

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

Е.С. Котырло, Е.Я. Варшавская

**ВЛИЯНИЕ СОКРАЩЕНИЯ СРОКА
СРОЧНОЙ СЛУЖБЫ В АРМИИ
НА СПРОС НА ВЫСШЕЕ ОБРАЗОВАНИЕ**

Препринт WP3/2021/06

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва
2021

Редактор серии WP3
«Проблемы рынка труда»
В.Е. Гимпельсон

Котырло, Е. С., Варшавская, Е. Я.

Влияние сокращения срока срочной службы в армии на спрос на высшее образование [Электронный ресурс] : препринт WP3/2021/06 / Е. С. Котырло, Е. Я. Варшавская ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». — Электрон. текст. дан. (1 Мб). — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2021. — (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»). — 32 с.

В работе оценивается эффект сокращения срока службы в армии 2007–2008 гг. на спрос на высшее образование. Отличие российской реформы от проведенных в ряде европейских стран в 2000-х годах состоит в том, что срочная служба в армии не была упразднена полностью, а лишь вдвое была сокращена ее продолжительность. Исследование построено на методе «разности в разностях». Его эмпирическую базу составили данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (RLMS HSE). Выполнен анализ спроса на высшее образование в группах одного возраста (25–28 лет), попавших и не попавших под реформу. Оценки свидетельствуют о том, что реформа не оказала какого-либо влияния на спрос на высшее образование как со стороны мужчин, отслуживших в армии по новым правилам, так и со стороны тех, кто в армии не служил. Исходя из предположения, что получение высшего образования выступало альтернативой службе в армии, мы не можем заключить, что оно изменило свою роль после сокращения срока службы.

Котырло Елена Станиславовна, доктор экономических наук, доцент департамента прикладной экономики факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики»; Российская Федерация, 101000, Москва, ул. Мясницкая, д. 20; E-mail: ekotyrl@hse.ru

Варшавская Елена Яковлевна, доктор экономических наук, профессор департамента организационного поведения и управления человеческими ресурсами Высшей школы бизнеса Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Российская Федерация, 101000, Москва, ул. Мясницкая, д. 20; E-mail: evarshavskaya@hse.ru

Препринты Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>

© Котырло Е.С., 2021
© Варшавская Е.Я., 2021
© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2021

1. Введение¹

После окончания холодной войны ряд стран (например, Бельгия, Великобритания, Германия, Испания, Франция) отменили срочную службу в армии и полностью перешли на контрактный принцип ее формирования. В других странах сохраняется призыв на службу в армию для юношей (значительно реже и для девушек) определенного возраста². В России в настоящее время действует смешанный принцип комплектования Вооруженных сил, который предполагает сочетание призыва на срочную службу и контрактной службы. При этом с 1 января 2008 г. срок службы в армии был сокращен с двух лет до одного года.

Цель работы – оценить влияние сокращения срока службы в армии в России на спрос на высшее образование как среди юношей в целом, так и среди тех, кто отслужил срочную службу (армейцев).

Исследователи проявляют значительный интерес к анализу последствий военной службы. Первоначально изучались эффекты службы в армии во время военных конфликтов: во Второй мировой войне (Angrist, Krueger, 1994; Bedard, Deschenes, 2006) и в войне США во Вьетнаме (Angrist, 1990; Card, Lemieux, 2001; Lindo, Stoecker, 2014). Затем исследовательский интерес сместился к анализу влияния армейской службы в мирное время. В фокусе публикаций изучение воздействия службы в армии на здоровье (Angrist et al., 2010; Bedard, Deschenes, 2006; Card, Yakovlev, 2014; Conley, Heerwig, 2012); на заработную плату и занятость (Angrist, 1990; Angrist, Krueger, 1994; Angrist, Chen, 2011; Grenet et al., 2011; Torun, 2019; Ратникова, Копыток, 2019); на преступность (Galiani et al., 2011; Hjalmarsson, Lindquist, 2019; Lindo, Stoecker, 2014); на брачный статус (Conley, Heerwig, 2011; MacLean, Elder, 2007; Teachman et al., 2015; Wright et al., 2005); на спрос на профессиональное образование (Angrist, Krueger, 1992; Bauer et al., 2014; Buonanno, 2006; Card, Lemieux, 2001; Cipollone, Rosolia, 2007; Dong, 2017; Di Pietro, 2013; Hubers, Webbink, 2015; Keller et al., 2010; Maurin, Xenogiani, 2007; Mouganie, 2020; Torun, Tumen, 2016).

Работы, в которых анализируется влияние службы в армии в России, единичны. (Card, Yakovlev, 2014) изучили влияние срочной службы на рубеже 1980–1990-х годов на здоровье и вредные привычки российских мужчин. В работах (Dong, 2017; Ратникова, Копыток, 2019) проанализировано влияние срочной службы на зарплату. Dong (2017) рассматривает также воздействие службы в армии на вероятность получения высшего образования. Фактически это единственная известная нам работа, в которой анализируется связь службы в армии и спроса на образование в России, однако она носит преимущественно

¹ Авторы благодарны участникам совместного семинара ЦеТИ и ЛИРТ и О.А. Лазаревой (рецензенту доклада) за плодотворное обсуждение первых результатов исследования.

² Информацию об основных принципах формирования Вооруженных сил можно найти по адресу <https://worldpopulationreview.com/country-rankings/countries-with-mandatory-military-service>.

методический характер. Кроме того, в отличие от Dong (2017), которая применяет метод разрывных регрессий, мы используем метод разности разностей. Однако наш вклад состоит не только и не столько в том, что мы исследуем эффект службы в армии на спрос на высшее образование. Принципиальная новизна представленного исследования определяется прежде всего тем, что в отличие от работ зарубежных авторов нами выполнена оценка влияния на спрос на высшее образование (далее – ВО) не полной отмены срочной службы, а сокращения ее срока.

Работа имеет следующую структуру. Во втором разделе представлен обзор ранее проведенных исследований о влиянии службы в армии на участие в высшем образовании. Далее в разделе 3 приведена краткая характеристика того, как менялась политика призыва в армию в СССР и постсоветской России в последние полвека. Затем описаны стратегия исследования (раздел 4), используемые данные и модель (раздел 5). В разделе 6 отражены основные результаты. В Заключение сформулированы выводы исследования.

2. Обзор литературы

Исследования, в которых анализируется влияние призыва на участие в образовании, дают неоднозначные результаты. В ряде работ установлено, что призыв в армию сокращает спрос на профессиональное образование, а отмена обязательной службы его, соответственно, повышает. Так, (Keller et al., 2010), используя данные по странам ОЭСР за 1960–2000 гг., установили, что интенсивность призыва, измеряемая долей отслуживших в рабочей силе и продолжительностью службы, значительно сокращает спрос на высшее образование. (Hubers, Webbink, 2015) обнаружили, что система обязательной военной службы в Нидерландах снижает долю выпускников университетов на 1,5 п.п. по сравнению с исходным уровнем в 12,3%. Кроме того, служба в армии снижает вероятность получения высшего образования почти на 4 п.п. (Buonanno, 2006) показал, что в Великобритании отмена призыва привела к росту спроса на высшее образование среди мужчин в возрасте 18 лет и старше на 2–4 п.п. Аналогичные результаты были получены (Cipollone, Rosolia, 2007), которые изучали последствия освобождения от обязательной военной службы некоторых когорт мужчин в связи с землетрясением в Южной Италии. Они установили, что это освобождение привело к росту доли мужчин, окончивших вуз, на 2 п.п.

