X_i \beta + \rho_r S_i + e_i. \quad (55)$$

где Y_i – доход индивида i , X_i – вектор объясняющих переменных (в том числе, контроль на способности и семейные данные), S_i – уровень образования, e_i – ошибка. Вопрос о причинно-следственной связи возникает при интерпретации коэффициентов при уровне образования и при векторе других объясняющих переменных. Например, оценки этих коэффициентов можно рассматривать как наилучшее линейное несмешенное объяснение Y_i . Такие оценки не указывают на причинно-следственную связь: ошибка такого уравнения не коррелирует с регрессорами просто потому, что условия первого порядка таковы, что $E[e_i X_i] = 0$ и $E[e_i S_i] = 0$. Оценки одних из первых регрессий, подобных (55), приведены в таблице ниже.

Таблица 6 – МНК оценки первых регрессий с контролем на ненаблюдаемые факторы

	[41]	[51]	[52]	[53]	[54]
Оценки МНК					
Без контроля на способности	0.0205 (0.0285)	0.0346 (0.007)	0.022 (0.005)	0.0508 (0.0039)	0.041 (0.006)
Контроль на способности	0.0213	0.0171 (0.0074)	0.014 (0.005)	0.0433 (0.0044)	0.030 (0.007)
Переменная способностей	SAT по математике	AFQT тест	IQ	AFQT тест	IQ
Другие	Образование	Возраст,	Возраст,	Возраст,	Возраст,

регрессоры	, профессия, опыт работы	происхождение	опыт работы	образование, характеристики родителей	происхождение, образование, характеристики родителей
Зависимая переменная	Годовой доход в 1966 году	Годовой доход в 1962 году	Часовой доход в 1969 году	Недельный доход в 1967 году	Часовой доход в 1973 году
Наблюдения	694	2403	1362	1454	897

Источник: [31]

Первая строка таблицы 6 содержит оценки уравнения без контроля способностей индивида, тогда как во второй строке в уравнение добавляются переменные, контролирующие оценку на способности индивида. Нужно отметить, что коэффициенты при переменной образований в таблице выше несколько меньше получаемых исследователями с использованием более современных данных. Это обусловлено такими факторами как усиление взаимосвязи между образованием и доходами, а также тем, что в статьях, представленных в таблице выше, изучались выборки, состоящие из молодых мужчин. В таблице показано, что контроль на способности и характеристики родителей снижает значение коэффициента при переменной образования, что означает, что, по крайней мере, какая-то часть доходов объясняется прочими факторами, помимо образования.

Какие условия должны быть соблюдены, чтобы регрессионные уравнения подобные (55) имели интерпретацию в терминах причинно-следственной связи? В этом случае, причинно-следственная связь может строиться на предпосылке о функциональной зависимости между образованием и доходом, которое можно записать в виде

$$Y_{S,i} = f_i(S). \quad (56)$$

Эта функция показывает потенциальные доходы индивида в зависимости от уровня образования. Заметим, что функция $f_i(S)$ имеет индекс i , тогда как параметр S не имеет такого. Это означает, что хотя S является переменной величиной, эта величина не является случайной. Иными словами, функция $f_i(S)$ показывает, какой доход будет иметь индивид i при любом уровне образования S , а не только при реализовавшемся уровне, S_i .

Теперь $f_i(S)$ может быть связана с наблюдаемой взаимосвязью между образованием и доходом с помощью выражения вида:

$$f_i(S) = \beta_0 + \rho S + \eta_i. \quad (57)$$

Помимо того упрощения, что данное уравнение является линейным, из него следует, что взаимосвязь между образованием и доходами является одинаковой для всех индивидов. Заметим, что единственным параметром, который будет различным для разных индивидов, является ошибка уравнения, η_i , отражающая ненаблюдаемые факторы, влияющие на доходы. В рамках представленного уравнения, доход индивида без какого-либо образования будет равен $\beta_0 + \eta_i$.

Подставляя наблюдаемый уровень образования, S_i , вместо S в выражение (57), получаем:

$$f_i(S) = \beta_0 + \rho S_i + \eta_i. \quad (58)$$

Выражение (58) в явном виде содержит причинно-следственную связь между переменными. МНК оценка параметра ρ из выражения (58) имеет предел по вероятности

$$C(Y_i, S_i)/V(S_i) = \rho + C(S_i, \eta_i)/V(S_i). \quad (59)$$

Член $C(S_i, \eta_i)/V(S_i)$ является оценкой коэффициента при переменной образования в регрессии η_i на S_i , и отражает корреляцию между реализовавшимся уровнем образованием S_i и ненаблюдаемыми способностями индивида, η_i . Если бы уровни образования распределялись случайным образом среди индивидов, то в линейной модели мы бы имели $C(S_i, \eta_i) = 0$. Однако в действительности, уровень образования отражает принятые каждым индивидом решения и различные прочие факторы, что порождает корреляцию между η_i и S_i . Впоследствии, это приводит к тому, что обычные МНК оценки параметра образования не являются состоятельными.

Регрессионная стратегия, направленная на решение этой проблемой, заключается в проведении достаточно простой процедуры, а именно в

представлении случайного ненаблюданого члена уравнения (способностей), η_i , в качестве линейной функции наблюдаемых характеристик индивида и ошибки, ε_i :

$$\eta_i = X_i' \beta + \varepsilon_i. \quad (60)$$

где X_i – вектор наблюдаемых характеристик индивида. Очевидно, что это выражение означает, что ε_i и X_i не коррелированы. Ключевая идентифицирующая предпосылка состоит в том, что наблюдаемые характеристики индивида, X_i , являются единственной причиной, по которой η_i и S_i (что равнозначно $f_i(S)$ и S_i , соответственно) коррелированы, то есть $E[S_i \varepsilon_i] = 0$ [55]. В этих условиях, имеем

$$C(Y_i, S_i)/V(S_i) = \rho + \Gamma_{sx}' \beta, \quad (61)$$

где Γ_{sx} – вектор оценок коэффициентов при переменных X_i в регрессии X_i на S_i . Выражение (61) позволяет учесть проблему пропущенных переменных в уравнении. Если пропущенные переменные положительно связаны с доходом ($\beta > 0$) и уровнем образования ($\Gamma_{sx} > 0$), тогда доходы индивида больше объясняются членом $C(Y_i, S_i)/V(S_i)$, чем уровнем образования, ρ .

Итак, уровни образования не распределяются случайным образом среди индивидов, и исследователи не имеют полного представления об этом процессе. Это определяет важность подбора объясняющих переменных. Очевидно, что к таким переменным должны относиться все переменные, коррелированные с уровнем образования и доходами. Оценки за различные квалификационные тесты имеют хорошую предсказательную силу, так как многие образовательные учреждения используют эти оценки при принятии решения о зачислении индивида и выделению ему финансовой помощи (в виде стипендии, например). С другой стороны, очевидно, что результаты тестов являются идеальным контролем при оценке разницы в доходах более и менее образованных индивидов. В частности, в пользу этого тезиса говорит тот факт, что добавление в регрессионное уравнение, например, параметра доходов родителей индивида снижает оценку коэффициента при переменной уровня образования.

Отметим другую проблему регрессионного анализа уровня доходов в зависимости от образования. Дело в том, что объясняющие переменные,

используемые для контроля на ненаблюдаемые способности индивида, могут быть эндогенными [53] [56] [57]. Так, если и доход, и оценки за квалификационные тесты объясняются уровнем образования, то оценки за квалификационные тесты не могут считаться экзогенной переменной и использоваться в качестве контроля в уравнении, объясняющем доходы. Предположим, что образование влияет как на оценки за тесты, так и на доходы индивида, и что эффект образования на оценки можно представить в виде модели

$$A_i = \gamma_0 + \gamma_1 S_i + \eta_{li}. \quad (62)$$

Эта модель может быть интерпретирована так, что получение дополнительного образования улучшает результаты прохождения тестов (случай $\gamma_1 > 0$). Будем предполагать, что $C(S_i, \eta_{li}) = 0$, тогда оценки коэффициента при γ_1 будут состоятельными. Теперь вопрос состоит в том, какой результат будет наблюдаться, в случае добавления параметра A_i в регрессию, объясняющую уровень образования, с целью контроля на ненаблюдаемые характеристики индивида?

Эндогенность A_i в этом случае означает, что η_i и η_{li} скоррелированы. Вероятно, индивиды с более высокими баллами по квалификационным тестам имеют относительно высокие доходы не только из-за более высокого уровня образования, но и в силу других причин. С учетом этого, можно предположить, что $C(\eta_i, \eta_{li}) > 0$. В этом случае, коэффициент при переменной S_i в регрессии Y_i на S_i и A_i будет являться несостоятельной оценкой эффекта образования. Оценка пределов по вероятности показывает, что МНК оценка коэффициента при переменной образования в модели, включающей переменную A_i сходится к

$$C(Y_i, S_{Ai}) / V(S_{Ai}) = \rho - \gamma_1 \phi_{01}, \quad (63)$$

где S_{Ai} – оценка ошибки в регрессии S_i на A_i , ϕ_{01} – оценка коэффициента при переменной η_{li} в регрессии η_i на η_{li} . Так как $\gamma_1 > 0$ и $\phi_{01} > 0$, контроль на эндогенную переменную оценки за квалификационный тест снижает оценку коэффициента при переменной образования.

Именно проблемы измерения и эндогенности объясняют широкое использование в экономике труда более продвинутых методов, чем простой регрессионный анализ. Наиболее распространенными методами являются метод инструментальных переменных, двухшаговый метод наименьших квадратов, а также модели латентных (скрытых) переменных. Основной сложностью использования более продвинутых моделей является подбор валидных инструментов для образования и ненаблюдаемых способностей индивида.

1.2.1.1.2 Фиксированные эффекты и оценивание методом разность разностей

Основная идея оценки моделей с фиксированными эффектами состоит в использовании повторяющихся наблюдений для контроля за ненаблюдаемыми и неизменяющимися во времени характеристиками, связанными как зависимой, так и с независимыми переменными. Классическим примером оценивания модели с фиксированными эффектами является оценка влияния вступления индивида в профсоюз на его доход. Допустим, для каждого индивида существует два потенциальных исхода: Y_{0i} доход индивида, если он не вступает в профсоюз, и Y_{1i} доход индивида, если он вступает в профсоюз. Этот пример отличается от случая, когда доход индивида зависит от уровня его образования, за тем лишь исключением, что участие в профсоюзе представляет собой бинарную переменную (индивидуал либо участвует, либо не участвует). Эффект участия индивида в профсоюзе равен $Y_{1i} - Y_{0i}$, однако он никогда не наблюдается напрямую, так как наблюдаться может лишь один из этих исходов.

Обычно, анализ ситуации с участием индивида в профсоюзе начинается со спецификации регрессионной модели для потенциальных исходов, где

$$Y_{0i} = X_i \beta + \varepsilon_i, \quad Y_{1i} = Y_{0i} + \delta. \quad (64)$$

Как и в случае с образованием, Y_{0i} представлена в качестве линейной функции наблюдаемых характеристик индивида $X_i \beta$ и ошибки, ε_i , не скоррелированных между собой. Используя U_i для обозначения индивидов-членов профсоюза, запишем регрессионное уравнение для нашей задачи:

$$Y_i = X_i' \beta + U_i \delta + \varepsilon_i. \quad (65)$$

В различных исследованиях (см. [58] [59]) показано, что решение о вступлении в профсоюз, помимо прочего, определяется доходом, получаемым индивидом до вступления в профсоюз. Это значит, что параметр U_i скоррелирован с ошибкой, что приводит к тому, что МНК не оценивает причинно-следственную связь (параметр δ). Альтернативой МНК в этом случае может служить использование панельных данных, которые позволяют работать с повторяющимися наблюдениями по каждому индивиду для контроля на ненаблюдаемые индивидуальные характеристики, не изменяющиеся во времени [45].

Приведем пример использования фиксированных эффектов при оценке влияния вступления в профсоюз на доход индивида. Пусть $t = 1, \dots, T$ – число периодов наблюдения за индивидом, тогда

$$Y_{0it} = X_{it}' \beta_t + \lambda \alpha_i + \xi_{it}. \quad (66)$$

где α_i – ненаблюдаемый факторы по индивиду i , которые гипотетически могли бы использоваться в качестве контрольных, если бы были наблюдаемы. В рамках представленного уравнения ошибки нескоррелированы с наблюдаемыми характеристиками индивида. Регрессия, позволяющая оценивать причинно-следственную связь на панельных данных, будет иметь вид:

$$Y_{it} = X_{it}' \beta_t + U_{it} \delta_t + \lambda \alpha_i + \xi_{it}. \quad (67)$$

Идентифицирующими (причинно-следственную связь) предпосылками является то, что коэффициент не изменяется во времени, а также то, что

$$E[U_{it} \xi_{is}], \quad s = 1, \dots, T. \quad (68)$$

Другими словами, вне зависимости от причин корреляции между U_{it} и ненаблюдаемыми характеристиками индивида, они могут быть представлены в виде аддитивного члена α_i , не изменяющегося во времени (то есть имеющего один и тот же коэффициент в каждый момент времени). МНК оценка уравнения разностей, которое будет давать состоятельную оценку, приобретет вид:

$$Y_{it} - Y_{it-k} = X_{it}' \beta_t - X_{it-k}' \beta_{t-k} + U_{it} \delta_t - U_{it-k} \delta_{t-k} + (\xi_{it} - \xi_{it-k}). \quad (69)$$

В целом, любая трансформация данных, которая устраняет влияние параметра α_i , может быть использована для оценки подобных моделей. Часто можно встретить использование методов анализа отклонений от средних (или методов ковариационного анализа), при оценке моделей, в которых параметры β_i и δ_i предполагаются фиксированными. Анализ отклонений от средних представляет собой МНК оценку следующего уравнения:

$$Y_{it} - \tilde{y_i} = \beta'(X_{it} - \tilde{x_i}) + \delta(U_{it} - \tilde{u_i}) + (\xi_{it} - \tilde{\xi_i}), \quad (70)$$

где \sim означает средний показатель индивида по каждому из параметров. В некоторых случаях, ковариационный анализ предпочтительнее оценок в разностях, в частности, для моделей с нормально распределенной гомоскедастичной ошибкой, ковариационный анализ, по сути, оценивает функцию максимального правдоподобия.

Укажем основные недостатки оценивания моделей с фиксированными эффектами. Ковариационный анализ, а также оценивание в разностях дают несостоительные оценки в случаях, когда процесс, определяющий U_{it} , зависит от лагированных значений зависимой переменной [60] [44]. Другим потенциальным недостатком оценивания моделей с фиксированными эффектами является то, что ошибка измерения может увеличиваться в результате трансформаций данных, устраниющих индивидуальные эффекты [61]. Наиболее важным недостатком оценивания моделей с фиксированными эффектами является тот факт, что ненаблюдаемые характеристики или пропущенные переменные могут быть представлены в виде аддитивного члена, не изменяющегося во времени, так как эта предпосылка не имеет никакого обоснования с точки зрения экономической теории. С другой стороны, оценивание моделей с фиксированными эффектами позволяет получать идентифицируемые зависимости и интуитивно интерпретируемые результаты.

Оценивание методом «разность разностей».

Методологически оценивание методом разность разностей состоит в следующем. В простейшем случае, наблюдаются исходы по двум группам за два периода времени. Одна из групп (экспериментальная) подвергается эксперименту во второй период времени, но не подвергается в первый. Вторая группа

(контрольная) не подвергается эксперименту ни в один из периодов. Метод разности разностей вычисляет влияние эксперимента (т. е. независимой переменной) на результат (т. е. на зависимую переменную), сравнивая среднее изменение во времени зависимой переменной для экспериментальной и контрольной групп. Другими словами, этот способ измеряет разность разностей между экспериментальной и контрольной группами во времени [62]. Метод разности разностей использовался в сотнях исследований, посвященных экономике труда. В качестве примера одной из первых таких работ можно привести исследование [63], в котором автор использует метод разности разностей для оценки влияния изменения минимальных заработных плат на занятость.

Раскроем суть метода разность разностей на примере исследования [47], в котором изучалось влияние иммиграции на занятость местного населения. Некоторые наблюдатели склонны считать иммиграцию нежелательным явлением по причине того, что низкоквалифицированный труд иммигрантов может снижать спрос на низкоквалифицированный труд местного населения. Впрочем, устойчивых эмпирических результатов, подтверждающих подобные опасения, не существует [64].

В работе [47], автор анализирует последствия миграции кубинцев из Кубы в Майами в рамках «Бегства из порта Мариэль» в 1980 году. В частности, вопрос, на который пытается ответить автор следующий: каково было влияние иммиграции из Кубы (увеличившей численность рабочей силы Майами примерно на 7% в период с мая по сентябрь 1980 года) на занятость и заработные платы местного населения. Важной составляющей идентификационной стратегии в данном исследовании являлся выбор городов, с которыми сравнивался Майами в случае отсутствия «Бегства из порта Мариэль». Такими городами автором были выбраны Атланта, Лос-Анджелес, Хьюстон и Тампа-Бэй. Эти города были выбраны в связи с тем, что, как и в Майами, в них проживают значительные афроамериканские и испаноговорящие диаспоры, а также в связи с тем, что обычно приток иммигрантов влияет именно на группы, которые представляют различные меньшинства. Наиболее важно, что в этих городах наблюдаются схожие с Майами тренды занятости, по крайней мере, начиная с 1976 года (см. Рисунок 1).



Рисунок 1 – Изменения занятости в Майами и 4 сравниваемых городах.

Источник: [47]

Рассмотрим основные результаты [47]. Как было сказано выше, автор в своем исследовании опирался на методику оценивания разность разностей. В таблице 7 представлены результаты оценки методом разность разностей влияния притока иммигрантов в Майами на безработицу местного населения в разбивке по происхождению индивидов.

Таблица 7 – Результаты оценки влияния притока иммигрантов в Майами на безработицу местного населения в разбивке по происхождению индивидов, метод разность разностей

Group	Year		
	1979 (1)	1981 (2)	1981–1979 (3)
<i>Whites</i>			
(1) Miami	5.1 (1.1)	3.9 (0.9)	-1.2 (1.4)
(2) Comparison cities	4.4 (0.3)	4.3 (0.3)	-0.1 (0.4)
(3) Miami-Comparison Difference	0.7 (1.1)	-0.4 (0.95)	-1.1 (1.5)
<i>Blacks</i>			
(4) Miami	8.3 (1.7)	9.6 (1.8)	1.3 (2.5)
(5) Comparison cities	10.3 (0.8)	12.6 (0.9)	2.3 (1.2)
(6) Miami-Comparison Difference	-2.0 (1.9)	-3.0 (2.0)	-1.0 (2.8)

Источник: [47]

В первой колонке приведены оценки для безработицы в 1979 году, во второй колонке приведены оценки для безработицы в 1981 году, тогда как третья колонка содержит разность оценок для 1981 и 1979 годов. По строкам приводятся оценки для Майами, сравниваемых городов, а также для разности между сравниваемыми городами и Майами. Например, в период с 1979 по 1981 год, безработица среди афроамериканского населения Майами выросла примерно на 1.3%, однако это изменение незначительно. Безработица среди афроамериканского населения сравниваемых городов выросла примерно на 2.3%. Разница этих двух величин, - 1%, является оценкой разности разностей. Эта величина показывает влияние «бегства из порта Мариэль» на безработицу среди афроамериканского населения Майами. В этом случае, влияние действительно является отрицательным, хотя оно едва отличимо от нуля.

Объяснением использования подобной эмпирической стратегии может быть объяснено ограничениями функции условных средних значений безработицы в отсутствии «бегства из порта Мариэль». Как и в рассмотренном ранее примере с профсоюзом, пусть Y_{0i} статус занятости индивида в отсутствие «бегства из порта Мариэль», и Y_{1i} статус занятости индивида при наличии «бегства из порта Мариэль» (то есть притока иммигрантов в город его проживания). Безработица в городе c в год t задается выражением $E[Y_{0i} | c, t]$ в случае отсутствия иммиграции и выражением $E[Y_{1i} | c, t]$ в обратном случае. В действительности, нам известно, что «бегство из порта Мариэль» произошло в Майами (иммиграционные последствия наблюдались в Майами) в 1980 году, так что единственные наблюдаемые значения $E[Y_{1i} | c, t]$ будут наблюдаться для $c = \text{Майами}$ и $t > 1980$. Исследование [47] также оценивает обратный сценарий, $E[Y_{1i} | c = \text{Майами}, t > 1980]$, то есть отвечает на вопрос, какие значения приобрела безработица в Майами в отсутствие иммиграционной волны.