Результаты других исследований, наоборот, свидетельствуют о снижении спроса на образование. (Di Pietro, 2013) обнаружил, что отмена обязательной военной службы в Италии не оказала статистически значимого влияния на показатель зачисления в университеты. Однако это влияние было неоднородным и зависело от социально-экономического статуса индивида. Повысив спрос на образование мужчин из более обеспеченных слоев населения, отмена призыва негативно повлияла на желание получить образование среди мужчин из менее благополучных слоев.

В работах (Angrist, Krueger, 1992; Card, Lemieux, 2001) показано, что в США в течение 1965–1975 гг. желание уклониться от призыва, благодаря получению отсрочки при обучении в вузе, привело к росту как числа зачисленных в колледжи, так и числа выпускников. Аналогичный результат был получен на данных Германии, где возможность получения отсрочки увеличивает вероятность получения высшего образования на 15% (Bauer et al., 2014). (Maurin, Xenogiani, 2007; Mouganie, 2020) исследовали влияние французской реформы 1997 г., отменившей обязательную военную службу для юношей, рожденных после 1979 г. Они показали, что юноши, которых коснулась реформа, имеют более низкий уровень образования и меньшую вероятность успешного окончания колледжа или вуза. Наиболее сильное влияние реформа оказала на образование мужчин из менее обеспеченных социально-экономических групп. (Togun, Tumen, 2016) проанализировали влияние введения возможности освобождения от воинской службы за определенную плату в Турции для мужчин, родившихся до 31 декабря 1972 г. Они пришли к выводу, что эта возможность снижает вероятность окончания колледжа или университета и продолжительность обучения среди мужчин, имеющих право воспользоваться «платным освобождением» от службы, по сравнению с теми, кто такого права не имеет. Исследователи обычно связывают положительное влияние призыва в армию на включенность в образование с «избегательным поведением», то есть со стремлением избежать военной службы или отложить ее начало.

Как уже отмечалось, единственной работой, в которой рассматривается связь службы в армии и спроса на образование в России, является статья (Dong, 2017). В ней установлено, что служба в армии значительно снижает вероятность получения высшего образования в России. Dong объясняет такой результат тем, что государственная политика финансово не стимулирует бывших армейцев получить высшее образование. Кроме того, по ее мнению, отсрочка, связанная с профессиональным обучением, не является основным способом избежать призыва в армию в России, так как существуют незаконные, возможно, и более дорогие, альтернативы.

3. Военная служба в России

Современная российская армия комплектуется по смешанному принципу: на основе сочетания призыва на военную службу по экстерриториальному принципу (срочники) и добровольной службы по контракту (контрактники). С начала 1990-х годов доля срочников неуклонно снижается (рис. 1). Если среди юношей 1950–1970-х годов рождения, срочную службу в армии проходило около 80%, то в возрастной когорте 1980–1990-х годов рождения эта доля не превышает 40%. Причиной столь существенного уменьшения доли служивших в армии стало прежде всего сокращение Вооруженных сил России вследствие окончания холодной войны и политики демилитаризации 1990-х годов. Численность российской армии сократилась в течение 1992–1998 гг. в 2,5 раза: с 2,7 до 1,1 млн человек,

в том числе срочников более чем в 3,5 раза (Andresen, 2010; Spivak, Pridemore, 2004). Другой причиной стал образовательный бум 1990-х годов и массовизация высшего образования. Так, за период 1992–1999 гг. число принятых в вузы увеличилось практически вдвое – с 520,7 до 1059,0 тыс. человек. Причем рост числа студентов происходил на фоне практически неизменной, а затем и сокращающейся по численности молодежной когорты. Еще одним фактором снижения доли служивших в армии был крайне низкий престиж ее как социального института. По данным репрезентативных всероссийских опросов, в 1998–1999 гг. 56% респондентов утверждали, что в российском обществе преобладает отрицательное отношение к армии, и только 18–21% говорили о положительном отношении к ней (Армия и срочная служба, 2014). Не хотели, чтобы их близкий родственник служил в армии, 84% респондентов. Причинами этого назывались прежде всего неуставные отношения, возможность гибели или ранения в военных конфликтах, тяжелые бытовые условия, пьянство и наркомания. Негативные оценки армии как социального института и службы в ней были наиболее распространены среди жителей крупных городов, имеющих высокий уровень образования и доход выше среднего (Левада-центр, 2002). Как следствие, массовый характер приобрело уклонение от воинской службы. По данным Генерального штаба, в конце 1990-х годов около 40% граждан, состоящих на воинском учете и подлежащих призыву, уклонялось от службы в армии (Годовалый солдат, 2008).

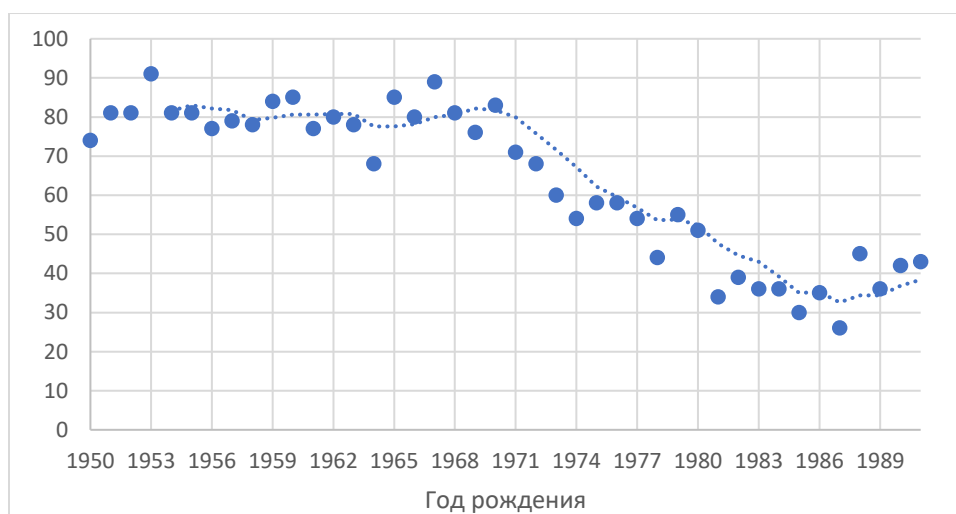


Рис. 1. Доля служивших в армии по призыву по году рождения, % (показана скользящая средняя за 5 лет)

Источник: Расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ (2014 г.).