Метод разность разностей идентифицирует причинно-следственную связь путем накладывания определенных ограничений на функцию условных средних значений $E[Y_{0i} | c, t]$. В частности, предположим, что

$$E[Y_{0i} | c, t] = \beta + \gamma_c, \quad (71)$$

то есть в отсутствие иммиграционной волны, показатель безработицы может быть представлен в виде суммы эффектов на время (год), одинаковых для всех городов, и эффектов городов, не меняющихся во времени. Предположим также, что эффект от миграционной волны эквивалентен простому добавлению некоторой константы к $E[Y_{0i} | c, t]$, то есть

$$E[Y_{li} | c, t] = E[Y_{0i} | c, t] + \delta. \quad (72)$$

Отсюда следует, что статус занятости индивидов, проживающих в Майами и сравниваемых городах в 1979 и 1981 годах можно записать как

$$Y_i = \beta_t + \gamma_c + \delta M_i + \varepsilon_i, \quad (73)$$

где $E[\varepsilon_i | c, t] = 0$ и M_i – дамми-переменная, принимающая значение 1 для индивидов из Майами. Рассчитывая разницу в безработице между различными городами и во времени, получаем

$$\begin{aligned} & \{E[Y_i | c = \text{Майами}, t = 1981] - E[Y_i | c = \text{Сравниемые города}, t = 1981]\} \\ & - \{E[Y_i | c = \text{Майами}, t = 1979] - E[Y_i | c = \text{Сравниемые города}, t = 1979]\} = \delta \end{aligned} \quad (74)$$

Теперь, регрессионное уравнение для оценки разности разностей можно записать как

$$Y_i = X_i' \beta_0 + \beta_t + \gamma_c + \delta M_i + \varepsilon_i, \quad (75)$$

где X – вектор наблюдаемых индивидуальных наблюдаемых характеристик. Добавление X будет изменять оценки коэффициентов при переменной δ только в случае, если параметры M и X скоррелированы.

Разумеется, использование метода разность разностей, равно как и использование других эконометрических методов, не гарантирует строгой идентификации причинно-следственных связей [65]. Ключевой идентифицирующей предпосылкой в данном методе является то, что перекрестный член, коэффициент при котором призван отражать величину эффекта, в рассмотренном выше случае, иммиграционной волны, будет равен нулю при отсутствии иммиграционной волны. Более того, не исключено, что тренды безработицы в различных городах будут различными вне зависимости от таких шоков как приток иммигрантов, однако одной из ключевых предпосылок метода разность разностей является то, что в отсутствие притока иммигрантов тренды безработицы в различных городах были бы одинаковы.

1.2.1.1.3 Инструментальные переменные

Инструментальные переменные представляют собой переменные, коррелирующие с независимыми переменными, но не коррелирующие с ошибкой. На примере работы [66], рассмотрим метод инструментальных переменных на примере оценки влияния службы в армии на доходы индивида. В 1960-70-е годы в США молодые люди призывались в армию в связи с мобилизацией, связанной с войной во Вьетнаме. Как и в рассмотренном ранее примере с профсоюзом, пусть Y_{0i} доход индивида, не попавшего под призыв, и Y_{1i} доход индивида, отслужившего в армии. Специфицируем регрессионную модель для потенциальных исходов,

$$Y_{0i} = \beta_0 + \eta_i, \quad Y_{1i} = Y_{0i} + \delta. \quad (76)$$

где $\beta_0 \equiv E[Y_{0i}]$. Мы хотим оценить коэффициент при параметре δ . Как и в случаях с профсоюзом и образованием, параметр η_i является параметром ненаблюдаемых факторов, оказывающих влияние на зависимую переменную, однако на данном этапе в модели отсутствуют наблюдаемые независимые переменные для случая Y_{0i} . Используя D_i для обозначения отслуживших индивидов, запишем регрессионное уравнение для нашей задачи:

$$Y_i = \beta_0 + D_i \delta + \eta_i. \quad (77)$$

Как и в случаях с профсоюзом и образованием, существует сомнение по поводу случайного распределения параметра D среди индивидов, что может приводить к тому, что сравнение отслуживших в армии индивидов с не служившими индивидами будет некорректно идентифицировано. Предположим, что индивиды с низкими способностями зарабатывания денег на гражданской службе более склонны к службе в армии (чему может быть множество разных причин). Тогда коэффициент D в регрессии (77) будет недооценен:

$$E[Y_i | D_i = 1] - E[Y_i | D_i = 0] = \delta + \{E[\eta_i | D = 1] - E[\eta_i | D = 0]\} < \delta. \quad (78)$$

Метод инструментальных призван устранять подобное смещение оценок путем подбора переменной Z_i , которая будет скоррелирована с D_i , но не скоррелирована с ошибкой. В качестве инструментальной переменной в случае США можно использовать данные об обязанности несения службы в армии, так

как эта обязанность в определенные годы определялась путем лотереи (то есть случайного процесса). В частности, в период 1970-1972 годах, первыми «разыгрывались» индивиды, которым либо исполнилось, либо исполнится 20 лет в текущем календарном году. Далее следовали индивиды в возрасте 21 года, 22 лет, 23, 24, 25, 19 и 18 лет. В действительности, многие индивиды, которые по результатам лотереи, должны были нести службу, не уходили в армию по причине медицинских или других ограничений. В то же время, индивиды, которых не призывали в армию по результатам лотереи, уходили в неё добровольно. Таким образом, D не определяется в рамках совершенно случайного процесса, что означает, что корреляция между D и воинской обязанностью всё же существует.

В таблице 8 представлены оценки влияния проведения призывающей лотереи на доходы индивидов, полученных с использованием метода инструментальных переменных.

Таблица 8 – Оценки влияния службы в армии на доходы мужчин в США

Доходы, год	Доходы		Отслуживавшие индивиды		Оценка разницы для отслуживших
	Среднее	Эффект призыва	Среднее	Эффект от призыва	
Рожденные в 1950					
1981	16461	-435.8 (210.5)	0.267	0.159 (0.040)	-2741 (1324)
1970	2758	-233.8 (39.7)			-1470 (250)
1969	2299	-2.0 (34.5)			
Рожденные в 1951 году					
1981	16049	-358.3 (203.6)	0.197	0.136 (0.043)	-2635 (1497)
1971	2947	-298.2 (41.7)			
1970	2379	-44.8 (36.7)			

Источник: [66]

Для индивидов, которые могли быть призваны на службу в 1970-1971 гг., эффект призыва явно отрицательно влиял на уровень доходов в последующие годы. Для индивидов, рожденных в 1950-м году наблюдается отрицательный эффект призыва на доходы 1970 году (то есть, в году, в который они были призваны в армию), а также на доходы спустя десять лет, то есть в 1981 году. Также для индивидов, рожденных в 1951-м году наблюдается значительный отрицательный эффект призыва на доходы 1971 и 1981 годах, но какой-либо явный эффект призыва годом ранее (то есть в 1970 году, когда никто из индивидов, рожденных в 1951 году, не был призван) отсутствует. Подобное распределение

изучаемых эффектов во времени свидетельствует о том, что служба в армии снижает доходы индивидов.

Важной особенностью использования метода инструментальных переменных является относительная простота оценки и интерпретации предположений, идентифицирующих причинно-следственную связь между параметрами задачи. Исходная предпосылка о причинно-следственной связи в представленной задаче базируется на том, что $E[Y_i | Z_i]$ изменяется при изменении Z_i в связи с тем, что $E[D_i | Z_i]$ изменяется при изменении Z_i . Простым способом проверки корректности данного утверждения является анализ взаимосвязи между Z_i и наблюдаемыми характеристиками индивида, на которые не должен влиять параметр D_i , такими как, возраст, происхождение, пол.

Отметим, что в большинстве случаев использования метода инструментальных переменных, предпосылка о том, что $E[Z_i \eta_i] = 0$ (при контроле на прочие наблюдаемые факторы X_i) является широко используемой в исследованиях. Если представить случайный ненаблюденный член уравнения $Y_{0i} = \beta_0 + \eta_i$, η_i , в качестве линейной функции наблюдаемых характеристик индивида и ошибки, ε_i , получим:

$$Y_i = X_i \beta + D_i \delta + \varepsilon_i. \quad (79)$$

Из этого выражения следует, что ε_i и X_i не коррелированы. Подобные регрессии обычно оцениваются исследователями с помощью двухшагового метода наименьших квадратов. В рамках данного метода, предсказанные значения коэффициентов при независимых переменных из регрессии D_i на X_i и Z_i подставляются в выражение (79).

Основным недостатком использования метода инструментальных переменных можно обозначить трудность подбора валидного инструмента, то есть наличия риска того, что η_i и Z_i будут коррелированы. Допустим, что Z_i скоррелирован с вектором независимых переменных X_i , однако исследователь не

осведомлен об этом. В этом случае, оценка методом инструментальных переменных будет иметь предел по вероятности

$$\delta + \beta \{E[X_i | Z_i = 1] - E[X_i | Z_i = 0]\} / \{E[D_i | Z_i = 1] - E[D_i | Z_i = 0]\}. \quad (80)$$

Это выражение имеет вид, схожий с выражением для проблемы пропущенных переменных. Из него следует, что небольшое смещение оценок в результате пропуска переменных будет значительно ухудшать корректность оценок, так как такое смещение в оценке методом инструментальных переменных будет умножаться на $\{E[D | Z=1] - E[D | Z=0]\}^{-1}$.

Также следует отметить, что случайное распределение какого-либо параметра среди наблюдаемых индивидов не обеспечивает валидность используемых инструментов. В частности, хотя случайное распределение среди индивидов параметра Z_i обеспечивает идентифицируемость причинно-следственной связи между Y_i и Z_i , оно не означает, что единственной причиной наличия подобной причинно-следственной связи является параметр D_i [67].

Использование двухшагового метода наименьших квадратов может приводить к смещению оценок в результате конечной длины выборки (finite-sample bias). Стандартная оценка двухшагового метода наименьших квадратов основывается на асимптотической теории, то есть на некоторых аппроксимациях, корректность которых увеличивается по мере расширения выборки. В большинстве случаях, на той же теории основываются оценки обычного метода наименьших квадратов с предположением о нормально распределенных ошибках. Ключевым различием метода инструментальных переменных и обычного метода наименьших квадратов является то, что даже в отсутствие нормально распределенных ошибок, метод наименьших квадратов дает несмещенные оценки коэффициентов при переменных, оцененных в рамках регрессий, выборкой которых является вся генеральная совокупность (или большая ее часть) [68]. Оценки методом инструментальных переменных являются состоятельными и несмещеными. Общей закономерностью является то, что смещение оценок при оценке методом инструментальных переменных является тем больше, чем менее валиден инструмент и чем меньше выборка. Также исследователи указывают на

тот факт, что использование метода инструментальных переменных может давать существенно смещенные оценки даже при оценивании на больших выборках [69].

1.2.1.1.4 Методы разрывного дизайна

Метод разрывного дизайна (regression discontinuity) впервые был предложен в работе [70] в качестве альтернативы рандомизированным экспериментам для оценивания эффектов воздействия различных программ. Авторы, анализируя наличие у части студентов именных стипендий на результаты успеваемости, использовали тот факт, что присуждение этих наград было основано на наблюдаемых значениях специальных экзаменационных тестов. В рамках исследования, победителями становились все соискатели, получившие оценку выше минимальной. Идея авторов состояла в том, что исследователь может использовать информацию об установленном пороге (разрыве) в значениях теста (выше или ниже минимальной оценки теста) для выявления эффекта влияния именной стипендии на уровень успеваемости среди лиц, которые получили оценки выше или ниже пороговой оценки (точки разрыва). При соблюдении некоторых условий распределение в группы воздействия и контрольную может рассматриваться как полностью случайное в непосредственной близости от порогового значения.

Одним из примеров использования методологии разрывного дизайна является исследование Ангриста и Лави [71]. Авторы используют разрывный дизайн для оценки влияния численности классов в израильских общеобразовательных школах на успеваемость учащихся, в условиях, что официально численность класса не может превышать 40 человек. Авторы называют максимальную численность классов в Израиле «правило Маймонида» в честь еврейского философа 12 века, который одним из первых заметил наличие корреляции между численностью класса и успеваемостью учеников. Согласно правилу Маймонида, средняя численность класса будет пропорционально увеличиваться до тех пор, пока не наберется 40 человек. В случае, если набирается 41 человек, то средняя численность класса значительно снижается (с 40 до 20.5), так как в этом случае будут разделены на два класса (численность 20 и 21 человек, соответственно). Аналогично, в случае набора 80 учеников средняя численность класса будет составлять 40 человек, однако в случае набора 81 ученика, средняя

численность класса снизится до 27 человек. Таким образом, численность классов также имеет некоторый порог (разрыв), что позволяет применять метод разрывного дизайна.

Правило Маймонида можно представить в формальном виде. Пусть b_s есть численность набранных учеников заданного класса в школе s , а z_s - установленная численность классов в школе s . Если предположить, что все ученики разделяются на классы одинаковой численности, то ожидаемую численность классов можно представить как $z_s = \frac{b_s}{\left(\int \frac{b_s - 1}{40}\right) + 1}$. Эта функция для учеников 5 классов израильских

школ по состоянию на 1991 год представлена на рисунке 2 ниже вместе с показателем фактической величины пятых классов.

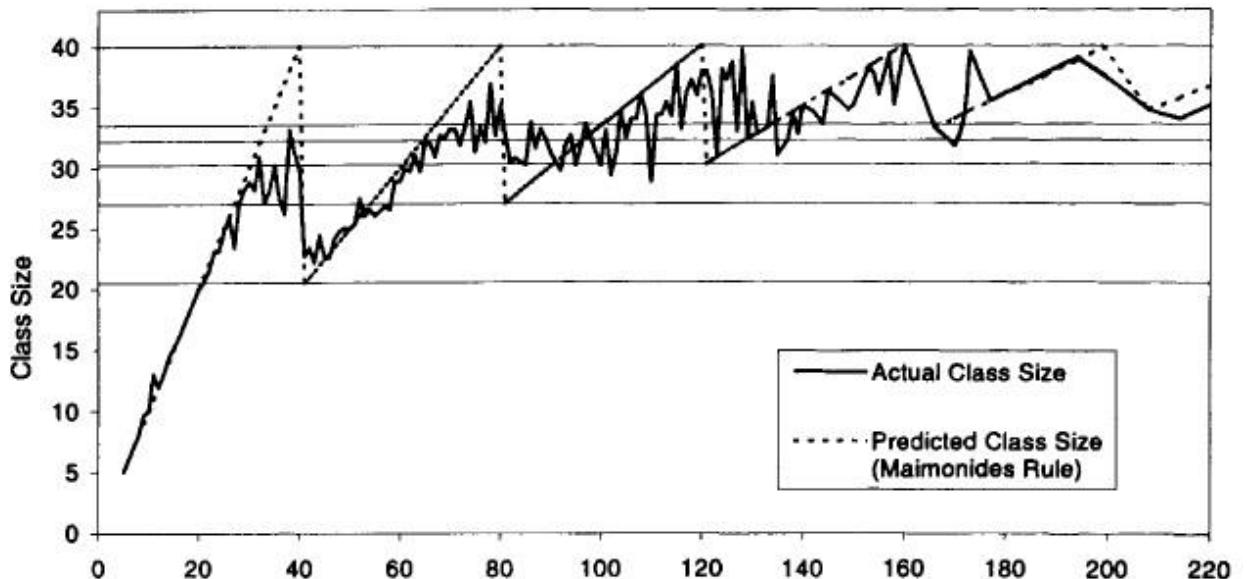


Рисунок 2 – Предсказанная средняя численность 5-го класса и фактическая средняя численность 5-го класса в израильских общеобразовательных школах

Источник: по данным [71]

По оси абсцисс отложена численность набранных 5-классников в общеобразовательные школы, по оси ординат отложены предсказанная и фактическая средняя численность классов. Авторы обоснованно указывают на то, что, хотя правило Маймонида не строго предсказывает среднюю численность классов по причине того, что численность классов может определяться исходя из каких-либо прочих факторов, кривая средней численности классов имеет

пилообразную форму. То есть в целом, правило Маймонида применимо для описания снижения средней численности класса при росте числа учеников.

На рисунке 3 ниже показана корреляция между оценками учеников по стандартизованным экзаменам и средней численностью классов.

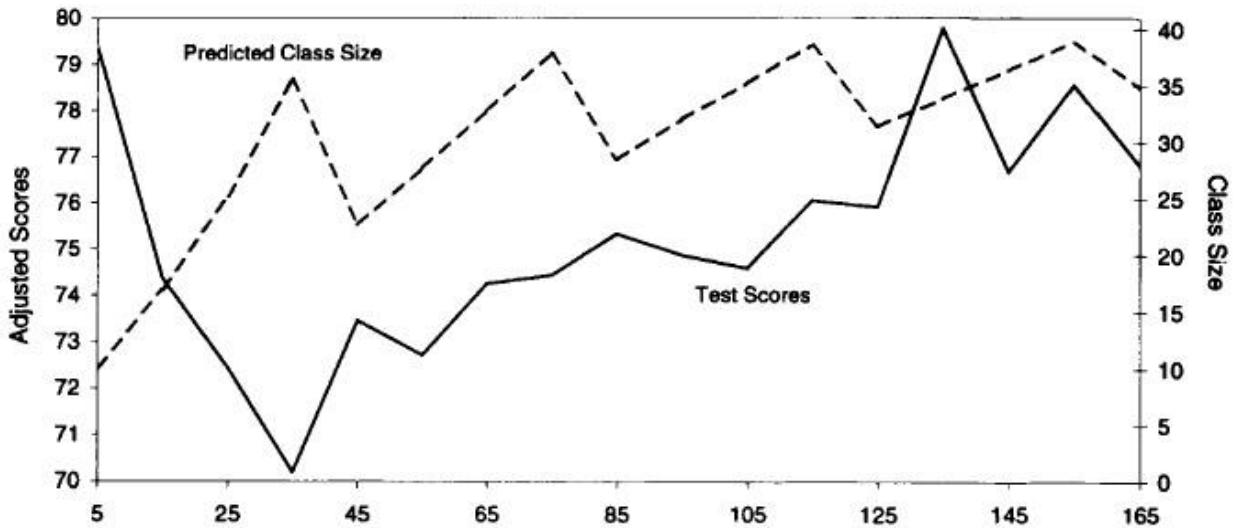


Рисунок 3 – Средний балл по стандартизованным экзаменам и предсказанная средняя численность класса в израильских общеобразовательных школах (5 класс)

Источник: по данным [71]

Рисунок 3 показывает, что средние баллы по стандартизованным экзаменам выше в школах с большей численностью учеников, и, следовательно, с большей предсказанной численностью класса. Однако более важно то, что кривая среднего балла по экзаменам также пилообразную форму в зависимости от численности учеников. Этот факт указывает на то, что правило Маймонида не является валидным инструментом для численности класса в отсутствие контроля за общей численностью набранных учеников, так как предсказанная средняя численность класса, равно как и успеваемость учеников (в виде баллов за экзамены) увеличивается по мере роста общей численности набранных учеников.

Идея авторов [71] заключается в том, чтобы использовать разрывы в предсказанной средней численности класса для оценки влияния численности классов на успеваемость учащихся при контроле на общую численность учеников. В частности, авторы рассматривают линейную модель, в рамках которой

успеваемость ученика i в школе s зависит от численности класса и характеристик школы:

$$y_{is} = X_s' \beta + n_{is} \delta + \varepsilon_{is},$$

где n_{is} – численность класса ученика i ,

X_s – вектор характеристик школы.

По утверждению авторов, приведенное выше выражение показывает, как изменится успеваемость ученика при изменении численности класса. Для эконометрической оценки этого выражения авторы используют двухшаговый метод наименьших квадратов. На первом шаге, авторы оценивают зависимость наблюдаемой средней численности классов от ряда параметров $n_{is} = X_s' \pi_0 + z_s \pi_1 + v_{is}$, тогда как на втором шаге авторы оценивают непосредственно параметр δ из выражения выше. Из результатов, полученных авторами следует, что при увеличении средней численности класса на 10 человек успеваемость учеников снижается на $1/3$ стандартного отклонения.