Развитие контрактной службы в современной российской армии началось после распада СССР (в декабре 1991 г.) и вначале столкнулось с рядом ограничений, прежде

всего финансового, а также кадрового характера. Действие этих ограничений наиболее сильно проявилось в 1990-х – первой половине 2000-х годов³. С начала 2010-х годов численность контрактников в российской армии стала устойчиво расти. В 2014 г. число контрактников впервые превысило количество призывников на должностях солдат и сержантов (Число контрактников..., 2014). В 2020 г. доля военнослужащих по контракту в российской армии возросла до 65%. Их численность составила 405,1 тыс. человек, увеличившись более чем в 2 раза по сравнению с 2012 г. За это же время количество призывников уменьшилось до 225 тыс. человек, то есть почти на 100 тыс. человек (Мисливская, 2020). Однако, несмотря на развитие контрактной службы и перевод ряда частей практически полностью на контрактный принцип формирования⁴, полный отказ от призыва в армию военными экспертами считается нецелесообразным (Заквасин, Медведева, 2019).

По закону «О воинской обязанности и военной службе» (принят в 1993 г.⁵) призыву подлежат мужчины в возрасте от 18 до 27 лет. Помимо отсрочки в связи с очным обучением в учебных заведениях высшего и среднего профессионального образования, Закон предусматривает предоставление отсрочек, связанных с такими причинами, как состояние здоровья, семейные обстоятельства (например, отцам двух и более детей, отцам ребенка-инвалида в возрасте до трех лет, отцам-одиночкам, призывникам, на попечении которых находятся больные и пожилые близкие родственники, при условии, что за ними больше никому ухаживать), работа в ряде организаций (например, в полиции, таможне, пожарной охране и др.).

Продолжительность службы в армии несколько раз менялась. С 1967 г. в СССР сроки службы в сухопутных войсках составляли два года, на флоте – три года. В начале 1990-х годов срок службы был сокращен до полутора лет в сухопутных войсках и до двух лет во флоте. В 1996 г. из-за Чеченской кампании срок службы в сухопутных войсках снова был увеличен до двух лет. В 2006 г. были приняты поправки в закон о воинской обязанности, которые сократили срок службы в армии: для граждан, призванных с 1 января 2007 г., до 18 месяцев, а с 1 января 2008 г. – до 12 месяцев.

Одновременно был отменен ряд отсрочек от призыва и существенно сокращено количество военных кафедр в гражданских вузах, которые обеспечивали военную подготовку студентов-юношей и фактически освобождали от службы в армии или существенно

³ В мае 1996 г. президент России Б. Ельцин подписал указ о полной отмене в стране системы призыва. Согласно документу, в 2000 г. Вооруженные силы должны были полностью перейти на контрактную основу. Однако указ главы государства не был выполнен из-за тяжелой экономической ситуации и отсутствия необходимого числа желающих служить по контракту.

⁴ К началу 2020 г. контрактники составляют подавляющее большинство личного состава подразделений армейского спецназа, морской пехоты, Воздушно-десантных сил и Военно-морского флота.

⁵ В 1998 г. принята новая редакция этого закона, которая с рядом исправлений и дополнений действует и в настоящее время.

сокращали ее срок. В советский период военная подготовка на таких кафедрах осуществлялась примерно в половине гражданских вузов. В постсоветский период количество военных кафедр начало неуклонно снижаться: с 441 в 1990 г. до 229 в 2005 г. (Удин, 2006, с. 366). По программе реформирования военного образования в течение 2008–2010 гг. военные кафедры должны были остаться в 35 вузах, еще в 33 вузах на их базе предполагалось открыть военные учебные центры (Сагула, 2007). В 2019 г. все оставшиеся военные кафедры были закрыты или преобразованы в военные учебные центры, которые действуют в 93 вузах (13% вузов). Военные учебные центры осуществляют подготовку как офицеров для службы по контракту (после окончания обучения в вузе), так и рядовых, сержантов и офицеров запаса.

В контексте нашего исследования важно отметить, что отсрочка для студентов вузов нередко превращается в полное или частичное освобождение их от военной службы. В вузах с военной кафедрой студенты при выпуске становились лейтенантами запаса. Служить в армии после этого от них не требовалось. Выпускники вузов без военной кафедры должны были служить один год рядовыми. Однако ближе к окончанию обучения студенты искали (и безуспешно) возможность получить отсрочку от службы по семейным обстоятельствам, по здоровью или в связи с продолжением образования в магистратуре или аспирантуре⁶. По сути, в России негласно существует альтернатива стратегий после окончания школы, сформировавшаяся еще в советский период: поступление в вуз или служба в армии. Поскольку шансы поступить в вуз выше у абитуриентов из семей с высоким уровнем дохода и образованными родителями (Prakhov, 2016; Prakhov, Yudkevich, 2019), то вероятность служить в армии существенно выше у юношей из семей малообеспеченных, проживающих в сельской местности или семей с невысоким уровнем образования родителей (Митрофанова, Артамонова, 2015; Lokshin, Yemtsov, 2008).

4. Стратегия исследования

Сокращение продолжительности срочной службы в армии может влиять на спрос на ВО различным образом. Кроме того, связь между изменением срока службы и спросом на ВО может быть различной у служивших и не служивших в армии. В работе мы анализируем влияние сокращения срока срочной службы на спрос на ВО среди мужчин в целом и среди служивших в частности. Дополнительно мы тестируем эффект реформы для индивидов из высоко- и низкоресурсных домохозяйств, проверяя гипотезу о ее неоднородном влиянии.

⁶ О том, что выпускникам вузов чаще всего удается избежать службы в армии по призыву, свидетельствует тот факт, что 85–90% проходивших срочную службу призывались в возрасте 18–20 лет (Митрофанова, Артамонова, 2015; Ратникова, Копыток, 2019).

Желание избежать службы в армии или отложить ее на более поздний срок за счет отсрочки, которую дает учеба в высших учебных заведениях, увеличивает спрос на ВО среди неслуживших молодых людей. Сокращение срока службы может ослабить действие таких стимулов и снизить спрос на ВО, порожденный стороной по отношению к получению профессионального образования мотивацией.

Снижение длительности срочной службы предполагает увеличение продолжительности трудовой жизни и, соответственно, теоретически позволяет получать доходы от инвестиций в образование для отслуживших в армии в течение более длительного времени. Это может увеличить спрос на ВО со стороны армейцев. Возвращение к учебе после срочной службы связано с дополнительными издержками, обусловленными утратой по крайней мере части знаний, полученных в школе, а также навыков к обучению. Эти издержки тем больше, чем длиннее продолжительность военной службы. Соответственно, сокращение срока срочной службы снижает такого рода издержки и может способствовать дополнительному росту спроса на ВО у отслуживших мужчин (особенно в случае неудовлетворенного спроса на получение образования).