1.3.2 Стратегии сбора статистических данных в экономике труда

В исследованиях, посвященных экономике труда используется множество различных источников статистических данных. Можно утверждать, что во многом экономика труда как область экономической науки развивается благодаря появлению более подробных статистических данных, равно как и совершенствованию эконометрической методологии. Из этого следует, что знание характеристик обследуемых выборок, процедур самих обследований и частоты их проведения, критически важно для проведения эмпирических исследований. В этом разделе рассмотрены основные источники статистических данных, используемых в экономике труда, а также основные методы по сбору таких статистических данных.

1.2.2.1 Вторичные базы данных

Наиболее часто в литературе по экономике труда можно встретить работы, анализирующие данные, взятые из Национального Лонгитюдного Обследования США (National Longitudinal Survey, NLS), Панельного Исследования Динамики

Доходов (PSID), Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РЛМС), различных Переписей населения.

В настоящем исследовании эмпирическая проверка гипотез проводится на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РЛМС), подробное обсуждение которого будет приведено непосредственно в разделе проверки гипотез. В этом разделе рассмотрим основные особенности других основных источников статистических данных, используемых в экономике труда.

Популярность Национального Лонгитюдного Обследования (NLS) во многом объясняется наиболее удобным форматом представления данных, равно как и широтой охвата задаваемых вопросов. Национальное Лонгитюдное Обследование состоит из 6 подвыборок, которые определяются на основании пола и возраста индивида. В частности, наблюдаются следующие подвыборки:

- 5020 мужчин в возрасте от 45 до 59 лет;
- 5083 женщины в возрасте от 30 до 44 лет;
- 5225 юношей в возрасте от 14 до 24 лет;
- 5159 девушек в возрасте от 14 до 24 лет;
- 12868 человек в возрасте от 14 до 22 лет;
- 7035 человек в возрасте от 0 до 20 лет.

Интервью с каждым индивидом в рамках Национального Лонгитюдного Обследования (NLS) проводится на ежегодной основе.

В рамках переписи населения в США обследуются более 50 тысяч домохозяйств. Данные, получаемые в рамках переписи, используются, например, Бюро статистики труда США для расчета безработицы и других показателей рынка труда. С точки зрения методологии проведения обследования, перепись имеет вертикальную иерархию, то есть обследование осуществляется по уровням домохозяйство-семья-индивиду. Таким образом, перепись позволяет проводить анализ в том числе и на уровне отдельных индивидов. Преимуществом данных, получаемых из переписи населения является большая продолжительность временного ряда данных. Так, данные о переписи населения доступны начиная с середины XX века.

Панельное Исследование Динамики Доходов (PSID) охватывает более 8 тысяч американских домохозяйств и более 40 тысяч индивидов. Исследование ведется с начала 1968 года. Основным фокус исследования являются объемы и источники доходов, занятость, состав семьи и его изменения, структура расходов домохозяйств.

Со временем доступность вторичных источников статистических данных увеличивается. Большинство необходимых баз данных находятся в режиме открытого доступа в сети Интернет и доступны для скачивания. В то же время, с учетом того, что перечисленные обследования проводятся для получения ответов на широкие вопросы, использование подобных данных затруднительно для проведения узкоспециальных исследований в силу отсутствия в них необходимых данных. Например, для того, чтобы выявить влияние развития информационных технологий (удешевления и упрощения использования персональных компьютеров) на доходы можно было бы использовать данные Панельного Исследования Динамики Доходов, однако последнее не имеет какой-либо статистики по использованию персональных компьютеров индивидами и домохозяйствами.

1.2.2.2 Первичные базы данных

Начиная с 1980-х годов, можно наблюдать тот факт, что исследователи, занимающиеся экономикой труда, самостоятельно собирают статистическую информацию для проведения исследований вместо использования имеющихся вторичных источников статистических данных. Чаще всего, мотивация исследователей состоит в том, чтобы провести эмпирический анализ какой-либо конкретной узкой проблемы. Например, в работе [72], авторы самостоятельно собрали статистические данные для оценки численности бездомных в США. В работе [73] провели опросы среди нелегальных иммигрантов в США для оценки их численности. В работе [74] авторы проводили опрос людей, занятых в нелегальной проституции в Сингапуре с целью анализа наличия дискриминации в условиях крайне высокой конкуренции на рынке.

В некоторых случаях, исследователи проводят самостоятельный сбор статистических данных в целях проверки устойчивости результатов, полученных на больших по объему вторичных источниках данных, а также для проверки

устойчивости ответов на вопросы респондентов в зависимости от структуры задаваемых вопросов. Также исследователи проводят специальные обследования для анализа последствий натуральных экспериментов. Наиболее известной работой в экономике труда, в которой проводился опрос подобного предназначения, является статья [33]. В работе [33] авторы провели телефонный опрос сотрудников предприятий быстрого питания в штатах Нью-Джерси и Пенсильвания с целью оценки влияния законодательного повышения минимальной заработной платы в Нью-Джерси с 4.25 долл. США до 5.05 долл. США в час на реальные заработные платы и занятость. Другими примерами работ, в которых авторы самостоятельно собирали статистические данные для оценки последствий натуральных экспериментов могут служить [32] (выборка, состоящая из близнецов для оценки отдачи от образования), [75] (выборка, состоящая из близнецов для оценки отдачи от образования).

Отметим, что специальное обследование (и соответственно, сбор специальной статистической информации) особенно ценен для тех социальных групп, которые (обычно) недооцениваются в общих обследованиях. К таким группам относятся близнецы (в особенности – гомозиготные), нелегальные иммигранты, бездомные и люди, с ограниченными способностями.

Для проведения самостоятельного обследования исследователю необходимо составить опросник. Эта процедура может быть достаточно затратной. К счастью, опросники существующих обследований не защищаются авторским правом, а значит, исследователь может брать любые вопросы из них. Такой подход, в том числе, позволит проводить сопоставления между авторским и существующим обследованиями.

1.2.2.3 Административные базы данных

К административным базам статистических данных относят такие базы, сбор статистика в которые осуществляется в рамках административной деятельности какого-либо органа власти. Примером может служить таможенная статистика, статистика численности студентов в учебном заведении или статистика численности занятых на предприятии. Преимуществом таких баз данных является то, что они часто содержат информацию, на основании которой принимаются экономические решения. В то же время, недостатком подобных баз является то, что

они, как правило, не являются репрезентативными. Например, предприятия, которые предоставляют открытый доступ к статистике численности занятых, вероятно, не являются репрезентативными. Кроме того, так как административные базы данных являются побочным эффектом административной деятельности, в них могут отсутствовать данные, которые могут быть потенциально полезными для проведения экономического анализа.

2 Эмпирика и проверка гипотез

2.1 Шок торговли и региональная «склонность» к интеграции

Как было сказано выше, в настоящей работе исследуется положительный шок условий торговли, произошедший в 2004-2005 годах, причиной которого стал резкий скачок мировых цен на энергоносители. Этот шок условий торговли привел к росту благосостояния (росту доходов предприятий и населения России). Рост благосостояния, в свою очередь, привел к увеличению совокупного спроса на импорт. Степень открытости экономики России резко увеличилась. Как показано на рисунках 4-7 после 2004 года наблюдалось увеличение показателя условий торговли (измеряемого как соотношение индексов экспортных и импортных цен) для России, рост объемов внешней торговли в стоимостном выражении, увеличение объемов прямых иностранных инвестиций в российскую экономику и постепенное снижение средневзвешенных импортных пошлин.

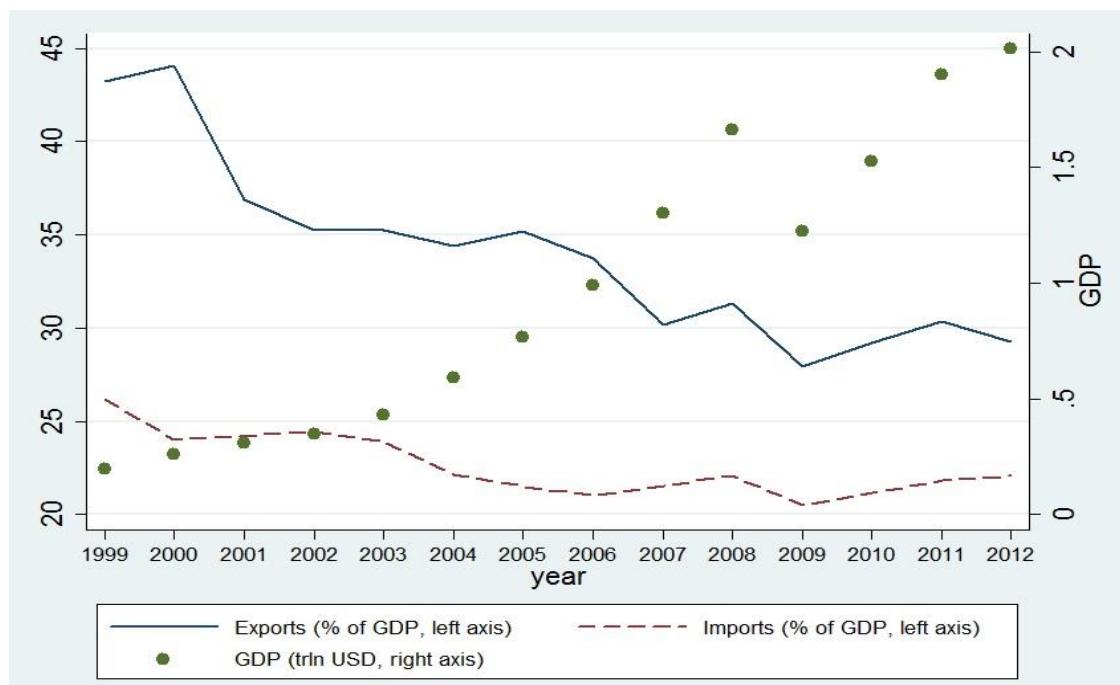


Рисунок 4 — Открытость экономики России: доля торговли в ВВП России (%) 1999-2012 годы

Источник: World Bank Development Indicators, расчеты автора

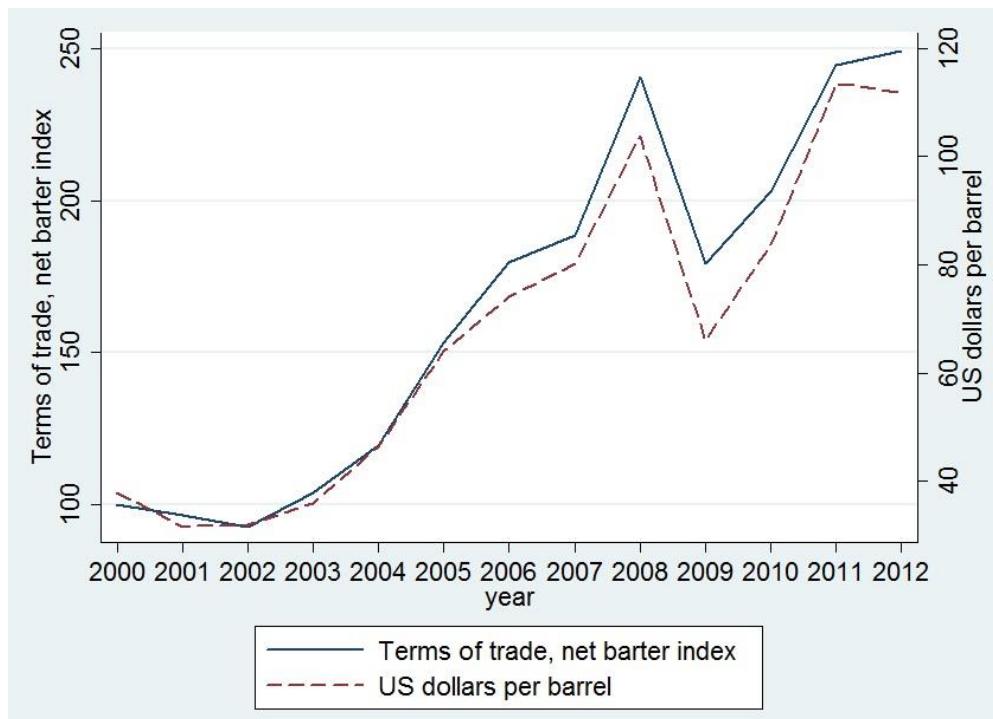


Рисунок 5 — Открытость экономики России: условия торговли (net barter terms of trade index (2000 = 100)) и мировая цена сырой нефти (долл/баррель), 1999-2012 годы

Источник: World Bank Development Indicators, расчеты автора

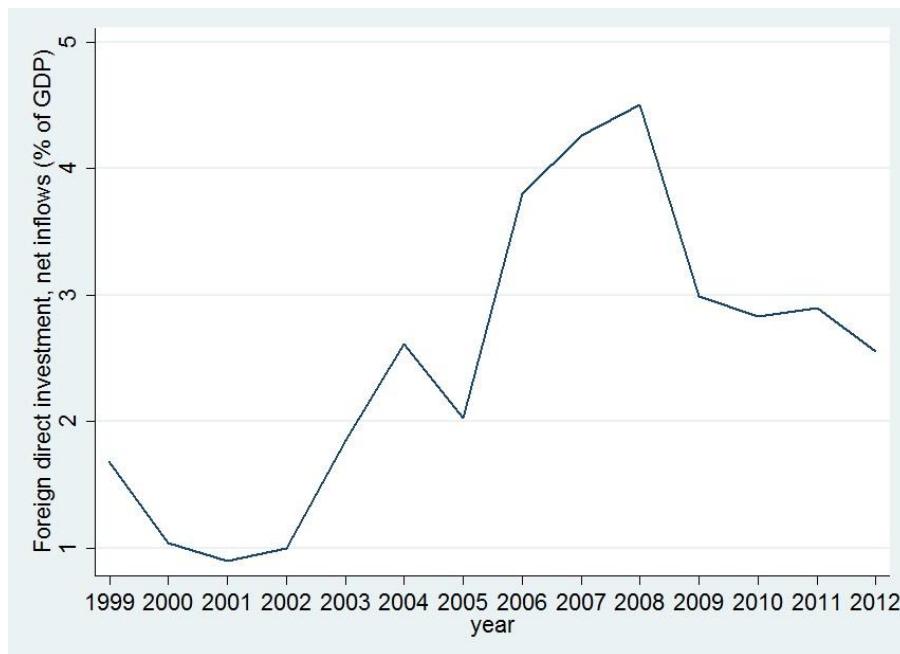


Рисунок 6 — Открытость экономики России: доля ПИИ в ВВП России (%),
1999-2012 годы

Источник: World Bank Development Indicators, расчеты автора

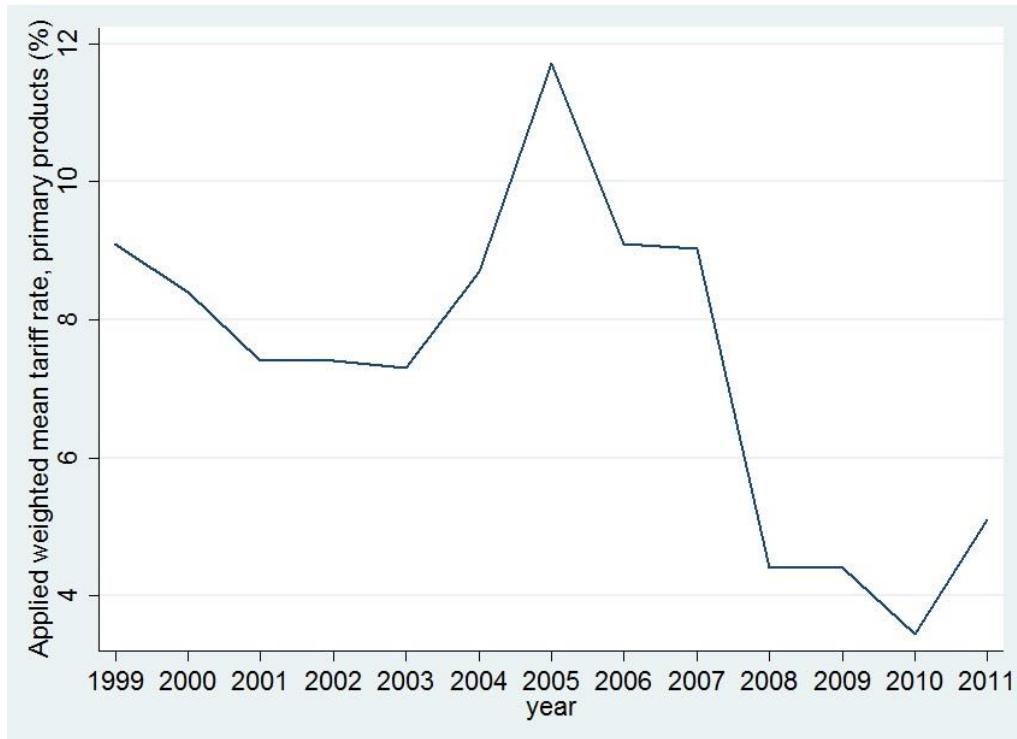


Рисунок 7 — Открытость экономики России: средневзвешенная импортная
пошлина (%), 1999-2012 годы

Источник: World Bank Development Indicators, расчеты автора

Следует заметить, что увеличение объемов внешней торговли привело к тому, что значение ВВП, то есть значение знаменателя, также увеличилось. В частности, ВВП России в реальном выражении в период 2000-2002 составлял 0.3 трлн. долларов США ежегодно, в 2003 году – 0.4. трлн. долларов США, в 2004 году – 0.6 трлн. долларов США. При этом в 2005 году ВВП составил 0.8 трлн. долларов США, увеличившись до 1.0 трлн. долларов США в 2006 году¹.

В то же время, экспорт товаров составлял 136 млрд. долл. США в 2003 году, 183 млрд. долл. США в 2004 году, 240 млрд. долл. США в 2005 году, 297 млрд. долл. США в 2006 году. Импорт товаров составлял 76 млрд. долл. США в 2003

¹ По данным Всемирного Банка, GDP (current US\$): <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD>

году, 97 млрд. долл. США в 2004 году, 124 млрд. долл. США в 2005 году, 163 млрд. долларов США в 2006 году².

Шок условий торговли значительно повысил открытость экономики России. Однако более важно то, что открытость некоторых регионов России увеличилась значительнее, чем открытость других регионов России. Это произошло вследствие различной склонности регионов к международной торговле и привлечению иностранных инвестиций. Как было сказано выше, мы будем разделять российские регионы на две группы исходя из региональных показателей доли экспорта и импорта в ВРП и доли поступивших иностранных инвестиций в ВРП. В первую группу будут включены склонные к интеграции регионы, то есть такие регионы со значительной долей внешней торговли и иностранных инвестиций в ВРП. Во вторую группу, соответственно, будут включены несклонные к интеграции регионы, то есть такие регионы, доля в ВРП которых внешней торговли и иностранных инвестиций незначительна. В частности, к склонным регионам мы относим такие регионы как Санкт-Петербург, Москву, Московскую область, Ленинградскую область, Калужскую область, Челябинскую область, Тюменскую область, прочие. К несклонным регионам мы относим Республику Кабардино-Балкария, Амурскую область, прочие (см. таблицу 9 ниже).

Необходимо отметить, что разделение регионов на группу воздействия и контрольную группу критически важно в используемой в настоящем исследовании эмпирической стратегии. В этой связи в настоящем исследовании также будет использован показатель объемов торговли регионов (экспорт+импорт) на душу населения в качестве непрерывной (а не бинарной) меры склонности региона к интеграции в международную экономику с целью проверки эмпирических результатов на устойчивость.

² По данным Central Bank of Russia, External Trade in Goods and Services: http://www.cbr.ru/eng/statistics/credit_statistics/trade_e.xls

Таблица 9 – Региональная «склонность» к интеграции в мировую экономику

	Экспорт			Импорт			ПИИ		
	Среднедо- вой экспорт, млн. долл	Среднедо- вой экспорт на душу населения , долл	Среднедо- вое соотноше- ние экспорта к ВРП	Среднедо- вой импорт, млн. долл	Среднедо- вой импорт на душу населения , долл	Среднедо- вое соотноше- ние импорта к ВРП	Среднедо- вой объем притока ПИИ на душу населения , долл	Среднедо- вой объем притока ПИИ на душу населения , долл	Среднедо- вое соотноше- ние притока ПИИ к ВРП
Склонные регионы									
Санкт-Петербург	12689.89	2619.76	36	14881.48	3095.21	48	1617.00	339.05	5
Москва	84436.02	7599.62	54	87745.59	7735.27	44	4129.00	373.61	3
Московская область	7843.24	1119.8	20	9297.59	1343.11	30	1292.00	186.95	5
Ленинградская область	5863.25	3466.29	76	6082.58	3559.24	56	347.00	203.70	6
Калужская область	1777.06	1759.93	30	1748.11	1726.62	39	297.00	292.79	7
Нижегородская область	2142.78	635.34	19	2251.84	675.33	14	159.00	47.96	1
Липецкая область	2281.46	1927.12	50	1877.35	1598.87	27	117.00	98.63	2
Татарстан	6789.11	1797.45	40	6168.98	1624.90	20	178.00	47.01	1
Ростовская область	2125.29	494.08	19	2514.99	586.16	20	95.00	22.17	1
Краснодарский край	2388.47	460.31	15	2601.71	498.42	13	333.00	64.54	5
Челябинская область	3711.01	1054.84	33	3159.08	903.34	20	195.00	55.78	1
Оренбургская область	1933.21	920.52	32	1641.12	797.62	17	85.00	43.83	1
Пермский край	2455.45	901.61	26	2290.29	863.37	12	52.00	19.35	0
Тюменская область	26385.29	7874.94	46	17992.58	5258.97	19	388.00	114.53	1
Красноярский край	5465.23	1897.91	36	3294.29	1156.74	14	38.00	13.37	0
Приморский край	2187.55	1106.61	27	2076.62	1046.66	27	103.00	51.94	1

Продолжение таблицы 9

Несклонные регионы									
Республика Коми	796.97	817.91	20	685.23	755.25	7	123.00	143.61	2
Смоленская область	570.62	565.58	25	580.05	584.57	17	15.00	14.82	0
Тверская область	259.54	188.84	6	296.25	214.09	8	45.00	32.65	1
Тульская область	1515.75	951.84	39	1407.11	901.63	22	76.00	48.59	1
Республика Чувашия	194.04	153.00	7	138.55	109.30	5	21.00	16.85	1
Пензенская область	114.43	81.45	4	126.08	90.25	4	13.00	0.18	0
Тамбовская область	105.25	95.27	3	122.85	110.13	5	8.00	6.94	0
Саратовская область	1103.57	427.54	19	989.95	390.31	11	33.00	13.15	0
Волгоградская область	1401.05	531.27	22	1110.62	424.24	12	43.00	16.27	1
Республика Кабардино-Балкария	486.18	560.14	23	931.15	1078.83	36			0
Ставропольский край	832.40	302.14	14	1178.65	425.27	14	32.00	11.44	1
Курганская область	179.25	188.55	10	201.95	216.49	9	12.00		0
Удмуртия	482.29	310.71	15	473.16	310.08	7	14.00	9.36	0
Томская область	615.73	591.72	17	303.99	290.21	4	148.00	142.02	2
Алтайский край	499.75	200.25	11	447.38	182.38	7	12.00	4.81	0
Амурская область	153.33	178.28	5	203.50	240.75	5	158.00	189.17	3

Источник: статистика экспорта, импорта и поступивших ПИИ по данным Росстат. Период: 1999-2012 годы.

Следует отметить, что разделение регионов не по среднему показателю за 14 лет, а по изначальным показателям импорта к ВРП, экспорта к ВРП, ПИИ к ВРП дает приблизительно ту же групповую декомпозицию регионов (то есть примерно те же регионы попадают в группу склонных, и те же регионы попадают в группу несклонных регионов). В частности, если проводить декомпозицию регионов по показателю импорт к ВРП в 1999 году, то 11 из склонных 16 регионов (16 – число регионов, относящихся к склонным, если регионы делить на основании средних характеристик) классифицируются как склонные. По показателю экспорт к ВРП в 1999 году, 14 из 16 классифицируются как склонные. По показателю ПИИ к ВРП в 1999 году, 11 из 16 классифицируются как склонные. Иными словами, подобное разделение практически не искажает структуру экспериментальной и контрольной групп, являющейся важным элементом эмпирической стратегии, использующейся в настоящем исследовании.

На рисунках 8-10 показано различное влияние шока торговли для различных групп регионов.

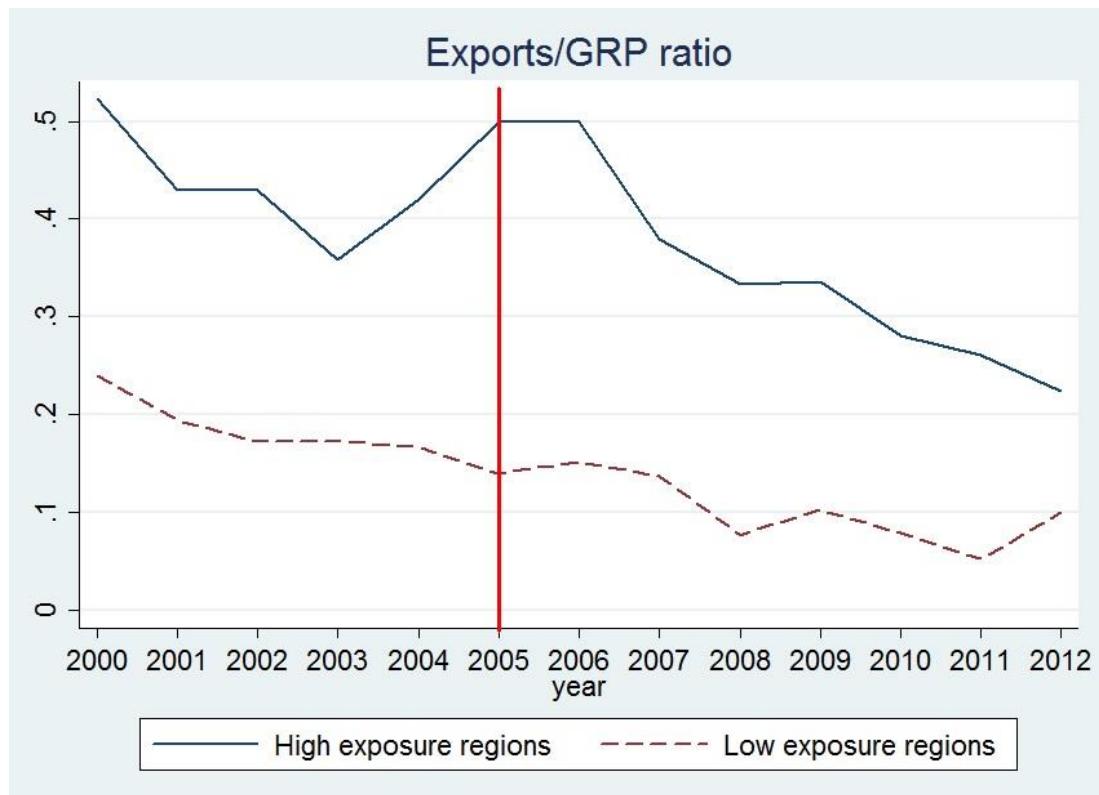


Рисунок 8 — Влияние шока торговли на различные группы регионов:
экспорт к ВРП, 2000-2011 годы

Источник: Росстат (внешняя торговля по субъектам РФ, валовой
региональный продукт по субъектам РФ), расчеты автора

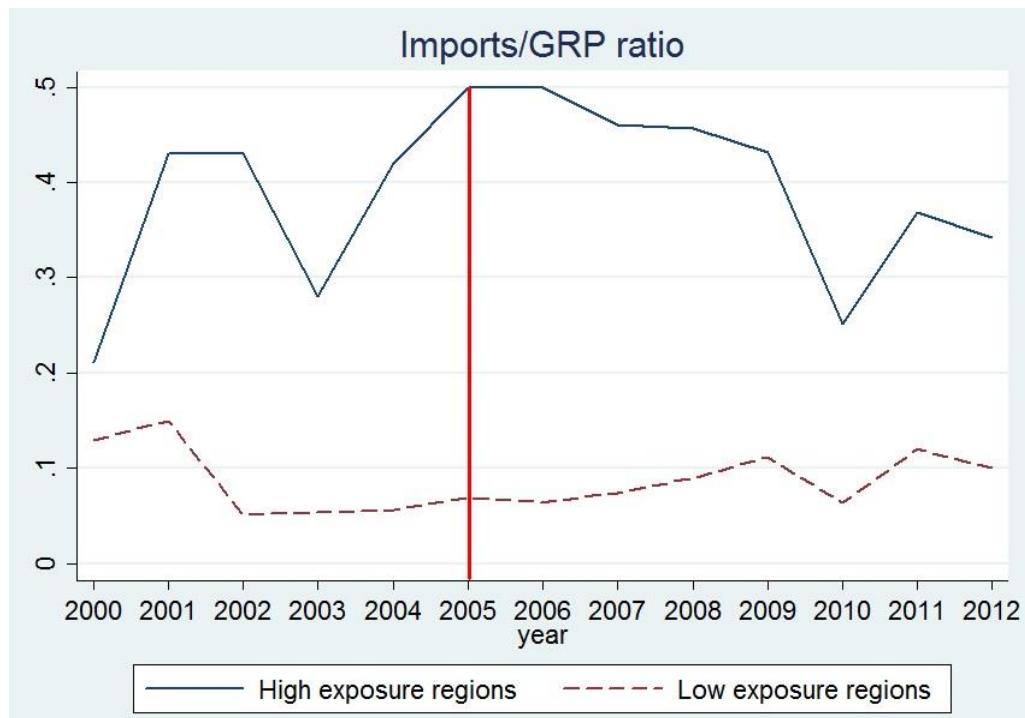


Рисунок 9 — Влияние шока торговли на различные группы регионов: импорт
к ВРП, 2000-2011 годы

Источник: Росстат (внешняя торговля по субъектам РФ, валовой региональный продукт по субъектам РФ), расчеты автора

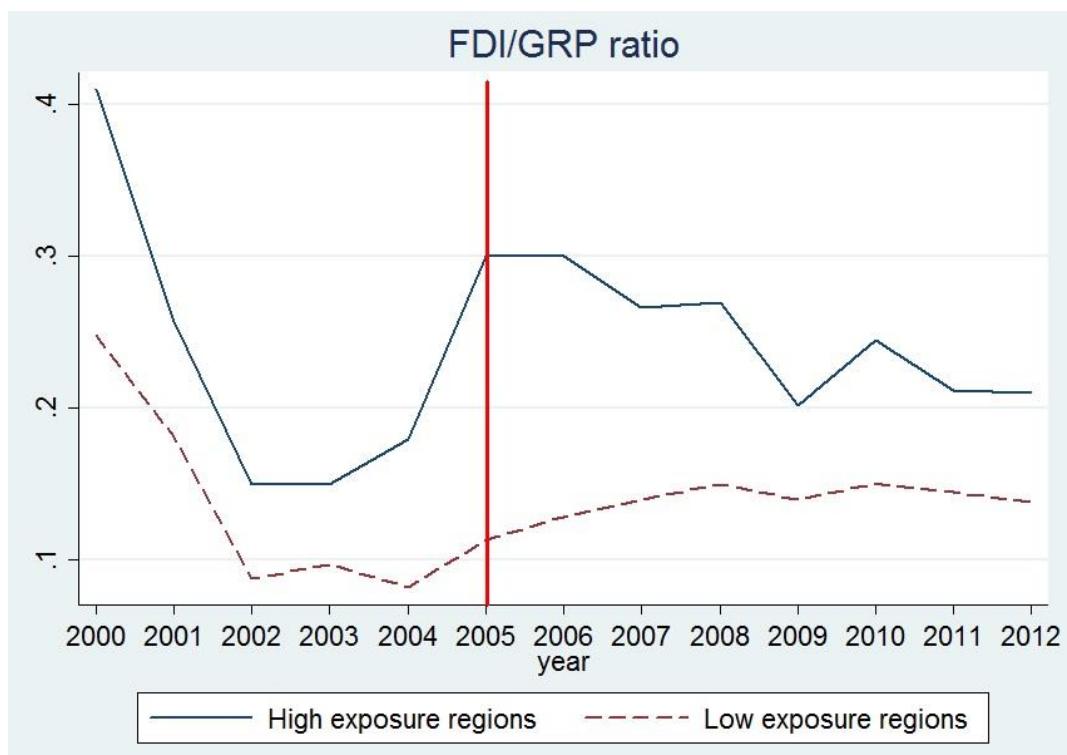


Рисунок 10 — Влияние шока торговли на различные группы регионов: ПИИ к ВРП, 2000-2011 годы

Источник: Росстат (поступление иностранных инвестиций по субъектам РФ, валовой региональный продукт по субъектам РФ), расчеты автора

Склонные к интеграции регионы генерируют гораздо больше торговли и привлекают иностранные инвестиции, чем несклонные регионы. Кроме того, в результате шока условий торговли, имевшего место в 2004-2005 годах, соотношения торговли к ВРП и иностранных инвестиций к ВРП в склонных регионах увеличились значительно больше относительно аналогичных показателей несклонных регионов.

В настоящей работе исследуется вариация во времени, возникающая в результате шока условий торговли, а также региональная вариация, возникающая в результате разделения регионов на две группы для выявления взаимосвязи между шоком условий торговли и неравенством в заработных платах. Наша эмпирическая стратегия обладает преимуществами стандартной методологии Difference-in-Differences (DD), а именно, она позволяет контролировать влияние интеграции на

неравенство доходов на временные фиксированные эффекты и фиксированные эффекты на объекты, то есть на группы регионов. Таким образом, в настоящем исследовании оценка влияния шока на неравенство доходов будет контролироваться на все неизменяющиеся во времени межрегиональные различия, а также долгосрочные изменения характеристик регионов.

Впрочем, применяемая нами эмпирическая стратегия разделяет и недостатки стандартной методологии DD. Во-первых, предполагается, что помимо шока торговли в 2004-2005 гг. в этот же временной период не произошло никаких других событий, повлиявших в различной степени на изучаемые группы российских регионов. Например, вместе с изменениями условий торговли на изменение неравенства могли влиять какие-либо реформы рынка труда, проводившиеся в те же годы. Во-вторых, стандартная методология DD предполагает, что долгосрочные тренды неравенства доходов и премии за навык в отсутствии шока торговли будут одинаковы для обеих групп российских регионов. Как отмечено в работе [76], «Предположение об одинаковых трендах может быть проверено на не противоречие действительности путем использования данных за несколько временных периодов». Период наблюдения в настоящем исследовании составляет 14 лет, с 1999 по 2012 год включительно, что позволяет изучать вопрос о том, является ли отклонение от общего тренда неравенства доходов и премии за навык в различных группах регионов результатом шока условий торговли.

2.2 Условия торговли и неравенство в заработных платах

Для измерения неравенства в заработных платах мы используем базу данных «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ». Период покрытия данных в обследовании: 1995 – 2012. Обследование – международный исследовательский проект, осуществляемый НИУ ВШЭ и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле (США) и Института социологии РАН. Обследование представляет собой серию ежегодных общенациональных репрезентативных опросов на базе вероятностной стратифицированной многоступенчатой

территориальной выборки³. В частности, в целях измерения ежемесячной заработной платы мы использовали ответы респондентов на вопрос «Сколько денег вы заработали на своей работе за последние 30 дней (после уплаты налогов)? Если вы получили часть суммы или всю сумму в иностранной валюте, то, пожалуйста, переведите ее в рубли и назовите общую сумму».

При наблюдении за индивидами в рамках настоящей базы данных мы имеем статистику в следующем разрезе: область – город – пол – возраст – образование – профессиональная группа – отрасль экономики – трудовой стаж – среднемесячная заработная плата. Для получения реальных заработных плат индивидов, мы дефлируем среднемесячную заработную плату каждого индивида, используя соответствующий Индекс потребительских цен, публикуемый Росстата. В используемой расчетной репрезентативной выборке мы располагаем данными по 47962 индивидам, количество наблюдений в выборке – 85597.

На Рисунках 11-13 ниже представлены некоторые срезы из анализируемой статистики.

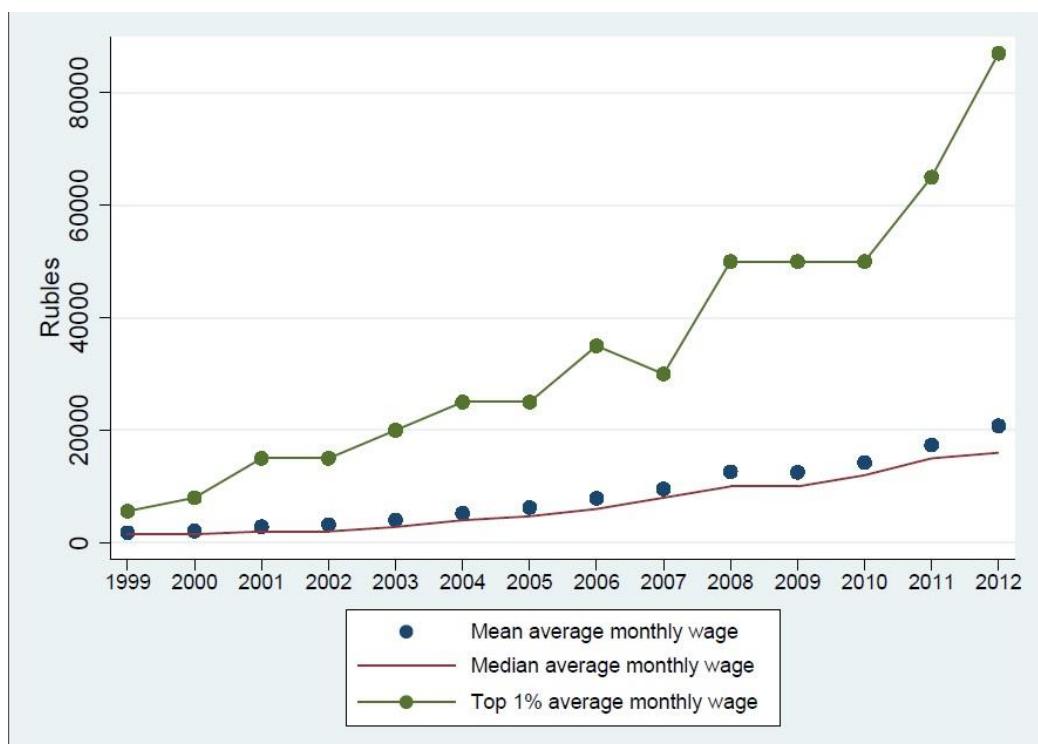


Рисунок 11 – Среднемесячные заработные платы в различных доходных группах (медианная, средняя, наиболее высокооплачиваемая), 1999-2012 годы

Источник: РЛМС, расчеты автора

³ <http://www.hse.ru/rlms/>

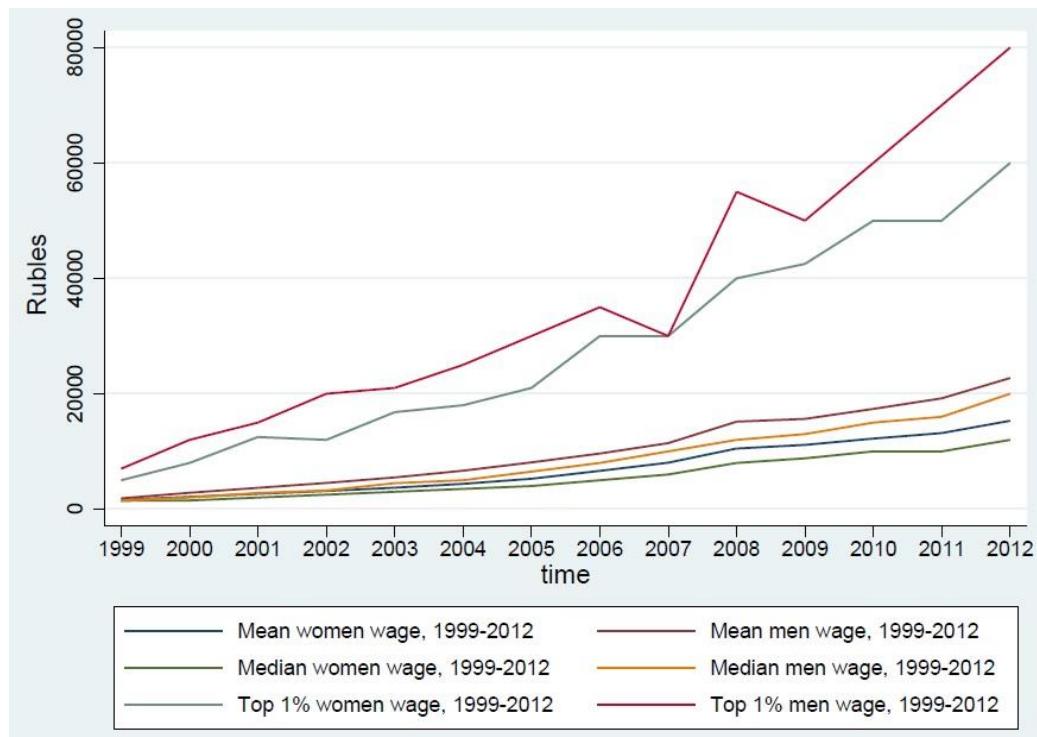


Рисунок 12 – Среднемесячные заработные платы в различных доходных группах в разбивке по полу (медианная, средняя, наиболее высокооплачиваемая), 1999-2012
годы