В исследовании влияния службы в армии на спрос на высшее образование следует учесть не только призыв в армию как таковой, но и процесс самоотбора юношей призывного возраста. Не только в России, но и в других странах в армию чаще попадают те, кто вырос в сельской местности, в семьях с невысоким доходом и уровнем образования. Наоборот, в вузы с большей вероятностью поступают дети образованных родителей из семей с достатком. Таким образом, возникает проблема самоотбора, то есть вероятность службы в армии эндогенна в модели спроса на образование. Чтобы избежать этой проблемы в оценке влияния службы в армии на спрос на высшее образование, исследователи применяют три метода: метод инструментальных переменных (IV), метод разрывных регрессий (RD) и метод разности разностей (DD), выбор которых диктуется особенностями проведения реформы и доступными данными.

(Angrist, Chen, 2011) используют IV-метод для оценки долгосрочного эффекта призыва в армию на образовательные и трудовые показатели ветеранов Вьетнамской войны. Поскольку призыв базировался на случайном отборе (лотерея), этот отбор как *intention-to-treat* послужил инструментом для вероятности быть призванным в армию. IV-метод применяют (Cipollone, Rosolia, 2007; Hubers, Webbink, 2015), используя в качестве инструментов характеристики родителей. Метод инструментальных переменных позволяет оценить так называемый локальный эффект воздействия (LATE), то есть учитывает влияние реформы только для тех, чье поведение изменилось благодаря достижению определенных значений инструментальных переменных (*compliers*), тогда как эффект на *never-takers* и *always-takers* не измеряется. Кроме того, ключевой проблемой в состоятельности оценки является возможность использования «хороших» инструментов. Слабые инструменты, плохо коррелирующие с вероятностью служить в армии, делают оценки эффекта несостоятельными.

Другой способ оценить эффект реформы армии – это метод разрывных регрессий. Этот метод исходит из предположения, что все характеристики индивидов вокруг точки разрыва (реформы, смены когорт) примерно равны. Это позволяет оценить эффект как разность в интересующем показателе для подвыборок индивидов вокруг точки разрыва. Например, (Buonanno, 2006) исследует долгосрочный эффект отмены призыва для поколений, рожденных непосредственно до и после 1943 г. (Bauer et al., 2014; Mouganie, 2020) используют как точку разрыва год и месяц рождения. Dong (2018) развивает RD и предлагает метод, который комбинирует несколько разрывных дизайнов, так называемых регрессий скачка и перегиба (Regression Probability Jump and Kink, RPJK). Метод обеспечивает состоятельность оценок независимо от того, происходит ли в результате воздействия скачок или перегиб, или и то и другое вместе. Недостатком метода разрывных регрессий является то, что он также оценивает локальный эффект для тех индивидов, чьи характеристики, служащие для измерения пороговых значений, оказались близкими к порогу.

DD метод (впервые использован Ashenfelter, Card, 1985; Card, 1990) в отличие от IV и RD позволяет оценить средний эффект воздействия (ATE), элиминируя влияние неизменных индивидуальных характеристик. Используя DD, (Card, Lemieux, 2001) тестируют гипотезу о том, что призыв на войну во Вьетнаме повысил спрос на образование в краткосрочном периоде. Авторы учитывают динамику изменения спроса среди женщин как тренд, которому бы следовали мужчины в отсутствие призыва. Этот же дизайн реализован в работе (Maurin, Xenogiani, 2007). (Di Pietro, 2013) применяет DD и DDD в анализе эффекта отмены службы в армии в 2004 г. в Италии. Для реализации DD автор включает в выборку женщин и мужчин в возрасте младше и старше 19 лет (год призыва), имеющих среднее образование. В DDD дизайне измеряется различие между отслужившими и неслужившими мужчинами, принимая во внимание тренд в спросе на образование, задаваемый контрольной группой женщин.

Наше исследование реализуется на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (RLMS – HSE). Это позволяет использовать в качестве инструментов образование и доходы родителей на момент принятия юношей решения о службе в армии. Оценить эффект реформы можно на данных периода, отсроченного от принятия решения на семь лет (служба в армии плюс обучение в вузе). Однако семь лет – это довольно большой период, в течение которого многие индивиды покидают выборку, что затрудняет реализацию IV. Метод разрывных регрессий также сложно применить, поскольку в России под призыв попадают мужчины не одного конкретного года рождения, а фактически 10-летнего периода (18–27 лет). Поэтому мы строим исследование на методе «разности в разностях», реализуя метод тройных разностей (DDD). Метод позволяет выделить влияние фактора, специфического для группы воздействия (в нашем случае – сокращения срока службы в армии), принимая во внимание то, что помимо этого на группу оказывали влияние другие социально-экономические факторы, общие для контрольной группы и группы воздействия. Включение контрольной группы позволяет оценить эффект

сокращения службы в армии, элиминировав общие для когорт социально-экономические тренды. В качестве контрольной группы выступают женщины того же возраста, при этом эффект реформы на спросе ВО со стороны армейцев ожидается отличным от эффекта для неслуживших мужчин⁷.

Метод разности в разностях опирается на то, что группы воздействия и контрольная группа однородны и никакие другие шоки в исследуемый период не могли привести к нарушению параллельного тренда. Таким образом, важной частью исследования является тестирование допущения параллельного тренда, а также обсуждение ограничений, которые могут повлиять на достоверность результатов. На изменение спроса на высшее образование мужчин и женщин (прежде всего молодого возраста), то есть на нарушение параллельного тренда, могли дополнительно повлиять несколько факторов.

Во-первых, с 2009 г. прием в вузы в России стал осуществляться по результатам ЕГЭ, что существенно снизило транзакционные издержки поступления. Исследование (Francesconi et al., 2019.) свидетельствует о том, что введение ЕГЭ повысило географическую мобильность выпускников, особенно из малых городов: в сравнении с периодом до реформы, выпускники стали чаще покидать город для продолжения учебы. Однако результаты не демонстрируют значимых гендерных различий в росте образовательной мобильности. Таким образом, можно считать, что введение ЕГЭ не оказало существенного влияния на гендерный разрыв в спросе на высшее образование. Иными словами, допущение о параллельном тренде не нарушается.

Дополнительный эффект введения ЕГЭ проявился в том, что выпускники 9-х классов стали чаще выбирать среднее профессиональное образование (по программам подготовки специалистов среднего звена)⁸. С одной стороны, ужесточились критерии отбора в 10-е классы. С другой, выпускники техникумов и колледжей имели возможность поступить в вуз на основе тестирования или собеседования (без сдачи ЕГЭ). В результате сложилась альтернативная образовательная траектория «9-й класс – колледж/техникум – вуз», которую выбирали в первую очередь учащиеся с невысокими академическими достижениями и/или представители низкоресурсных домохозяйств (Александров и др., 2015;

⁷ На предварительном этапе оценивалась модель DD или разница в спросе на ВО между мужчинами и женщинами. Это связано с тем, что ответ на вопрос о службе в армии задавался только в пяти раундах (2005, 2011–2014), что могло повлиять на потерю существенной части выборки – молодых людей подходящей когорты, не ответивших на вопрос. Поскольку оценки гендерных различий в спросе на ВО до и после реформы DD и DDD продемонстрировали робастность, отчеты DD опущены в статье.