Источник: РЛМС, расчеты автора

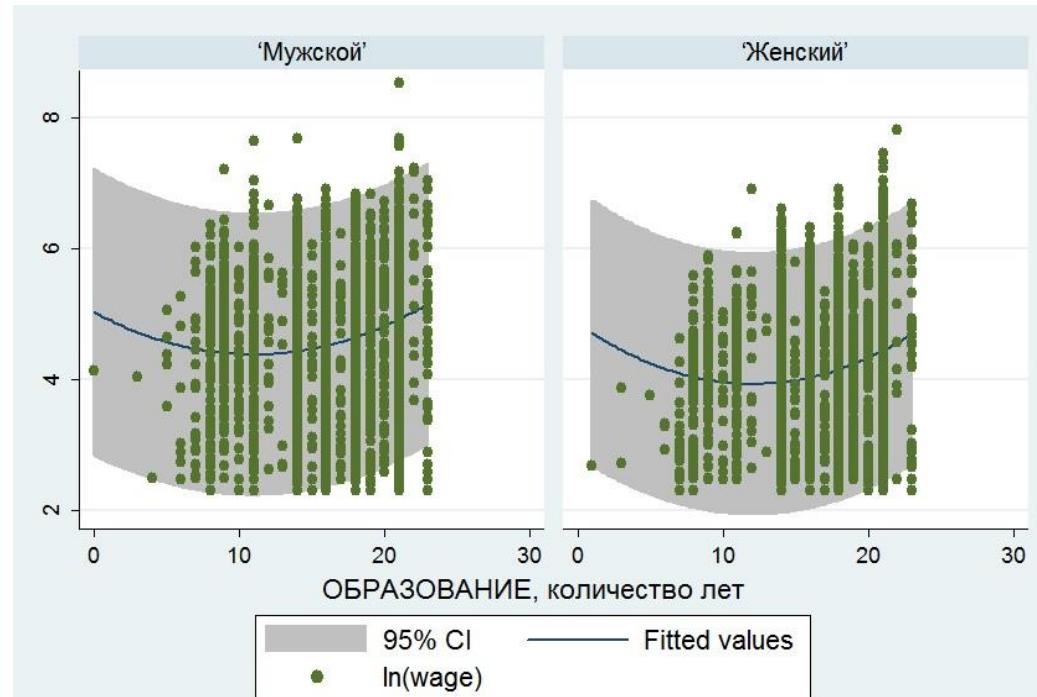


Рисунок 13 – Диаграмма рассеяния среднемесячной заработной платы в выборке в разбивке по полу, прогнозные значения и 95% доверительный интервал, 1999-2012
годы.

Источник: РЛМС, расчеты автора

2.2.1 Обзор неравенства в заработных платах в России

Следуя подходу [40] и [23], в качестве меры неравенства доходов мы используем разницу между 90-м и 10-м перцентилем логарифма распределения зарплат. Также для измерения неравенства в верхней части распределения зарплат используется разница между 90-м и 50-м перцентилем, а для измерения неравенства в нижней части распределения зарплат – разница между 50-м и 10-м перцентилем. Рисунок 14 иллюстрирует изменения разницы доходов в склонных и несклонных регионах.

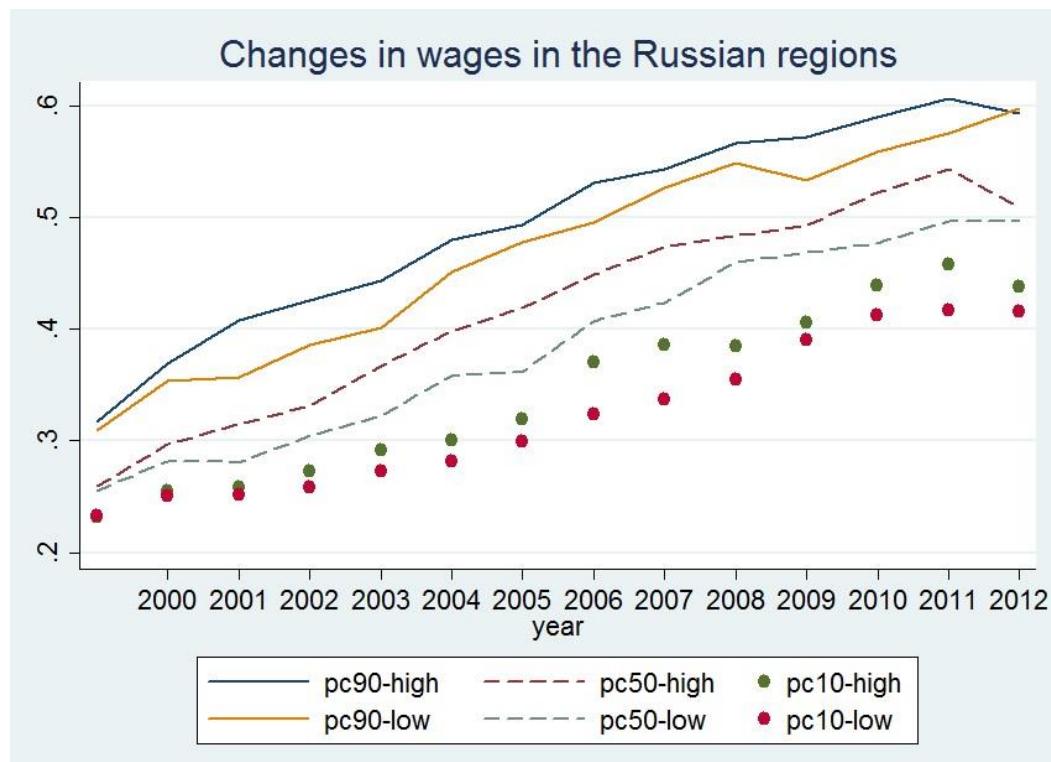


Рисунок 14 — Разница в доходах для различных групп регионов в разбивке по перцентилям, 1999-2012 годы (доход в логарифмах, нормировка на 1)

Источник: РЛМС, расчеты автора

На Рисунке 14 представлена (нормированная на единицу) динамика логарифма доходов в 10-м, 50-м и 90-м перцентилями в разбивке по группам регионов. Можно утверждать, что с 1999 года до 2012 года доходы во всех трех перцентилях в склонных регионах росли примерно теми же темпами, что и доходы в несклонных регионах, то есть межрегиональное неравенство доходов на первый взгляд не изменялось значительным образом. На определенных временных отрезках можно наблюдать конвергенцию доходов 90-ых квантилей в разных регионах. С точки зрения внутрирегионального неравенства, внутри обеих групп

регионов наблюдается постепенная дивергенция доходов – доходы 10-го и 50-го перцентиля постепенно отдаляются от показателей 90-го перцентиля. Иными словами, неравенство доходов внутри склонных и несклонных регионов незначительно увеличивается во времени.

На Рисунке 15 представлена (нормированная на единицу) динамика логарифма доходов во всех трех перцентилях в разбивке по группам регионов.

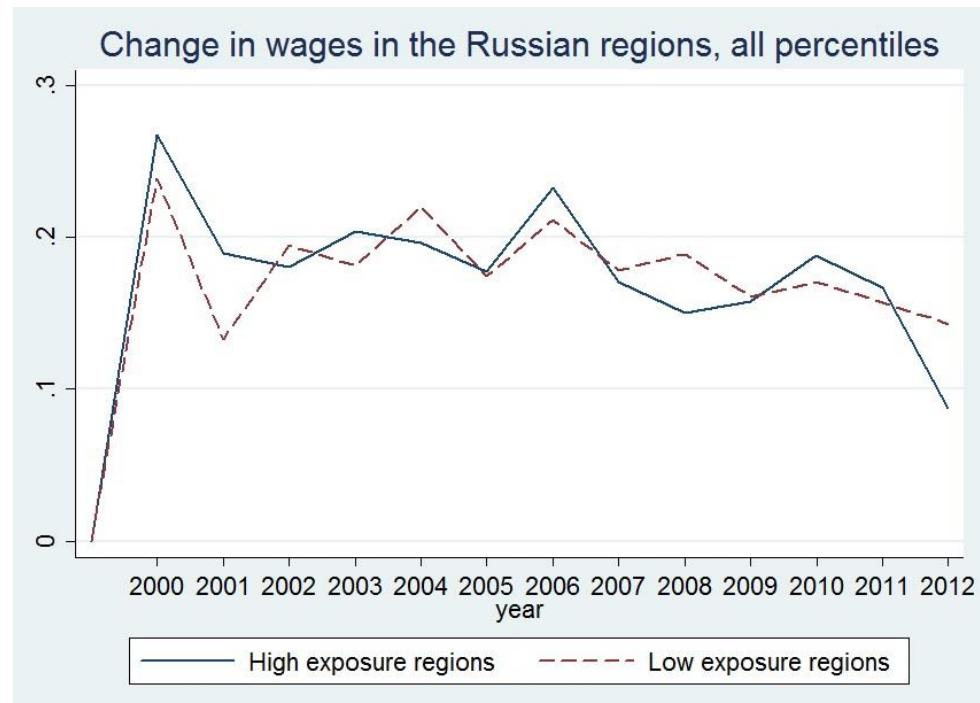


Рисунок 15 — Разница в доходах для различных групп регионов, все перцентили, 1999-2011 годы (доход в логарифмах, нормировка на 1)

Источник: РЛМС, расчеты автора

На Рисунке 15 видно, что разные тренды внутри отдельных групп регионов (в склонных – тренд конвергенции, в несклонных – отсутствие конвергенции или дивергенции) приводит к тому, что на определенных временных отрезках кривые доходов различных групп регионов примерно совпадают. Тем не менее, на рисунке 15 видно, что шок условий торговли в 2004-2005 году увеличил межрегиональное неравенство доходов, так как темпы роста доходов в склонных регионах превысили соответствующие темпы роста доходов в несклонных регионах начиная в 2005 году. В целом, первичный анализ данных на временном отрезке 1999-2012 гг. не позволяет наблюдать как какого-либо резкого увеличения неравенства доходов между российскими регионами, так и конвергенции доходов в результате изменения условий торговли.

2.2.2 Эконометрическое оценивание взаимосвязи интеграции и неравенства в заработных платах

Для ответа на вопрос повлиял ли шок условий торговли на увеличение неравенства в заработных платах между различными группами регионов в настоящем исследовании будет использоваться методология квантильной регрессии. Базовая спецификация уравнения квантильной регрессии выглядит следующим образом:

$$\ln(w_{int}) = \beta_0 + \beta_1 HighExp_r \times Tshock + \beta_2 X_{it} + \beta_3 VRP_{rt} \times Tshock + \lambda_r + \lambda_t + \varepsilon_{int} \quad (81)$$

где зависимая переменная – логарифм реальной заработной платы индивида i из региона r в момент времени t .

$HighExp_r$ – это дамми-переменная, принимающая значение 1 для склонных к интеграции регионов.

$Tshock$ – это дамми-переменная для шока торговли, принимающая значение 1 для всех лет в выборке, следующих за годом шока торговли, то есть начиная с 2005 года.

X_{it} – это вектор наблюдаемых индивидуальных характеристик, в частности, образование, опыт работы, опыт работы в квадрате.

VRP_{rt} – валовой региональный продукт региона r в момент времени t .

λ_r – фиксированные эффекты на регион.

λ_t – фиксированные эффекты на время.

При оценивании приведенной спецификации стандартные ошибки приводятся в форме Уайта, то есть с поправкой на гетероскедастичность внутри различных групп наблюдений.

При оценке базовой спецификации уравнения центральный интерес представляет коэффициент β_1 при перекрестном члене $HighExp_r \times Tshock$. В рамках применяемого метода квантильной регрессии этот коэффициент отражает влияние интеграции на распределение доходов в склонных регионах по отношению

к несклонным регионам. При этом оценка коэффициента β_1 по различным квантилям показывает, приводит ли интеграция к более высоким темпам роста доходов в склонных регионах по отношению к темпа роста доходов в несклонных регионах. Иными словами, оценка коэффициента β_1 показывает, увеличивает ли интеграция межрегиональное неравенство доходов. Кроме того, сравнение оценок коэффициента β_1 по различным квантилям показывает, приводит ли интеграция к увеличению неравенства в склонных регионах.

Перед тем как привести результаты оценки уравнения (1), рассмотрим хронологию влияния интеграции на различные квантили доходов. Для этого мы расширим уравнение (1) путем замены переменной *Tshock* вектором годовых дамми-переменных λ_t , где $t = 1999, \dots, 2012$ и 1999 год мы принимаем за базовый. Проведение данной процедуры позволяет оценить каким образом менялась во времени разница в заработных платах между разными группами регионов в разбивке по различным квантилям. В случае если доходы в склонных регионах существенно выросли в результате шока торговли, мы ожидаем существенного увеличения коэффициента β_1 после 2004 года по сравнению со значениями коэффициента β_1 до 2004 года. Кроме того, сравнение оценок коэффициента β_1 по различным квантилям показывает, увеличилось ли внутрирегиональное неравенство доходов в склонных регионах в результате интеграции. В таблице 10 приводятся результаты оценки. На Рисунках 16-18 представлены оценки коэффициента β_1 и их 95% доверительные интервалы.

Таблица 10 – Результаты регрессии, лежащей в основе Рисунков 16-18

	0.1 Quantile regression	0.5 Median regression	0.9 Quantile regression
lnwage	Coefficient	Coefficient	Coefficient
hightime99	0.399** (0.116)	0.480*** (0.070)	-10.651*** (0.144)
hightime2000	0.468*** (0.112)	0.705*** (0.068)	0.825*** (0.164)
hightime2001	0.630*** (0.103)	0.864*** (0.062)	-9.210*** (0.141)
hightime2002	0.454*** (0.099)	0.743*** (0.060)	-0.450*** (0.147)
hightime2003	0.444*** (0.102)	0.732*** (0.057)	-0.916*** (0.141)
hightime2004	0.294*** (0.096)	0.586*** (0.059)	0.485*** (0.139)
hightime2005	0.147** (0.102)	0.421*** (0.060)	-0.011** (0.148)
hightime2006	0.302*** (0.088)	0.462*** (0.053)	0.128* (0.127)
hightime2007	0.194* (0.103)	0.384*** (0.062)	0.025 (0.149)
hightime2008	0.315** (0.102)	0.315*** (0.061)	-8.260*** (0.147)
hightime2009	0.226* (0.088)	0.442*** (0.052)	-0.056 (0.126)
hightime2010	0.115 (0.104)	0.284*** (0.062)	-7.794*** (0.150)
hightime2011	0.177 (0.101)	0.301*** (0.062)	-7.771*** (0.150)
hightime2012	0.107 (0.110)	0.321*** (0.066)	-0.027 (0.158)
	Raw sum of deviations 7376.618 (about 2.4998174)	Raw sum of deviations 18553 (about 4.5295329)	Raw sum of deviations 15746.41 (about 6.0661883)
	Min sum of deviations 4405.169	Min sum of deviations 13466.28	Min sum of deviations 14568.67
	Number of obs = 11729	Number of obs = 11729	Number of obs = 11729
	Pseudo R2 = 0.4028	Pseudo R2 = 0.2742	Pseudo R2 = 0.0748

Заметка: Зависимая переменная: логарифм годового реального дохода индивида i из региона l в год t . Регрессионное уравнение оценивается с включением фиксированных эффектов на регионы, фиксированных эффектов на

время, вектора наблюдаемых характеристик, а также перекрестного члена $\text{GRP}^* \text{dummy}$ for years after 2004. В скобках приведены стандартные ошибки в форме Уайта (с поправкой на гетероскедастичность внутри различных групп наблюдений).

***, **, * отражают значимость на 0.1%, 1% и 5% уровнях соответственно.

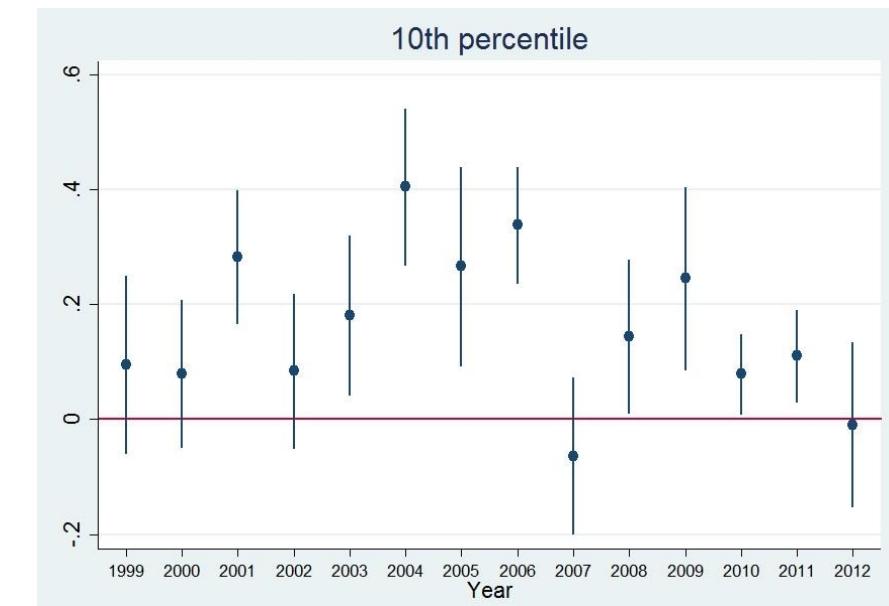


Рисунок 16 — Оценки коэффициента β_1 и их 95% доверительные интервалы, 10 квантиль распределения заработных плат
Источник: РЛМС, расчеты автора

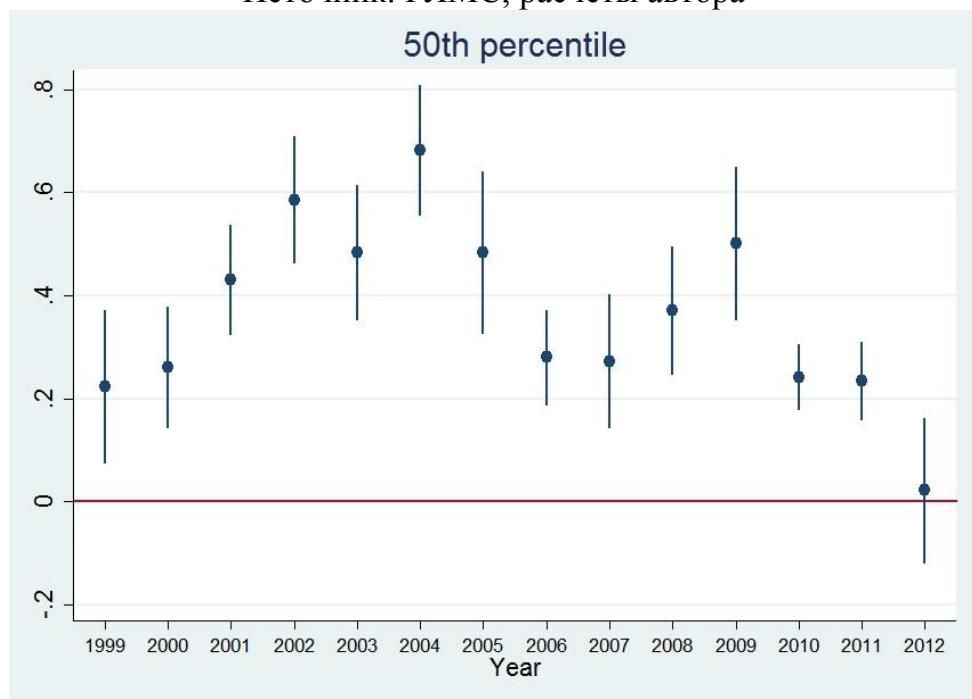


Рисунок 17 — Оценки коэффициента β_1 и их 95% доверительные интервалы, 50 квантиль распределения заработных плат
Источник: РЛМС, расчеты автора

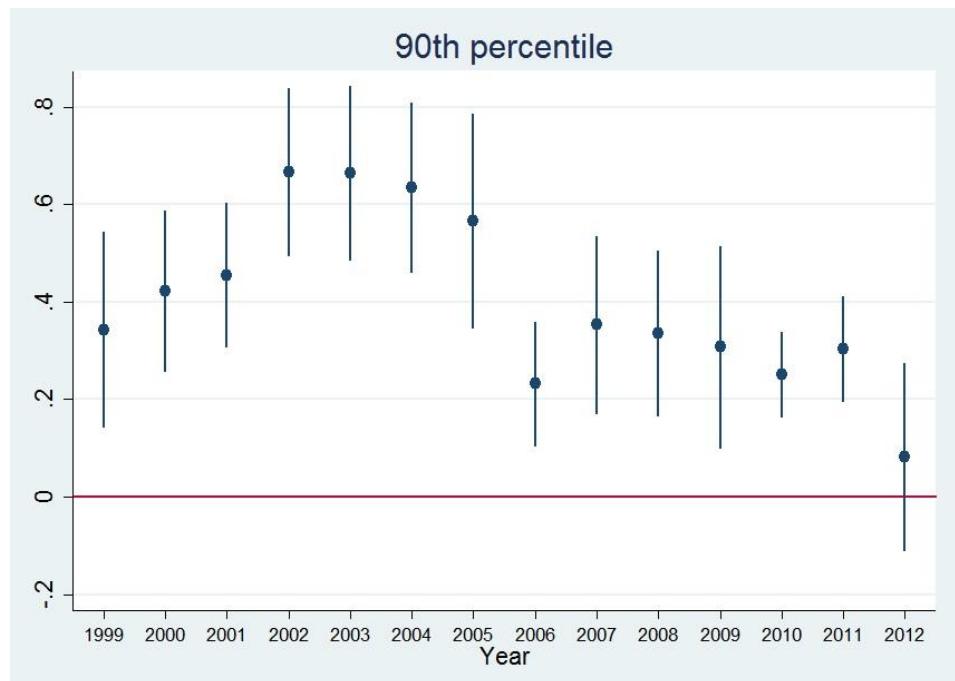


Рисунок 18 — Оценки коэффициента β_1 и их 95% доверительные интервалы, 90 квантиль распределения заработных плат

Источник: РЛМС, расчеты автора

На Рисунках 16-18 видно, что в годы, предшествующие шоку торговли в 10-й, медианной и 90-й квантилях наблюдалась существенная разница в трендах роста доходов между склонными и несклонными регионами.

В таблице 11 представлены результаты оценки уравнения (81).

Таблица 11 – Интеграция и неравенство в заработных платах – результаты оценки квантильной регрессии (81), проверка устойчивости

	Зависимая переменная: логарифм заработной платы индивида					
	10-й перцентиль	50-й перцентиль	90-й перцентиль	Проверка устойчивости. Использование показателя торговли региона на душу населения. 10-й перцентиль	Проверка устойчивости. Использование показателя торговли региона на душу населения. 50-й перцентиль	Проверка устойчивости. Использование показателя торговли региона на душу населения. 90-й перцентиль
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
highshock_	0.124*** (0.023)	0.267*** (0.022)	0.287*** (0.038)	- -	- -	- -
RegionTradePerCapita*shock				0.085*** (0.008)	0.153*** (0.006)	0.188*** (0.019)
diplom	0.109*** (0.006)	0.131*** (0.006)	0.143*** (0.011)	0.109*** (0.006)	0.126*** (0.006)	0.141*** (0.011)
Продолжение таблицы 11						
jobexper	0.016*** (0.001)	0.020*** (0.001)	0.021*** (0.002)	0.017*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.020*** (0.002)
jobexpsq	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)
male	0.307*** (0.013)	0.450*** (0.012)	0.438*** (0.022)	0.322*** (0.014)	0.441*** (0.012)	0.436*** (0.019)
vrvshock_	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)
Количество наблюдений	11520	11520	11520	11520	11520	11520
Standard errors in parentheses						
*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001						

Зависимая переменная: логарифм годового реального дохода индивида i из региона r в год t . Регрессионное уравнение оценивается с включением фиксированных эффектов на регионы, фиксированных эффектов на время, а также перекрестного члена GRP * dummy for years after 2004. В скобках приведены стандартные ошибки в форме Уайта (с поправкой на гетероскедастичность внутри различных групп наблюдений).

***, **, * отражают значимость на 0.1%, 1% и 5% уровнях соответственно.

Результаты оценки базовой спецификации представлены в столбцах (1)-(3) таблицы 11. Влияние шока торговли на реальные заработные платы значимо и положительны в 10-й, 50-й и 90-й квантилях. Этот результат означает, что в результате шока торговли реальные заработные платы в 10-й, 50-й и 90-й квантилях увеличились на 12.4%, 26.7% и 28.7% больше в склонных регионах, чем реальные заработные платы в соответствующих квантилях в несклонных регионах.

В столбцах (4)-(6) таблицы 11 используется показатель объемов торговли регионов (экспорт+импорт) на душу населения в качестве непрерывной (а не бинарной) меры склонности региона к интеграции в международную экономику с целью проверки результатов базовой спецификации на устойчивость. Результаты проверки на устойчивость подтверждают результаты базовой спецификации. В частности, из результатов оценки альтернативной спецификации следует, что влияние шока торговли на реальные заработные платы значимо и положительно в 10-й, 50-й и 90-й квантилях. В этом случае, в результате шока торговли реальные заработные платы в 10-й, 50-й и 90-й квантилях увеличились на 8.5%, 15.3% и 18.8% больше в склонных регионах, чем реальные заработные платы в соответствующих квантилях в несклонных регионах.

Таким образом, получен устойчивый результат оценки влияния изменения условий торговли на неравенство в России. Результат состоит в том, что изменения условий торговли в 2004-2005 годах привели к увеличению межрегионального неравенства в заработных платах во всех квантилях распределения заработных плат индивидов.

2.2.3 Декомпозиция изменений неравенства доходов

В данном разделе будет проведена декомпозиция изменений неравенства доходов между различными регионами с целью определения источников и каналов этих изменений. Для этого мы будем применять метод декомпозиции, предложенный в широко цитируемой работе [23]. Изменения распределения доходов мы декомпозирируем на три составляющие: изменения в распределении наблюдаемых индивидуальных характеристик (количество навыков на рынке труда – образование и опыт работы), изменения в распределении наблюдаемых цен

навыков на рынке труда (отдача от образования и опыта работы), а также изменения в распределении ненаблюдаемых факторов.

На рисунке 19 показана динамика разницы между 90-й и 10-й перцентилями логарифма доходов в период 1999-2012 гг. (1999 год мы принимаем за базовый).

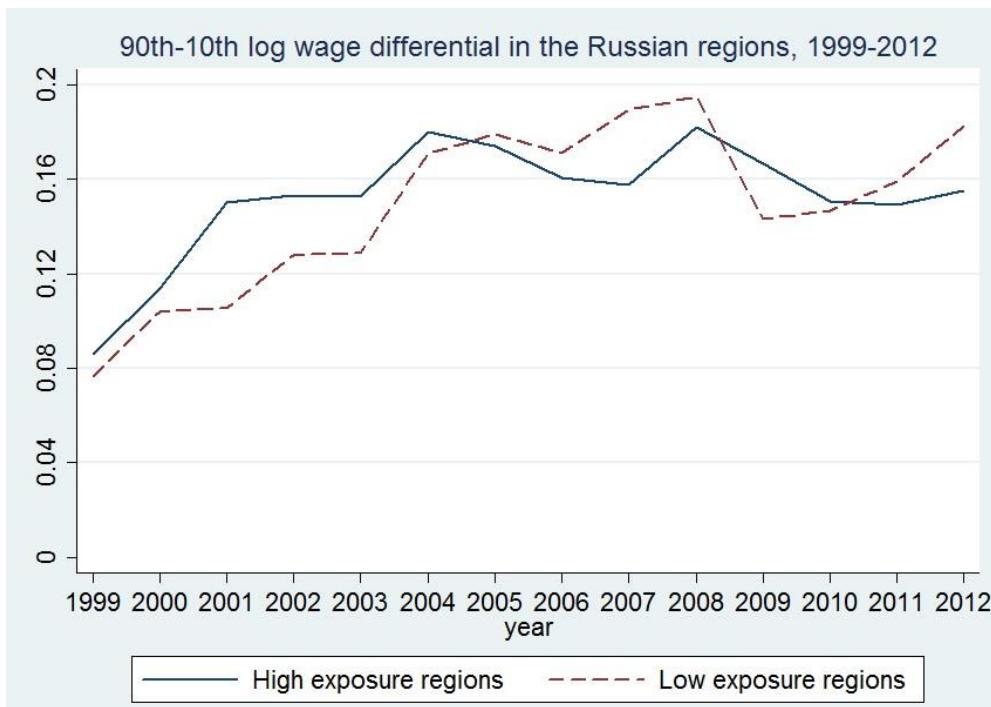


Рисунок 19 — Динамика изменений неравенства доходов – разницы между 90-й и 10-й перцентилями логарифма заработной платы, 1999-2012 (1999 год базовый, доход в логарифмах, нормировка на 1)

Источник: РЛМС, расчеты автора

На Рисунке 19 выше видно, что общее неравенство доходов постепенно растет как в склонных регионах, так и в несклонных регионах. На протяжении периода 1999-2012 гг. разница между 90-й и 10-й перцентилями логарифма доходов, как в склонных, так и в несклонных регионах выросла приблизительно на 20%.

На Рисунках 20-22 показаны результаты декомпозиции изменений внутрирегионального неравенства в заработных платах на составляющие.

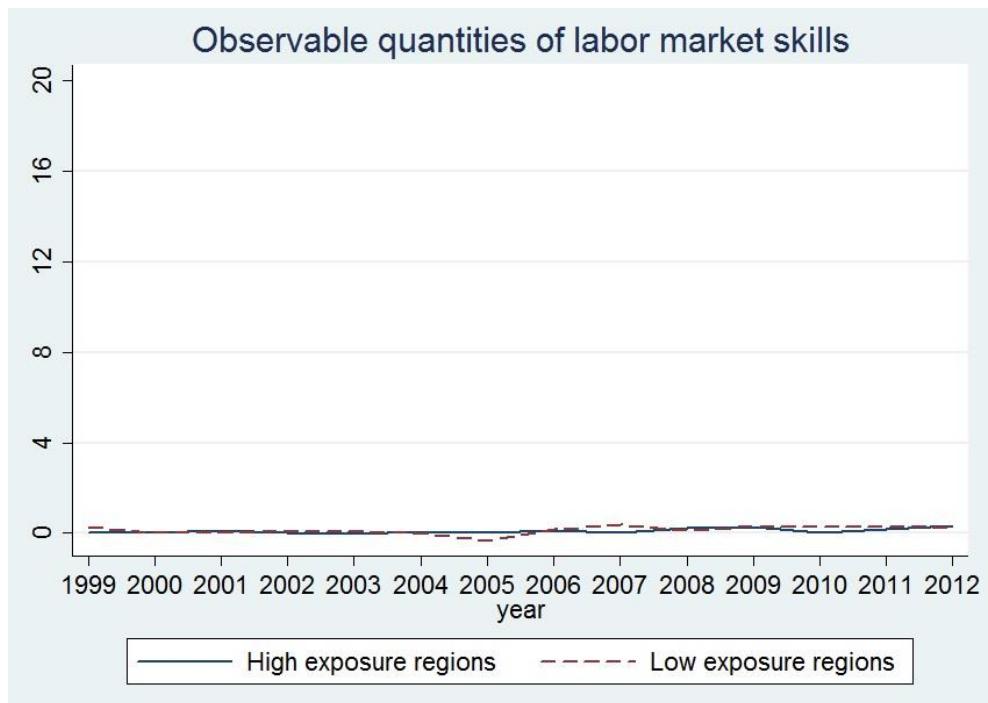


Рисунок 20 — Результаты декомпозиции изменений неравенства доходов на составляющие, изменения в распределении наблюдаемых индивидуальных характеристик (количество навыков на рынке труда – образование и опыт работы), 1999-2012 (1999 год базовый, доход в логарифмах, нормировка на 1)

Источник: РЛМС, расчеты автора

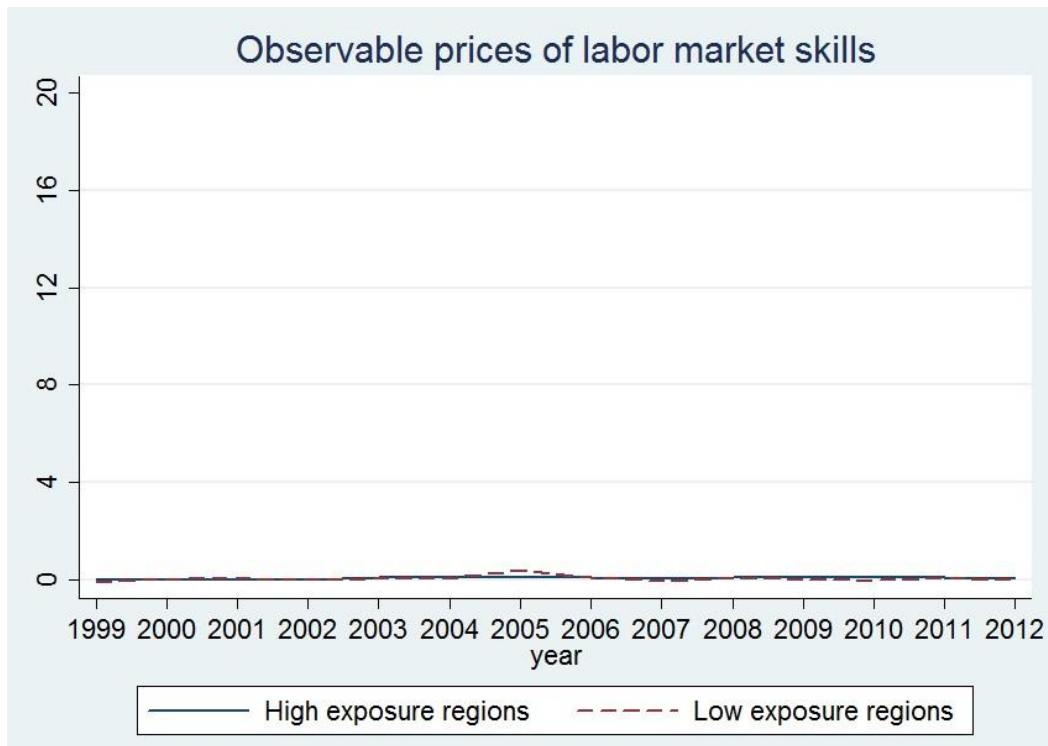


Рисунок 21 — Результаты декомпозиции изменений неравенства доходов на составляющие, изменения в распределении наблюдаемых цен навыков на рынке

труда (отдача от образования и опыта работы), 1999-2012 (1999 год базовый, доход в логарифмах, нормировка на 1)

Источник: РЛМС, расчеты автора

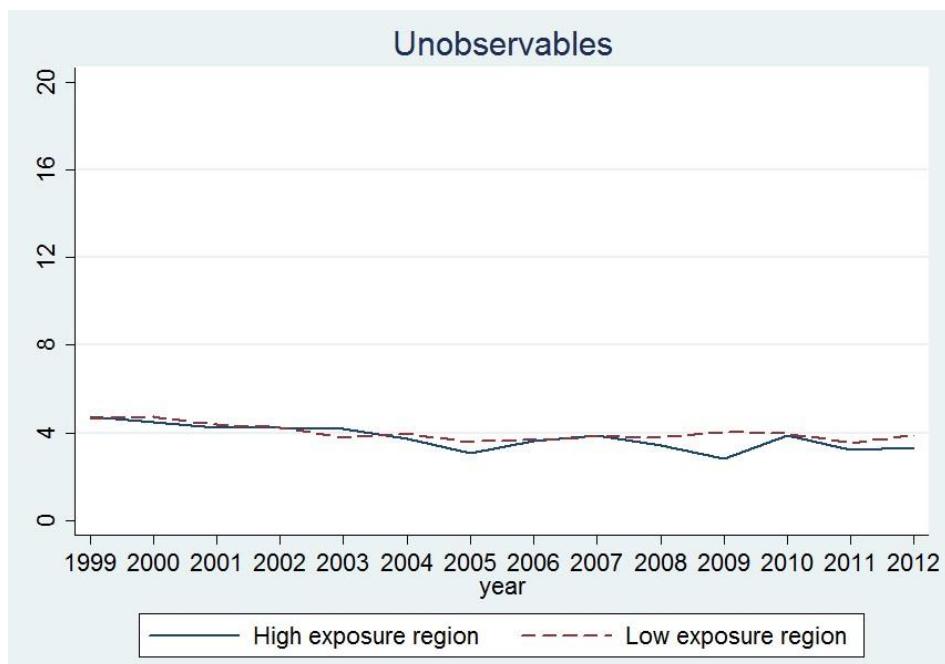


Рисунок 22 — Результаты декомпозиции изменений неравенства доходов на составляющие, изменения в распределении наблюдаемых факторов, 1999-2012 (1999 год базовый, доход в логарифмах, нормировка на 1)

Источник: РЛМС, расчеты автора

Результаты декомпозиции свидетельствуют о том, что изменение распределения наблюдаемых навыков (образования и опыта работы) незначительно увеличивает внутрирегиональное неравенство доходов, как в склонных, так и в несклонных регионах. При этом изменение распределения наблюдаемых навыков в результате шока торговли (после 2004 года) в большей степени увеличивало неравенство доходов в несклонных регионах, чем в склонных. Впрочем, еще раз обратим внимание, что вклад данной составляющей в изменение общего неравенства доходов незначителен. В среднем, в период 1999-2012 гг. изменение распределения наблюдаемых навыков объясняет примерно 0.08% увеличения неравенства в заработных платах внутри склонных регионов и примерно 0.13% увеличения неравенства внутри несклонных регионов.

В среднем, в период 1999-2012 гг. изменение в распределении наблюдаемых цен навыков на рынке труда объясняет примерно 0.07% изменения неравенства в

заработных платах внутри склонных регионов и примерно 0.04% изменения неравенства внутри несклонных регионов.

Основной вклад в общее изменение неравенства доходов в России вносят ненаблюдаемые факторы. Данный результат совпадает с результатами предыдущих исследований по данной теме. В частности, [23] провели декомпозицию изменений неравенства доходов в США и обнаружили, что наибольший вклад в общее изменение неравенства вносят ненаблюдаемые факторы. Авторы работы [8] провели декомпозицию изменений неравенства доходов в Китае и обнаружили, что наибольший вклад в общее изменение неравенства вносят ненаблюдаемые факторы. Как и в случаях Китая и США, в России ненаблюдаемые факторы увеличивают внутрирегиональное неравенство в заработных платах. В частности, на Рисунке 22 мы видим, что действительно, как и в случае с Китаем и США, ненаблюдаемые факторы вносят наибольший вклад в общее неравенство доходов. В среднем, в период 1999-2012 гг., изменения распределения ненаблюдаемых факторов объясняет примерно 4% изменения неравенства в заработных платах внутри склонных регионов и примерно 4.1% изменения неравенства внутри несклонных регионов.

Таким образом, в целом, общее внутрирегиональное неравенство в заработных платах индивидов увеличивается именно за счет изменения распределения ненаблюдаемых факторов.