⁸ В 2000–2015 гг. доля выпускников 9-го класса, продолживших обучение в 10-м классе средней школы, снизилась с 67 до 55% (Молодые профессионалы..., 2019, с. 135).

Константиновский, Попова, 2018; Косякова и др., 2016)⁹. Изменение траектории получения среднего общего образования могло отразиться на соблюдении параллельного тренда, поскольку юноши и девушки могли с разной вероятностью выбирать альтернативную образовательную траекторию и затем, с разной вероятностью, продолжать обучение в вузе.

Во-вторых, система высшего образования в России в 2000–2010-е годы претерпела существенные изменения. К началу 2010-х годов программы в подавляющем большинстве вузов были приведены в соответствие с международной системой и вместо 5-летнего специалитета стали давать высшее образование по 4-летней программе бакалавриата и 2-летней программе магистратуры. Следовательно, индивиды, не затронутые образовательной реформой, составляющие группу «до воздействия» (до реформы армии), учились на один год дольше и имели отдачу от инвестиций в образование в ожидаемом трудовом доходе на год меньше. Это могло по-разному повлиять на спрос на ВО мужчин и женщин. Однако мы считаем, что изменения в сроке получения ВО можно игнорировать, поскольку продолжительность трудовой жизни россиян имеет незначительные гендерные различия (Денисенко, Варшавская, 2017).

В-третьих, в связи с процессом массового закрытия военных кафедр в вузах начиная с 2005 г., можно ожидать, что снижение спроса на ВО среди мужчин наблюдалось ранее перехода к сокращенному сроку службы в армии. Мы тестируем такую возможность, оценивая гендерную разницу в спросе на ВО до реформы.

В-четвертых, зарубежные исследования фиксируют более высокие темпы роста доли женщин, обучающихся в вузах, объясняя это постепенным преодолением гендерного неравенства (Bosavie, Kanninen, 2018; Parro, 2012; Pekkarinen, 2012). СССР начал политику выравнивания уровня образования мужчин и женщин в конце 1920-х годов. К началу 1980-х годов женщины практически «догнали» мужчин по доле лиц с ВО в составе занятого населения¹⁰. В течение 2000-х годов доля женщин среди студентов вузов оставалась стабильной, в 2010-х годах она начала постепенно снижаться (рис. 2). В целом нарушения параллельного тренда в анализируемый период не наблюдается.

⁹ Изменения в правилах приема в вузы абитуриентов с дипломами о среднем профессиональном образовании, произошедшие в 2017 г., существенно не повлияли на распространенность стратегии «в вуз через колледж» (Чередниченко и др., 2020).

¹⁰ В 1982 г. в составе занятого населения высшее образование имели 11,2% мужчин и 10,7% женщин.

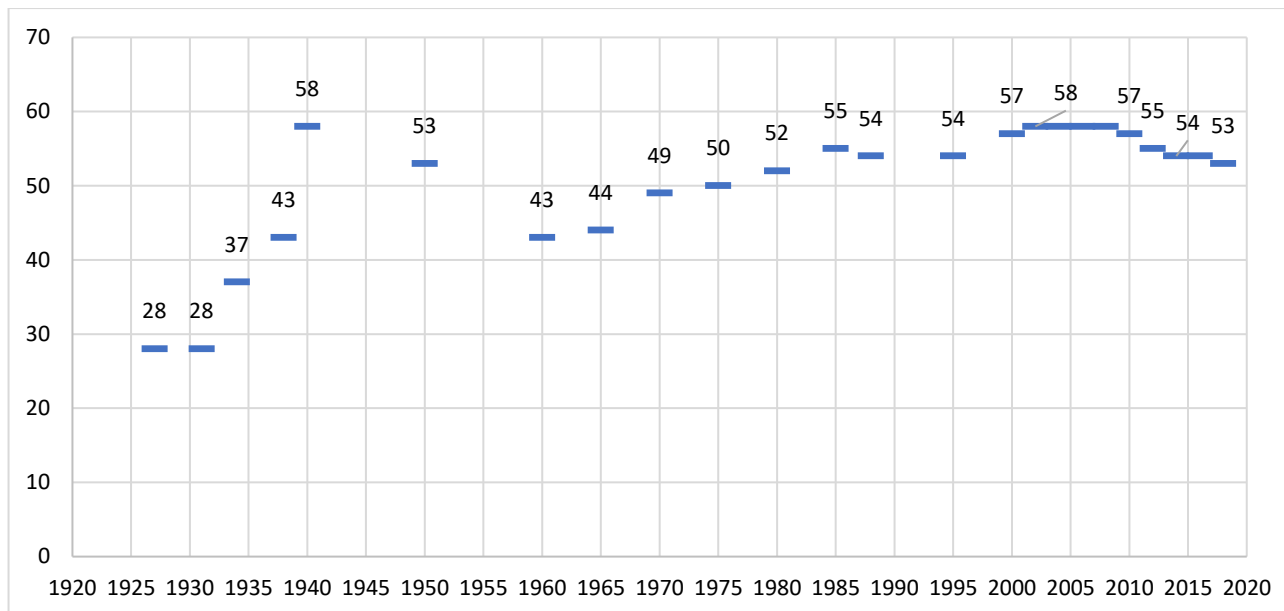


Рис. 2 Доля женщин среди студентов вузов, %

Источник: Расчеты авторов по статистическим справочникам «Народное хозяйство СССР» (данные за 1927–1988 гг.), «Индикаторы образования» (данные за 1995–2018 гг.)

В-пятых, для когорты мужчин, не попавших под реформу, служба в армии была связана с большим риском частичной потери здоровья или гибели из-за военного конфликта в Чечне, длившегося до 2001 г. Следовательно, желание уклониться от призыва могло иметь больший эффект на выбор из двух альтернатив – служить или поступить в вуз для тех, кто призывался до реформы. Завершение военных конфликтов приходится на период до введения реформы и нарушение параллельного тренда может быть протестировано на данных до реформы.

5. Данные и модель

Мы используем данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (RLMS HSE)¹¹. Мы анализируем спрос на ВО в группах индивидов, имеющих образование не ниже общего среднего, в возрасте 25–28 лет, попавших и не

¹¹ «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН (сайты обследования RLMS HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>).

попавших под действие реформы. Выборки включают индивидов 1979–1983 годов рождения (далее – старшая когорта), не попавших под реформу, и 1989–1993 годов рождения (далее – молодая когорта), для которых срок службы в армии был сокращен на один год. В выборе индикатора спроса на ВО мы следуем работе di Pietro (2013), где зависимой переменной выступает вероятность того, что индивид закончит вуз к определенному возрасту. Индивиды, продолжающие обучение, не включены в выборку. Их доля незначительна: в старшей когорте – 5,8%, в молодой – 2,7%. Описательная статистика, сравнивающая показатели для двух когорт, представлена в табл. 1. В старшей когорте доля получивших ВО ниже, чем в молодой (32,1 и 38,7%). Примерно одинакова в когортах доля мужчин, служивших в армии, – 43,4 и 40,1% соответственно. Среди мужчин молодой когорты больше доля тех, чьи матери получили ВО: 26,2% против 17,4% (табл. П1).

На рис. 3 представлены доли мужчин и женщин, рожденных в 1980 и 1990 гг., получивших ВО к определенному возрасту. Мы видим, что даже после взвешивания индивидуальными постстратификационными весами когорты неравномерно представлены в выборке из года в год. Тем не менее, даже с учетом погрешности, очевиден рост доли лиц с законченным ВО в более молодой когорте. Также данные RLMS HSE показывают, что спрос на высшее образование среди мужчин ниже, чем среди женщин в обоих когортах. Это согласуется с официальной статистикой образования (см., например, (Индикаторы образования..., 2020)).

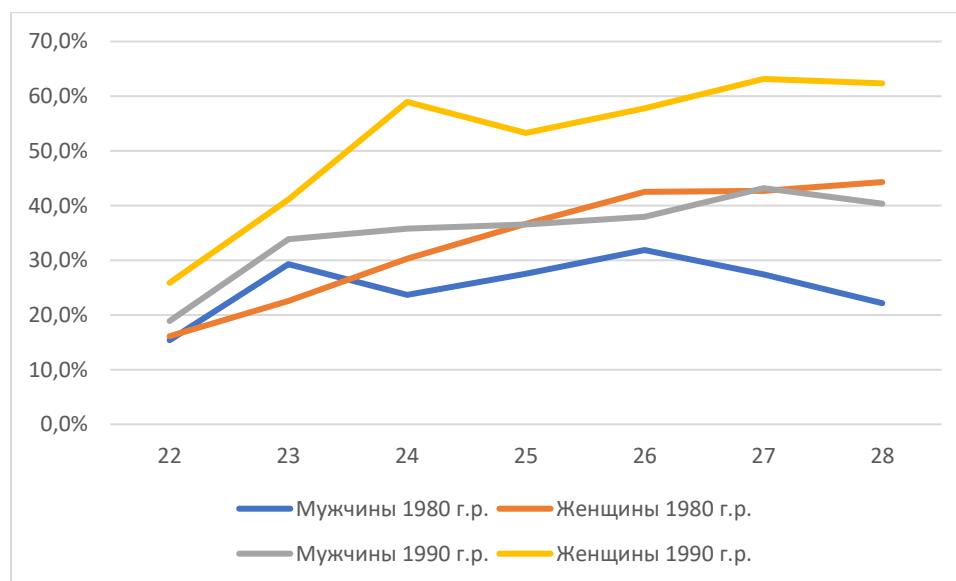


Рис. 3. Взвешенные на население доли получивших высшее образование среди мужчин и женщин 1980 и 1990 г. р. среди тех, кто имеет среднее образование

Источник: Расчеты авторов по данным RLMS HSE.

Для получения состоятельных оценок необходимо убедиться, что годы службы в армии до и после реформы приходятся примерно на один и тот же возраст. До реформы средний возраст призывника составлял 18,9 года, а после реформы – 19,3 года.

В качестве объясняющих переменных используются образование матери (основное общее и ниже – базовая группа, среднее общее, начальное профессиональное, среднее профессиональное, высшее) и тип населенного пункта (до 100 тыс. – база, 100–250 тыс. – большие города, 250–500 тыс. – крупные, 500 тыс. и более – крупнейшие). На предварительном этапе мы учитывали также дефлированный доход на одного члена домохозяйства с учетом шкалы OECD в год исполнения индивиду 18 лет. Поскольку длительный лаг существенно сокращает выборку, эта переменная не включена в финальные оценки. Оценки также включают возраст индивида, год наблюдения и фиксированные эффекты для места проживания, позволяющие учесть особенности локальных рынков труда.

Спрос на ВО описывается линейной вероятностной моделью, как предложено (Ai, Norton, 2003), что позволяет интерпретировать оценки коэффициентов как предельные эффекты. Модель DDD, одновременно измеряющая эффект для всех мужчин, попавших под действие реформы, и для тех, кто отслужил более короткий срок, представлена в (1):

$$y_i = \alpha + \beta_1 Male_i + \varphi Cohort_i + \delta_1 Male_i \cdot Cohort_i + \beta_2 Army_i + \delta_2 Army_i \cdot Cohort_i + \eta_{1j} EduMom_i + \eta_{2j} City_i + \eta_{3j} Age_i + \eta_{4j} Year_i + Region_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где y_i – бинарная переменная (имеет ВО – 1, нет – 0), $Male = 1$ для мужчин и 0 для женщин; $Cohort$ – дамми переменная, принимающая значение 1 для родившихся в 1989–1993 гг. и 0 для родившихся в 1979–1983 гг.; $Army = 1$ для мужчин, служивших в армии, и 0 для остальных; $EduMom$ – образование матери; $City$ – тип населенного пункта; Age – возраст респондента в момент опроса; $Region$ и $Year$ – региональные и временные фиксированные эффекты.

Коэффициент δ_1 показывает эффект реформы, то есть влияние сокращения срока службы в армии на спрос на ВО мужчин молодой когорты в сравнении с группой женщин той же когорты; δ_2 – дополнительный эффект реформы для служивших в армии. Поскольку индивиды могут наблюдаться в нескольких раундах, модель должна учитывать индивидуальные эффекты. Модель оценивается со случайными индивидуальными эффектами, которые, в отличие от фиксированных, позволяют оценить неизменные во времени групповые эффекты. Для проверки робастности результатов модель также оценивается по возрастам 25, 26, 27, 28 лет¹².

¹² Однако в этом случае более поздние сроки получения ВО мужчинами в связи со службой в армии могли привести к смещению оценок. Поэтому мы также оценили шансы получения образования к определенному году в модели дожития с цензурированием выборки в 29 лет. Результаты демонстрируют робастность и не приводятся в статье.

Оценивались две спецификации модели: базовая и расширенная. Расширенная спецификация, по сравнению с базовой, включает образование матери и тип населенного пункта. Для тестирования однородности действия реформы на спрос на ВО со стороны юношей из низкоресурсных и высокоресурсных семей мы оцениваем модели: 1) для респондентов, проживающих в крупных и крупнейших городах; 2) для индивидов, матери которых имели ВО; 3) для индивидов, проживающих в крупных и крупнейших городах, матери которых имели ВО; 4) для индивидов, матери которых имели образование не выше общего среднего; 5) для респондентов, проживающих в населенных пунктах с численностью, не превосходящей 100 тыс. человек, матери которых имели образование не выше общего среднего. Допущение о параллельном тренде тестируется на данных до реформы. Оцениваются различия в спросе на образование между мужчинами и женщинами, а также между мужчинами, служившими и не служившими в армии.