3 Интеграция и премия за навык

Исследование [77] повысило интерес экономистов к исследованию вопроса увеличивает ли торговля и интеграция неравенство в заработных платах посредством роста отдачи от образования. В данном разделе мы используем эконометрический инструментарий для ответа на поставленный вопрос.

3.1 Обзор премии за навык в России

Следуя распространенному в академической литературе подходу [2], для измерения премии за навык в настоящем исследовании используется показатель отдачи от образования. Центральным показателем для нашего анализа является величина отдачи от высшего образования, так как именно этот показатель используется в академической литературе, посвященной исследованию премии за навык [78].

На Рисунках 23 и 24 представлена динамика премии за навык для выпускников высших учебных заведений и выпускников школ в разбивке по группам регионов в период 1999-2012 гг.

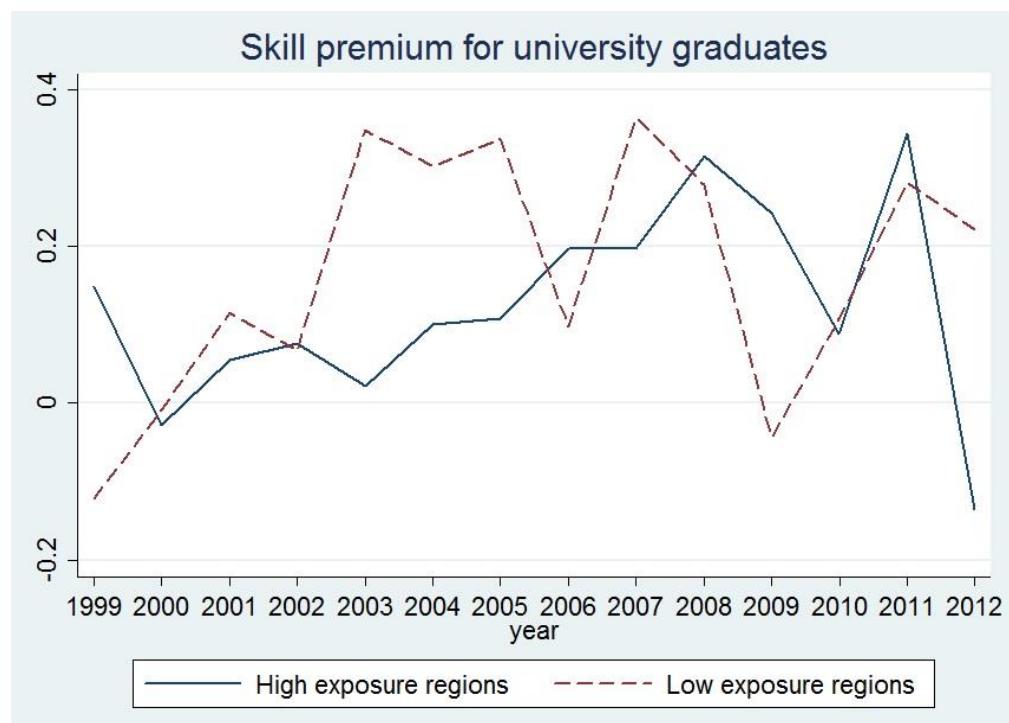


Рисунок 23 — Динамика премии за навык для выпускников высших учебных заведений в разбивке по группам регионов, 1999-2012 гг.

Источник: РЛМС, расчеты автора

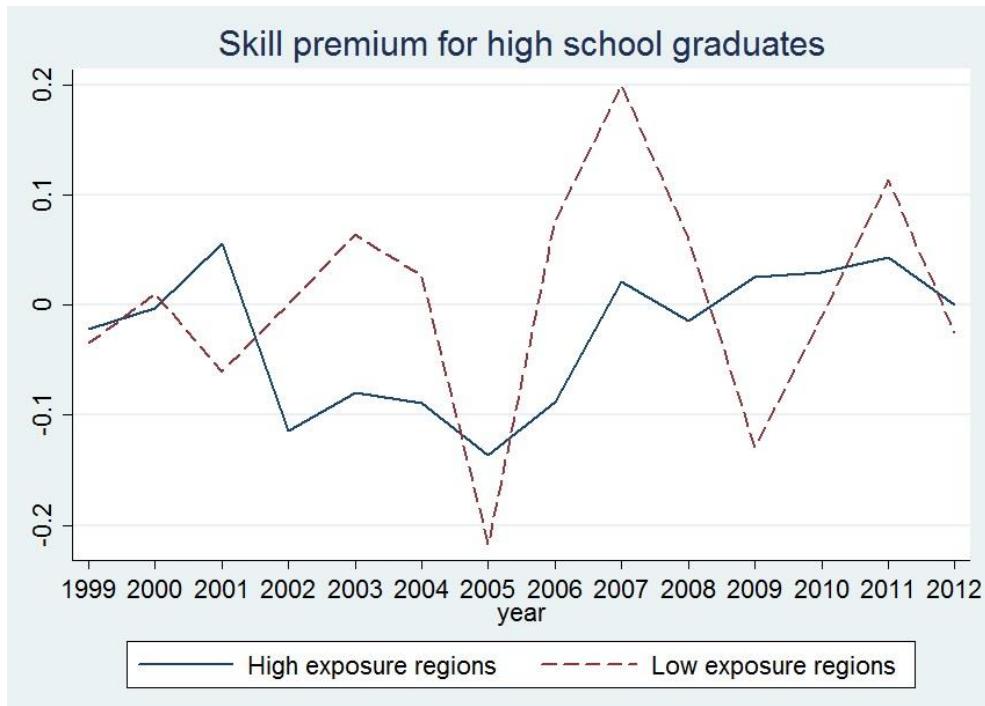


Рисунок 24 — Динамика премии за навык для выпускников школ в разбивке по группам регионов, 1999-2012 гг.

Источник: РЛМС, расчеты автора

На Рисунках 23 и 24 видно, что премия за навык для выпускников ВУЗов, в среднем, выше в склонных регионах, чем в несклонных. При этом можно наблюдать, что изменения условий торговли уменьшили премию за навык для выпускников школ в склонных регионах на 0.3% и на 24% в несклонных регионах.

Отметим, что в среднем за период 1999-2012 гг. в склонных регионах наблюдалась отрицательная премия за навык для выпускников школ (приблизительно -0.5 %).

Следует оговориться о том, что обычно при оценке отдачи от инвестиций в образование перед исследователем возникает проблема эндогенности. Это связано с тем, что типичное минцеровское уравнение исходит из предпосылки о том, что образование является экзогенной переменной, которая никак не связана с ненаблюдаемыми переменными, оказывающими влияние на заработную плату. В действительности это не так. Основным источником эндогенности является тот факт, что люди с более высокими способностями (то есть более высокой предельной отдачей от образования) получают более высокий уровень образования [31]. Невключение способностей в уравнение приводит к тому, что коэффициент

при переменной образования представляет собой сумму двух эффектов – способностей и собственно образования. Поэтому уравнение может давать завышенную оценку отдачи от образования. В данном исследовании проблема эндогенности решается с помощью применения метода Difference in Differences для панельных данных по индивидам при контроле на ненаблюдаемые характеристики индивидов.

Также существует проблема самоотбора [34], когда отдача от инвестиций в образование оценивается на выборке, состоящей из занятых индивидов. Существуют свидетельства, что в этом случае, использование МНК может вести к завышению оценок отдачи от образования [11]. В этой связи, мы провели оценку отдачи от инвестиций в образование методами МНК и хекмановской коррекции, позволяющей учитывать проблему самоотбора. Результаты оценок приведены в таблице 12 ниже.

Таблица 12 – Сопоставление оценок минцеровского уравнения методами МНК и хекмановской коррекции

	OLS	Heckman Selection Model (regression model with sample selection)	Heckman selection model - two-step estimates (regression model with sample selection)
Explanatory variable	(1)	(2)	(3)
diplom	0.221*** (0.011)	0.209*** (0.011)	0.197*** (0.026)
age	0.034*** (0.003)	0.035*** (0.003)	0.042*** (0.008)
jobexper	-0.048*** (-0.004)	-0.040*** (-0.004)	-0.040*** (-0.009)
jobexpsq	-0.001 (-0.001)	-0.001** (-0.001)	-0.001 (-0.001)
male	0.590*** (-0.024)	0.580*** (-0.023)	0.592*** (-0.038)
Selection variable			
marital status		0.001 (-0.001)	-0.001 (-0.001)
diplom		-0.060*** (-0.011)	-0.090*** (-0.015)
age		0.006*** (0.001)	0.031*** (0.001)
Number of observations	16661	17298	17298

Источник: РЛМС, расчеты автора.

Зависимая переменная: логарифм годового реальной заработной платы индивида i из региона r в год t . В скобках приведены стандартные ошибки.

***, **, * отражают значимость на 0.1%, 1% и 5% уровнях соответственно.

Сопоставляя результаты оценок отдачи от образования двумя методами, мы обнаружили, что использование двухшагового метода хекмановской коррекции приводит к снижению оценок отдачи от образования в нашей выборке примерно на 2% по сравнению с оценками, полученными МНК. Полученный нами результат соответствует результатам, полученным [11].

3.2 Эконометрическое оценивание премии за навык

Для того, чтобы выявить влияние шока условий торговли на увеличение премии за навык в склонных регионах по сравнению с несклонными регионами мы будем использовать методологию Difference-in-differences-in-differences (DDD). Спецификация оцениваемого регрессионного уравнения выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned} \ln(w_{int}) = & \beta_0 + \beta_1 Eduhigh_i \times HighExp_r \times Tshock + \beta_2 Eduschool_i \times HighExp_r \times Tshock + \\ & + \beta_3 Eduhigh_i \times Tshock + \beta_4 Eduschool_i \times Tshock + \beta_5 HighExp_r \times Tshock + \\ & + \beta_6 Eduhigh_i \times HighExp_r + \beta_7 Eduschool_i \times HighExp_r + \beta_8 X_{it} + \beta_9 VRP_r \times Tshock + \lambda_r + \lambda_t + \varepsilon_{int} \end{aligned} \quad (82)$$

где все переменные идентичны уравнению (81),

однако переменная «образование», ранее входившая в вектор наблюдаемых

индивидуальных характеристик X_{it} теперь разделена на две дамми-переменные:

$Eduhigh_i$ – приобретает значение 1 в случае, если индивид имеет высшее образование, приобретает значение 0 в противном случае;

$Eduschool_i$ – приобретает значение 1 в случае, если индивид имеет школьное образование, приобретает значение 0 в противном случае.

При оценке приведенной спецификации регрессионного уравнения

центральный интерес представляют коэффициенты β_1 и β_2 при перекрестных

членах $Eduhigh_i \times HighExp_r \times Tshock$ и $Eduschool_i \times HighExp_r \times Tshock$. В рамках оцениваемого регрессионного уравнения эти коэффициенты отражают изменения премии за навык для выпускников ВУЗов и школ в склонных регионах (по отношению к несклонным) в годы, следующие после шока торговли (по отношению к годам, предшествующим шоку торговли). В случае, если

коэффициенты β_1 и β_2 значимы и положительны, это означает, что в склонных регионах премия за навык для выпускников ВУЗов и школ увеличилась в результате шока торговли по отношению к несклонным регионам.

Перед тем как привести результаты оценки уравнения (82), рассмотрим хронологию влияния интеграции на премии за навык. Для этого мы расширим уравнение (2) путем замены переменной $Tshock$ вектором годовых дамм-переменных λ_t , где $t = 1999, \dots, 2012$ и 1999 год мы принимаем за базовый. В таблице 13 приводятся результаты оценки.

Таблица 13 — Результаты регрессии, лежащей в основе Рисунков 25 и 26

lnwage	Coefficient	lnwage	Coefficient
University*HighExposure*1999	0.230 (0.315)	School*HighExposure*1999	-0.138 (0.298)
University*HighExposure*2000	0.268 (0.311)	School*HighExposure*2000	0.022 (0.291)
University*HighExposure*2001	0.310 (0.268)	School*HighExposure*2001	0.269 (0.280)
University*HighExposure*2002	0.537* (0.264)	School*HighExposure*2002	0.234* (0.251)
University*HighExposure*2003	0.584* (0.270)	School*HighExposure*2003	-0.063 (0.225)
University*HighExposure*2004	0.743** (0.237)	School*HighExposure*2004	0.005 (0.178)
University*HighExposure*2005	0.259 (0.183)	School*HighExposure*2005	-0.212 (0.218)
University*HighExposure*2006	0.297 (0.247)	School*HighExposure*2006	0.045 (0.229)
University*HighExposure*2007	0.519 (0.313)	School*HighExposure*2007	-0.010 (0.262)
University*HighExposure*2008	-0.141 (0.251)	School*HighExposure*2008	-0.499 (0.225)
University*HighExposure*2009	0.385 (0.234)	School*HighExposure*2009	-0.179 (0.210)
University*HighExposure*2010	0.361	School*HighExposure*2010	-0.183

	(0.280)		(0.242)
University*HighExposure*2011	0.301		-0.139
	(0.277)		(0.256)
University*HighExposure*2012	0.056		-0.349
	(0.242)		(0.163)
Number of observations = 11524			
F(45, 11478) = 40.12			
Prob > F = 0.0000			
R-squared = 0.1277			

Заметка: Зависимая переменная: логарифм годового реального дохода индивида i из региона r в год t . Регрессионное уравнение оценивается методом наименьших квадратов с включением фиксированных эффектов на регионы, фиксированных эффектов на время, вектора наблюдаемых характеристик, перекрестные члены $\text{eduhigh}^* \text{ high}^* \text{ shock}_-$, $\text{midedu}^* \text{ high}^* \text{ shock}_-$, а также перекрестный член $\text{GRP}^* \text{ dummy for years after 2004}$. В скобках приведены стандартные ошибки в форме Уайта (с поправкой на гетероскедастичность внутри различных групп наблюдений).

***, **, * отражают значимость на 0.1%, 1% и 5% уровнях соответственно.

На Рисунках 25 и 26 представлены оценки коэффициентов β_1 и β_2 и их 95% доверительные интервалы.

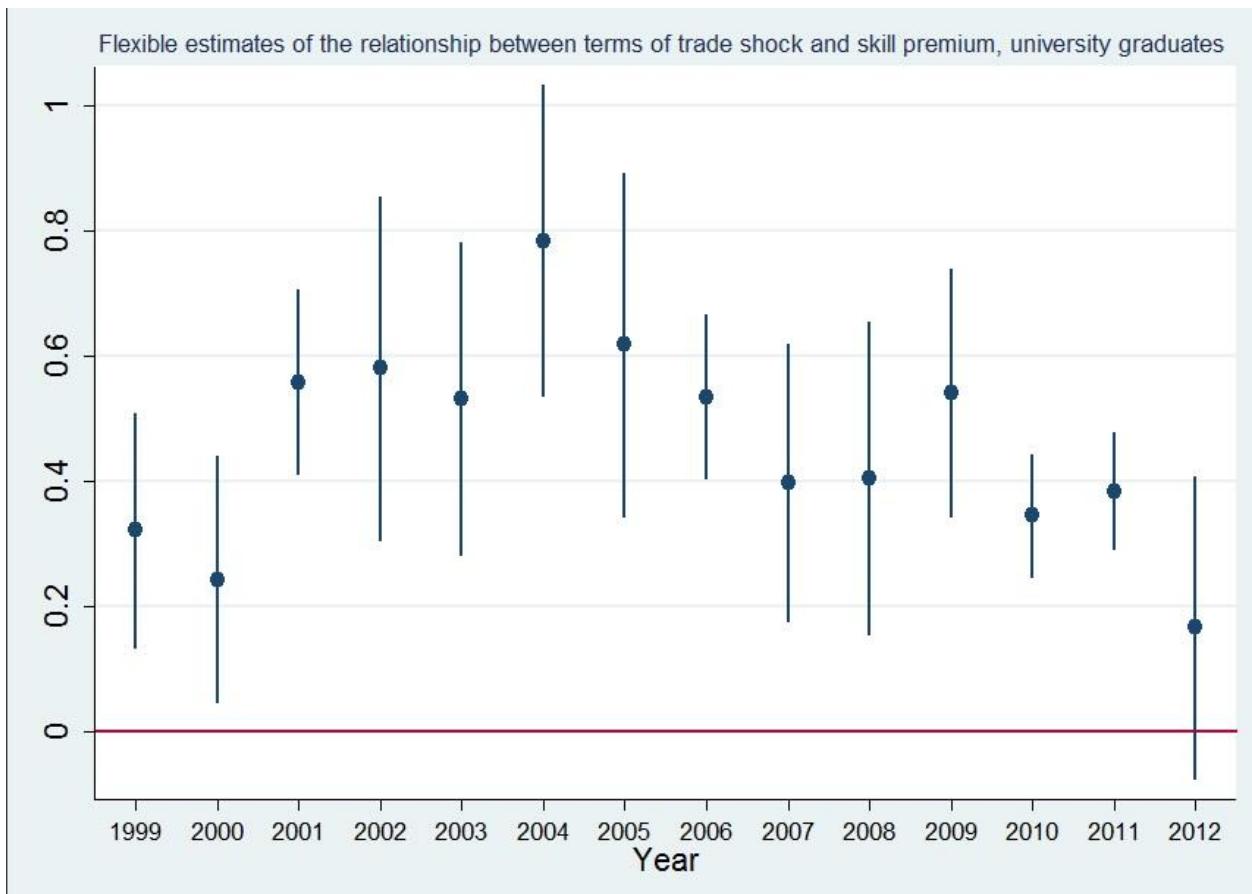


Рисунок 25 — Оценки коэффициентов β_1 и β_2 и их 95% доверительные интервалы, выпускники высших учебных заведений

Источник: РЛМС, расчеты автора

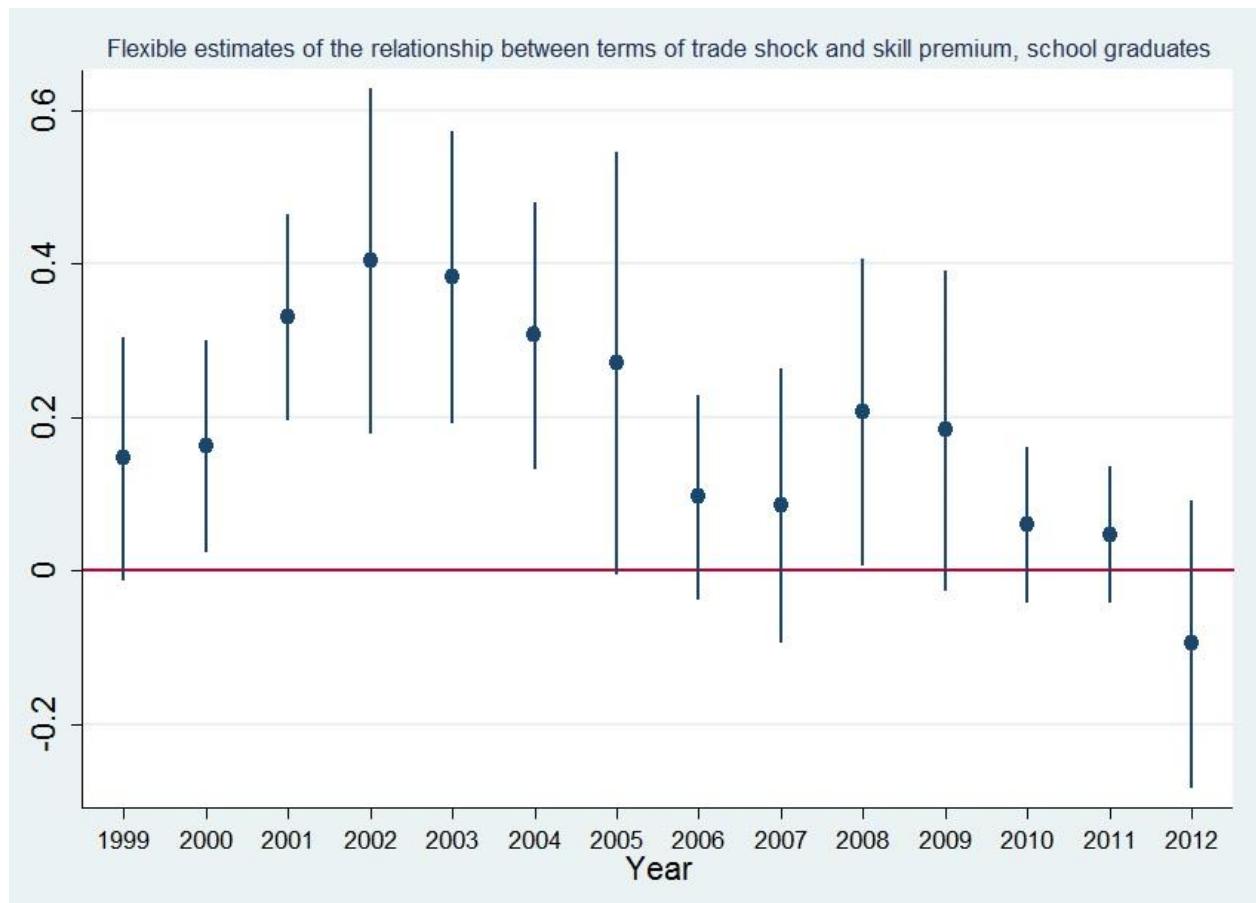


Рисунок 26 — Оценки коэффициентов β_1 и β_2 и их 95% доверительные интервалы, выпускники школ

Источник: РЛМС, расчеты автора

На Рисунках 25 и 26 видно, что в годы, предшествующие интеграции премия за навык как выпускников ВУЗов, так и выпускников школ в склонных регионах превышала премию за навык для выпускников ВУЗов и выпускников школ в несклонных регионах. Последствием интеграции явилось то, что разница в премии за навык выпускников ВУЗов в склонных и несклонных регионах сократилась примерно на 20%, тогда как разница в премии за навык выпускников школ в склонных и несклонных регионах сократилась примерно на 3%. В таблице 14 представлены результаты оценки уравнения (82).