6. Результаты

Таблица П2 подтверждает наличие параллельного тренда, протестированного в доступный дореформенный период, то есть период 1995–2011 гг., для индивидов в возрасте 25–29 лет. Столбец 1 демонстрирует отсутствие значимых различий в вероятности иметь законченное ВО в определенный год между мужчинами и женщинами в расширенной спецификации. Исключение составляет 2011 г., где вероятность для мужчин значимо ниже на 7,6 п.п., чем можно пренебречь как статистической погрешностью. Различия в спросе на ВО между мужчинами, отслужившими и не служившими в армии (столбец 2), также незначимы.

Оценки DDD представлены в табл. П3 (панельные данные со случайными эффектами). В столбце 1 представлена базовая спецификация, в столбце 2 – расширенная, включающая образование матери и типы населенных пунктов, в столбце 3 – оценка для больших городов (от 500 тыс. человек), в столбце 4 – оценка для мужчин, чьи матери имеют ВО, в столбце 5 – оценка для мужчин, чьи матери имеют ВО, проживающих в больших городах, в столбце 6 – оценка для мужчин, чьи матери имеют образование не выше общего среднего, в столбце 7 – оценка для мужчин, чьи матери имеют образование не выше общего среднего, проживающих в небольших населенных пунктах.

Оценки демонстрируют рост спроса на ВО в молодой когорте на 14,5 п.п. (столбец 2). В максимальной степени он вырос в молодой когорте высокоресурсных индивидов – на 26,8 п.п. (столбец 5), в наименьшей – в группе низкоресурсных респондентов, где результат незначим (столбцы 6–7). Гендерные различия, наблюдаемые в общих показателях спроса на ВО (рис. 3), незначимы в модели, что объясняется включением контрольных переменных, в том числе региональных и годовых дамми. Однако мужчины в молодой когорте демонстрируют снижение спроса на ВО на 12,1 п.п. (столбец 2) по сравнению с мужчинами старшей когорты. Более низкий спрос на ВО отмечается в группе индивидов, живущих

в больших городах, чьи матери имеют ВО, – на 36,6 п.п. (столбец 5). Это может объясняться большими возможностями выстраивания успешной трудовой карьеры и достижения относительно высоких заработков на крупных рынках труда, характеризующихся большей гибкостью сочетания навыков и способностей индивида и требований рабочего места, рынков, где формальный сигнал (наличие ВО), может играть меньшую роль, а социальный капитал (социальные связи), наоборот, – более значительную.

Эффект реформы для более молодой когорты мужчин, отслуживших в армии, незначим ни в одной из оценок. Оценки спроса на ВО среди тех, кто служил в армии в сравнении с неслужившими мужчинами в расширенной спецификации (ст. 2), демонстрируют более низкую вероятность получения ВО – на 20,5 п.п. Значительно ниже, на 30,3 п.п., спрос на ВО среди отслуживших, чьи матери имеют ВО. Еще более низкий спрос на ВО в группе индивидов, живущих в больших городах, и тех, чьи матери имеют ВО. Он ниже на 37,5 п.п. Образование матери является детерминантой спроса на ВО. Наличие у матери среднего профессионального образования повышает шансы получения ВО индивидом на 22,1 п.п. Наличие высшего образования у матери повышает эту вероятность на 44,3 п.п.

Мы тестируем робастность результатов, оценивая повозрастные регрессии (МНК) для расширенной спецификации модели (табл. П4). Они согласуются с приведенными выше. Влияние реформы значимо лишь в одной возрастной группе (26 лет), что можно отнести к статистической погрешности. Различия в спросе на ВО между когортами составляют 12,0–16,0 п.п. в пользу молодой когорты. Однако спрос на образование среди мужчин в когорте, попавшей под действие реформы незначимо отличается от мужчин старшей когорты или женщин того же возраста. Отслужившие в армии мужчины менее вероятно оканчивают вуз к определенному возрасту в сравнении с неслужившими, на 17,5–23,0 п.п. Наличие среднего профессионального образования у матери повышает шансы получения ВО на 20,3–23,2 п.п. Наличие высшего образования у матери повышает вероятность на 39,7–45,8 п.п.

Таким образом, DDD для молодой и старшей когорты (1989–1993 г.р. и 1979–1983 г.р.) со случайными эффектами и повозрастные оценки для 25–28-летних индивидов не демонстрируют эффекта реформы.

7. Заключение

В статье исследуется влияние сокращения продолжительности обязательной срочной службы в российской армии с двух лет до одного года на спрос на высшее образование. Полученные нами оценки свидетельствуют о том, что индивиды из молодой когорты (1989–1993 года рождения) демонстрируют более высокий спрос на ВО по сравнению с респондентами, родившимися на 10 лет раньше (в 1979–1983 гг.). Причем рост участия в получении ВО наиболее сильно выражен для респондентов из высокоресурсных семей, проживающих в крупных городах и имеющих матерей с высшим образованием. Вместе с

тем рост спроса на ВО для мужчин из молодой когорты выражен слабее и не связан с действием анализируемой реформы.

Анализ показал, что для отслуживших в армии характерен более низкий спрос на ВО. Однако участие в ВО мужчин, прошедших армейскую службу, значимо не различается для выделенных когорт. Иначе говоря, служба в армии снижает вероятность получения ВО независимо от ее срока (в два или один год). Уменьшение спроса на ВО среди армейцев может объясняться рядом социально-экономических причин. Снижение привлекательности высшего образования может стимулироваться опережающим ростом в 2000–2010-х годов заработной платы в силовых структурах и правоохранительных органах, на работу в которые принимаются преимущественно мужчины, отслужившие срочную службу. С другой стороны, более низкий спрос на ВО среди отслуживших может быть связан с ограниченной доступностью для них высшего образования. Так, согласно действующему российскому законодательству, отслужившие в армии имеют преимущества перед другими абитуриентами, но только в случае набора одинакового количества баллов на вступительных испытаниях. Однако данное преимущество носит формальный характер и не действует на практике, из-за изначального негативного отбора и более высокой вероятности служить в армии у юношей с низким баллом ЕГЭ. Кроме того, с начала 2010-х годов в России происходит сокращение масштабов заочного и очно-заочного (вечернего) обучения, которые были традиционной формой получения высшего образования для отслуживших в армии. Так, доля студентов, принятых на заочное и вечернее обучение, снизилась с 52% в 2010 г. до 39% в 2019 г. (Малиновский, Шибанова, 2020). Наконец, мы не обнаружили, что влияние снижения срока службы в армии было неоднородным для юношей из низко- и высоко-ресурсных домохозяйств.

Таким образом, уменьшение продолжительности службы в российской армии с двух лет до одного года не повлияло на спрос на высшее образование. По нашему мнению, это говорит о том, что срочная служба в армии продолжает выступать практически безусловной альтернативой получению высшего образования. Срок службы (один или два года) не имеет существенного значения при принятии решения. Издержки, связанные со срочной службой, воспринимаются индивидами как не зависящие от ее продолжительности.