Таблица 14 — Изменения условий торговли и премия за навык – результаты оценки регрессии методом МНК, стандартные ошибки в форме Уайта (82)

Зависимая переменная: логарифм доходов	Базовая спецификация	Проверка устойчивости. Использование показателя торговли региона на душу населения. 10-й перцентиль
highedhiregshock_	-0.584*** (0.060)	
schooledhiregshock_	-0.347*** (0.052)	
EduhighLntradeShock	- -	-0.411** (0.041)
EduschoolLntradeShock	- -	-0.029** (0.011)
eduhighshock_	0.345*** (0.020)	0.306** (0.105)
midedushock_	-0.005 (0.019)	-0.290*** (0.087)
highshock_	0.286*** (0.029)	0.119*** (0.025)
eduhighhireg	0.520*** (0.045)	0.246*** (0.034)
mideduhireg	0.294*** (0.035)	0.140*** (0.028)
jobexpsq	0.020*** (0.001)	-0.001*** (0.001)
male	-0.001*** (0.001)	0.412*** (0.011)
vprshock_	0.413*** (0.011)	-0.001*** (0.001)
Количество наблюдений	11717	11717

* $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$. Зависимая переменная: логарифм годового реального дохода индивида из региона в год . Регрессионное уравнение оценивается с включением фиксированных эффектов на регионы, фиксированных эффектов на время, вектора наблюдаемых характеристик, а также перекрестного члена GRP*dummy for years after 2004. В скобках приведены стандартные ошибки в форме Уайта (с поправкой на гетероскедастичность внутри различных групп наблюдений). ***, **, * отражают значимость на 0.1%, 1% и 5% уровнях соответственно

Оцененные коэффициенты β_1 и β_2 значимы и отрицательны. Это означает, что изменения условий торговли привели к снижению премий за навык как для выпускников ВУЗов, так и выпускников школ в склонных регионах относительно соответствующих выпускников в несклонных регионах. Отметим, что этот результат соответствует модели Хекшера-Олина и теореме Столпер-Самуэльсона. В частности, премия за навык для выпускников ВУЗов в склонных регионах в результате изменений условий торговли снизилась на 58% по сравнению с премией за навык выпускников ВУЗов в несклонных регионах, а премия за навык выпускников школ в склонных регионах в результате изменений условий торговли снизилась на 35% по сравнению с премией выпускников школ в несклонных регионах. Таким образом, с учетом проверки на устойчивость, можно заключить, что изменения условий торговли приводят к снижению премий за навык в склонных регионах относительно премий за навык в несклонных регионах.

Подобный результат может объясняться тем, что вследствие активного распространения в России сильно гетерогенных по качеству предоставляемых услуг образовательных учреждений высшего профессионального образования, расширения доступа к их услугам различных социальных групп, а также распространения заочных форм обучения, во-первых, стало снижаться качество высшего образования, а во-вторых, оно стало постепенно становиться социальной нормой для России. Бум потребительского кредитования в начале 2000х годов также способствовал тому, что высшее образование в России стало доступнее потребителям. Во многом, именно ненаблюдаемая гетерогенность качества образовательных услуг при одинаковых наблюдаемых результатах прохождения профессиональной подготовки (диплом бакалавра или магистра) приводит к постепенному снижению отдачи от высшего образования. Рынок труда постепенно подстраивается под предложение рабочей силы (и её качество). Наличие диплома о высшем образовании в условиях, в среднем, снижения качества подготовки, перестает быть сигналом о тех или иных качествах индивида для предприятий, осуществляющих найм работников. Подобная ситуация потенциально приводит к увеличению издержек на поиск работы индивидами и найм сотрудников фирмами, то есть к увеличению фрикционной на рынке труда.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящей работе на данных «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» проводится оценка влияния шока условий торговли на неравенство доходов в большой развивающейся стране (России). В частности, выявляется различное влияние интеграционного шока в виде скачка мировых цен на энергоресурсы (одна из основных статей российского экспорта) на неравенство доходов в различных группах российских регионов.

Основными результатами проведенного исследования являются следующие.

Во-первых, в среднесрочной перспективе улучшение условий торговли России увеличивает межрегиональное неравенство заработных плат посредством увеличения заработных плат во всех квантилях распределения заработных плат в склонных регионах относительно несклонных регионов. В частности, в результате улучшения условий торговли реальные заработные платы в 10-й, 50-й и 90-й квантилях увеличились на 12.4%, 26.7% и 28.7% больше в склонных регионах, чем реальные заработные платы в соответствующих квантилях в несклонных регионах.

Декомпозиция изменений распределения доходов на составляющие показывает, что основной вклад в общее изменение внутрирегионального неравенства в заработных платах индивидов в России вносят ненаблюдаемые факторы. В частности, в среднем, в период 1999-2012 гг., изменения распределения ненаблюдаемых факторов объясняют примерно 4% изменения неравенства в заработных платах внутри склонных регионов и примерно 4.1% изменения неравенства внутри несклонных регионов. Таким образом, в целом, общее внутрирегиональное неравенство в заработных платах индивидов увеличивается именно за счет изменения распределения ненаблюдаемых факторов.

В результате улучшения условий торговли премия за навык для выпускников ВУЗов в склонных регионах снизилась на 58% по сравнению с премией за навык выпускников ВУЗов в несклонных регионах, а премия за навык выпускников школ в склонных регионах снизилась на 35% по сравнению с премией выпускников школ в несклонных регионах. Таким образом, изменения условий торговли приводят к снижению премий за навык в склонных регионах относительно премий за навык в несклонных регионах.

Хотя улучшение условий торговли и интеграция России в мировую экономику увеличивает межрегиональное неравенство заработных плат индивидов, наблюдается снижение премий за навык, что соответствует предсказаниям модели Хекшера-Олина и теореме Столпера-Самуэльсона.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Goldberg P. Trade, inequality, and poverty: what do we know? Evidence from recent trade liberalization episodes in developing countries // In: Brookings Trade Forum 2004 / Ed. by Collins G. Washington, D.C.: Brookings Institution Press, 2004. pp. 223–269.
2. Goldberg P., "Distributional effects of globalization in developing countries," *Journal of Economic Literature*, No. 45 (1), 2007. pp. 39–82.
3. Cragg E., "Why has wage dispersion grown in Mexico? Is it the incidence of reforms or the growing demand for skills?," *Journal of Development Economics*, No. 51 (1), 1996. pp. 99–116.
4. Hanson H., "Who gains from trade reform? Some remaining puzzles," *Journal of Development Economics*, No. 59 (1), 1999. pp. 125–154.
5. Wei W, "Globalization and Inequality: Evidence from Within China," 2001, NBER Working Paper 8611.,
6. Orazio G.P., "Trade reforms and wage inequality in Colombia," *Journal of Development Economics*, No. 74 (2), 2004. pp. 331–366.
7. Goldberg P., "Trade, wages, and the political economy of trade protection: evidence from the Colombian trade reforms," *Journal of International Economics*, No. 66 (1), 2005. pp. 75–105.
8. Han L.Z., "Globalization and wage inequality: Evidence from urban China," *Journal of International Economics*, No. 87(2), 2012. pp. 288-297.
9. Лукьянова, "Динамика и структура неравенства по заработной плате (1998–2005 гг.)," Высшая школа экономики, гос. ун-т, Москва, Препринт 2013.
10. Лукьянова, "Дифференциация заработных плат в России (1991–2008 гг.): факты и объяснения," *Вопросы статистики*, No. 11, 2010. pp. 38-46.
11. Лукьянова, "Отдача от образования: что показывает мета-анализ," *Экономический журнал ВШЭ*, No. 14(3), 2010. pp. 326-348.
12. Ощепков, "Отдача от высшего образования в российских регионах," *Экономический журнал ВШЭ*, No. 14(4), 2010. pp. 468-491.
13. Капельюшников О., "Российский рынок труда: парадоксы посткризисного развития," *Вопросы экономики*, No. 7, 2014. pp. 66-92.
14. Вишневская, "Либерализация внешней торговли и рынок труда," Высшая школа экономики. Гос. ун-т., Москва, Препринт 2003.
15. Akhmedov et al., "Adjustment costs of trade liberalization: Estimations for the Russian labor market," CEFIR/NES, Moscow, Working Paper Series 86, 2005.
16. Gianella, "A Golden Rule for Russia? How a Rule-Based Fiscal Policy Can Allow a Smooth Adjustment to the New Terms of Trade," OECD Economics Department, Working Papers 537, 2007.
17. Hanson. Globalization, labor income, and poverty in Mexico // In: Globalization and Poverty / Ed. by Harrison. Chicago; Washington D.C.: University of Chicago Press; Brookings Institution Press, 2007.
18. Verhoogen, "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector," *The Quarterly Journal of Economics*, No. 123(2), 2008. pp. 489-530.
19. Topalova, "Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: evidence on poverty from India," *American Economic Journal: Applied Economics*, No. 2 (4), 2010. pp. 1–41.
20. Lehmann W, "Wage arrears and the distribution of earnings in Russia.," 2001.

21. Lukyanova, "Structure and distribution of earnings in Russia, 1994–2003," *The Journal of Comparative Economic Studies*, No. 4, 2008. pp. 9-40.
22. Лукьянова, "Динамика и структура неравенства по заработной плате (1998— 2005 гг.)," Высшая школа экономики, Препринты 06, 2007.
23. Juhn M.P., "Wage inequality and the rise in returns to skill," *Journal of political Economy*, 1993. pp. 410-442.
24. Maddison. Dynamic forces in capitalist development: A long-run comparative view. 2nd ed. Oxford: Oxford University Press, 1991. 326 pp.
25. Keynes, "National self-sufficiency," *Studies: An Irish Quarterly Review*, 1933. pp. 177-193.
26. Cline, "Trade and income distribution," Peterson Institute, 1997.
27. Bound J., "Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations," *The American Economic Review*, 1992. pp. 371-392.
28. Vernon, "International investment and international trade in the product cycle," *The Quarterly Journal of Economics*, 1966. pp. 190-207.
29. Grossman H., "Trade, knowledge spillovers, and growth. , ,," *European Economic Review*, No. 35(2), 1991. pp. 517-526.
30. Stafford. Forestalling the demise of empirical economics: the role of microdata in labor economics research // In: Handbook of labor economics, 1. 1987. pp. 387-423.
31. Angrist K. Empirical strategies in labor economics // In: Handbook of labor economics, 3. 1999. pp. 1277-1366.
32. Ashenfelter K., "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins," *The American Economic Review*, No. 84(5), 1994. pp. 1157-1173.
33. Card K., "Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania," *The American Economic Review*, No. 84(4), 1994.
34. Heckman, "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1979. pp. 153-161.
35. Turnbull, "Nonparametric estimation of a survivorship function with doubly censored data," *Journal of the American Statistical Association*, No. 69(345), 1974. pp. 169-173.
36. Koenker. Quantile Regression. Chicago: Cambridge University Press, 2005.
37. Meyer, "Natural and quasi-experiments in economics. , ,," *Journal of business & economic statistics*, No. 13(2), 1995. pp. 151-161.
38. Dufour, "Identification, weak instruments, and statistical inference in econometrics," *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, No. 36(4), 2003. pp. 767-808.
39. Murphy W., "The Structure of Wages," *The Quarterly Journal of Economics*, 1992. pp. 285-326.
40. Katz M., "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *The Quarterly Journal of Economics*, No. 107(1), 1992. pp. 35-78.
41. Ashenfelter M., "Graduate education, ability, and earnings," *The Review of Economics and Statistics*, 1968. pp. 78-86.
42. Card S, "Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment ,," National Bureau of Economic Research, Working Paper 1987.
43. Dehejia W., "Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs," *Journal of the American statistical Association*, No. 94(448), 1999. pp. 1053-1062.
44. Heckman I.T., "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme," *The review of economic studies*, No. 64(4), 1997. pp. 605-654.

45. Freeman, "Longitudinal analyses of the effects of trade unions," National Bureau of Economic Research, Working Paper, 1983.
46. Ashenfelter C., "Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs," *The Review of Economics and Statistics*, No. 67(4), 1985. pp. 648-660.
47. Card, "The impact of the Mariel boatlift on the Miami labor market," *Industrial & Labor Relations Review*, No. 43(2), 1990. pp. 245-257.
48. Hausman T., "Panel data and unobservable individual effects," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1981. pp. 1377-1398.
49. Angrist K., "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?," *The Quarterly Journal of Economics*, No. 106(4), 1991. pp. 979-1014.
50. Angrist L., "Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on student achievement," *The Quarterly Journal of Economics*, 1999. pp. 533-575.
51. Hansen W.S., "Schooling and earnings of low achievers," *The American Economic Review*, 1970. pp. 409-418.
52. Griliches, "Estimating the returns to schooling: Some econometric problems," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1977. pp. 1-22.
53. Griliches M., "Education, income, and ability," *The Journal of Political Economy*, 1972. pp. 74-103.
54. Chamberlain, "Omitted variable bias in panel data: estimating the returns to schooling," *Annales de l'INSEE*, April 1978. pp. 49-82.
55. Barnow C.G., "Selection on observables," *Evaluation Studies Review Annual*, No. 5(1), 1981. pp. 43-59.
56. Chamberlain, "Education, income, and ability revisited," *Journal of Econometrics*, No. 5(2), 1977. pp. 241-257.
57. Carneiro HH, "Estimating Distributions of Treatment Effects with an Application to the Returns to Schooling and Measurement of the Effects of Uncertainty on College," National Bureau of Economic Research, Working Paper 2003.
58. Lewis. Union relative wage effects // In: Handbook of labor economics, 2. 1986. pp. 1139-1181.
59. Abowd F., "Job queues and the union status of workers," *Industrial & Labor Relations Review*, No. 35(3), 1982. pp. 354-367.
60. Ashenfelter, "Estimating the effect of training programs on earnings," *The Review of Economics and Statistics*, 1978. pp. 47-57.
61. Griliches H., "Errors in variables in panel data," *Journal of econometrics*, No. 31(1), 1986. pp. 93-118.
62. Imbens W, "Recent developments in the econometrics of program evaluation," National Bureau of Economic Research, Working Papers, 2008.
63. Lester, "Shortcomings of marginal analysis for wage-employment problems," *The American Economic Review*, 1946. pp. 63-82.
64. Friedberg H., "The impact of immigrants on host country wages, employment and growth," *The Journal of Economic Perspectives*, 1995. pp. 23-44.
65. Meyer, "Natural and quasi-experiments in economics," *Journal of business & economic statistics*, No. 13(2), 1995. pp. 151-161.
66. Angrist, "Lifetime earnings and the Vietnam era draft lottery: evidence from social security administrative records," *The American Economic Review*, 1990. pp. 313-336.
67. Angrist I.R., "Identification of causal effects using instrumental variables," *Journal of the American Statistical Association*, No. 91(434), 1996. pp. 444-455.
68. Goldberger. A course in econometrics. Harvard University Press, 1991.

69. Bound J.B., "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak," *Journal of the American statistical association*, No. 90(430), 1995. pp. 443-45.
70. Thistlethwaite C., "Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment," *Journal of Educational psychology*, No. 51(6), 1960.
71. Angrist, Lavy, "Does Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools," *Journal of Labor Economics*, No. 19 (2), 2001.
72. Freeman, Hall, "Permanent homelessness in America?," *Population Research and Policy Review*, No. 6(1), 1987. pp. 3-27.
73. Borjas, Freeman, and Lang, "Undocumented Mexican-born workers in the United States: how many, how permanent?," *Immigration, trade, and the labor market*, 1991. pp. 77-100.
74. Li, Lang, and Leong, "Does Competition Eliminate Discrimination? Evidence from the Commercial Sex Market in Singapore," *National Bureau of Economic Research*, No. No. w20911, 2015.
75. Behrman, Rosenzweig, and Taubman, "College choice and wages: Estimates using data on female twins," *The Review of Economics and Statistics*, 1996. pp. 672-685.
76. Angrist P. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press, 2008.
77. Feenstra H., "Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras," *Journal of international economics*, No. 42(3), 1997. pp. 371-393.
78. Katz A. Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality // In: *Handbook of Labor Economics* / Ed. by Ashenfelter C. Elsevier, 1999.
79. Johnson S. The Labor Market Implications of International Trade // In: *Handbook of Labor Economics* 3. 1999.
80. Leamer L. International Trade Theory: The Evidence // In: *Handbook of International Economics*, 3. 1995.
81. Jones, "The structure of simple general equilibrium models," *The Journal of Political Economy*, 1965. pp. 557-572.
82. Melitz, "The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity," *Econometrica*, No. 71(6), 2003. pp. 1695-1725.
83. Helpman I.R., "Inequality and unemployment in a global economy," *Econometrica*, No. 78(4), 2010. pp. 1239-1283.
84. Helpman IMR, "Trade and inequality: From theory to estimation," National Bureau of Economic Research, Working Paper w17991, 2012.
85. Becker. Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education. University of Chicago Press, 2009.
86. Becker C., "Education and the Distribution of Earnings," *The American Economic Review*, 1966. pp. 358-369.
87. Mincer, "Investment in human capital and personal income distribution," *The journal of political economy*, 1958. pp. 281-302.
88. Mincer, "On-the-job training: Costs, returns, and some implications," *The Journal of Political Economy*, 1962. pp. 50-79.
89. Mincer. *Schooling, Experience, and Earnings*. NBER Books, 1974.
90. Becker, "Investment in human capital: A theoretical analysis," *The journal of political economy*, 1962. pp. 9-49.
91. Hanoch, "An economic analysis of earnings and schooling," *Journal of human Resources*, 1967. pp. 310-329.
92. Hansen, "Total and private rates of return to investment in schooling," *The Journal of*

Political Economy, 1963. pp. 128-140.

93. Griliches, "Sibling models and data in economics: Beginnings of a survey," *The Journal of Political Economy*, 1979. pp. 37-64.
94. Rosen, "Human capital: relations between education and earnings," *Frontiers of quantitative economics*, No. 3, 1977.
95. Willis R., "Education and Self-Selection," *Journal of Political Economy*, No. 87(5 pt 2), 1979.
96. Kenny L.M.T., "Returns to college education: An investigation of self-selection bias based on the project talent data," *International Economic Review*, 1979. pp. 775-789.
97. Oaxaca, "Male-female wage differentials in urban labor markets," *International Economic Review*, No. 14, 1973. pp. 693-709.
98. Nardo D., Fortin, and Lemieux, "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach," *Econometrica*, No. 64, 1996. pp. 1001-1044.
99. Chernozhukov, Fernandez-Val, and Melly, "Inference on Counterfactual Distributions," *CeMMAP working paper CWP09/09*, 2009.
100. DiNardo, Fortin, and Lemieux, "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach," *Econometrica*, No. 64, 1996. pp. 1001-1044.