Литература

- Александров Д.А., Тенишева К.А., Савельева С.С. (2015). Мобильность без рисков: образовательный путь «в университет через колледж» // Вопросы образования. № 3. С. 66–91.
- Армия и срочная служба. Как воспринимается срочная служба и как относятся к тем, кто от нее уклоняется? (2014). ФОМ. 13 ноября (<https://fom.ru/Bezopasnost-i-pravo/11813>).
- Годовалый солдат. Призыв в армию продлится до 15 июля (2008) // Российская газета. 17 апреля (<https://rg.ru/2008/04/17/soldat.html>).
- Денисенко М.Б., Варшавская Е.Я. (2017). Продолжительность трудовой жизни в России // Экономический журнал ВШЭ. Т. 21. № 4. С. 592–622.
- Заквасин А., Медведева А. (2019). «Необходимый мобилизационный ресурс»: почему Минобороны РФ рассчитывает на сохранение призывной системы. 6 марта. RT. (<https://russian.rt.com/russia/article/608509-prizyv-armiya-kontraktniki>).
- Индикаторы образования: 2020: статистический сборник. М.: НИУ ВШЭ, 2020.
- Константиновский Д.Л., Попова Е.С. (2018). Российское среднее профессиональное образование: востребованность и специфика выбора // Социологические исследования. № 3. С. 34–44.
- Косякова Ю., Ястребов Г., Янбарисова Д., Куракин Д. (2016). Воспроизводство социального неравенства в российской образовательной системе // Журнал социологии и социальной антропологии. Т. XIX. № 5. С. 76–97.
- Левада-центр. Пресс-выпуск № 4: 21 февраля 2002 года (<https://www.levada.ru/2002/02/20/press-vypusk-4-21-fevralya-2002-goda/>).
- Малиновский С. С., Шибанова Е. Ю. (2020). Региональная дифференциация доступности высшего образования в России. – М.: НИУ ВШЭ.
- Мисливская Г. (2020). Шойгу: Число контрактников превысило 400 тыс. человек. Российская газета. 25.03.2020. (<https://rg.ru/2020/03/25/shojgu-chislo-kontraktnikov-prevysilo-400-tysiach-chelovek.html>).
- Митрофанова Е.С., Артамонова А.В. (2015). Связь жизненных событий российских мужчин с наличием опыта службы в армии // Демографическое обозрение. № 4. С. 5–36.
- Молодые профессионалы для новой экономики: среднее профессиональное образование в России (2019) / под ред. Ф.Ф. Дудырева, И.Д. Фрумина. М.: Изд. дом ВШЭ.
- Ратникова Т.А., Копыток В.К. (2019) Влияние обязательной службы в армии на доходы и заработную плату: пример России // Прикладная эконометрика. № 3. С. 51–72.
- Сагула А. (2007). Военное образование в гражданских вузах (современное состояние) // Высшее образование в России. № 8. С. 68–72.

- Удин Е.Г. (2006). Исторический опыт возникновения военных кафедр при государственных образовательных учреждениях высшего профессионального образования. Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики.
- Чердниченко Г.А., Вознесенская Е.Д., Кузнецов И.С. (2020). Заочник высшей школы: социальное поведение в сфере образования и на рынке труда. М.: ФНИСЦ РАН.
- Число контрактников в ВС РФ достигло исторического максимума – 295 тыс. (2014) // РИА Новости. 19 декабря (<https://ria.ru/20141219/1039226391.html>).
- Ai C., Norton E.C. (2003). Interaction terms in logit and probit models // *Economics Letters*. Vol. 80. No. 1. P. 123–129.
- Andresen R.I.V. (2010). Conscription in the new Russian Army (<https://ffi-publikasjoner.archive.knowledgearc.net/bitstream/handle/20.500.12242/1507/10-00029.pdf?sequence=1&isAllowed=y>).
- Angrist J.D. (1990). Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records // *American Economic Review*. Vol. 80. No. 3. P. 313–336.
- Angrist J.D., Chen S.H. (2011). Schooling and the Vietnam-Era GI Bill: Evidence from the Draft Lottery // *American Economic Journal: Applied Economics* Vol. 3. No. 2. P. 96–118.
- Angrist J.D., Chen S.H., Frandsen B. (2010). Did Vietnam Veterans get Sicker in the 1990s? The Complicated Effects of Military Service on Self-Reported Health // *Journal of Public Economics*. Vol. 94. P. 824–837.
- Angrist J.D., Krueger A.B. (1992). Estimating the payoff to schooling using the Vietnam-era draft lottery. National bureau of economic research. No. w4067.
- Angrist J.D., Krueger A.B. (1994). Why Do World War II Veterans Earn More than Nonveterans // *Journal of Labor Economics*. Vol. 12. No. 1. P. 74–97.
- Ashenfelter O., Card D. (1985). Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 67. No. 4. P. 648–660.
- Bauer T.K., Bender S., Paloyo A.R., Schmidt C.M. (2014). Do Guns Displace Books? The Impact of Compulsory Military Service on Educational Attainment // *Economics Letters*. Vol. 124. No. 3. P. 513–515.
- Bedard K., Deschenes O. (2006). The Long-Term Impact of Military Service on Health: Evidence from World War II and Korea Veterans // *American Economic Review*. Vol. 96. No.1. P. 176–194.
- Bossavie L., Kanninen O. (2018). What Explains the Gender Gap Reversal in Educational Attainment? World Bank Policy Research Working Paper. No. 8303.
- Buonanno P. (2006). Long-term effects of conscription: lessons from the UK. Università degli studi di Bergamo. Working Paper, no 2006/4.

- Card D. (1990). The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market // *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 43. No. 2. P. 245–257.
- Card D., Lemieux T. (2001). Going to College to Avoid the Draft: The Unintended Legacy of the Vietnam War // *American Economic Review*. Vol. 91. No. 2. P. 97–102.
- Card D., Yakovlev E. (2014). Causal effect of serving in army on health: Evidence from regression kink design and Russian data. Working paper (https://www.hse.ru/data/2015/01/20/1106855448/Russian_Army_CY.pdf).
- Cipollone P., Rosolia, A. (2007). Social Interactions in High School: Lessons from an Earthquake // *American Economic Review*. Vol. 97. No. 3. P. 948–965.
- Conley D., Heerwig J. (2011). The war at home: Effects of Vietnam-era military service on postwar household stability // *American Economic Review*. Vol. 101. No. 3. P. 350–354.
- Conley D., Heerwig J. (2012). The Long-Term Effects of Military Conscription on Mortality: Estimates from the Vietnam-Era Draft Lottery // *Demography*. Vol. 49. No. 3. P. 841–855.
- Di Pietro G. (2013). Military conscription and university enrolment: evidence from Italy // *Journal of Population Economics*. Vol. 26. No. 2. P. 619–644.
- Dong Y. (2017). Jump or kink? Regression probability jump and kink design for treatment effect evaluation. Working paper (<http://www.yingyingdong.com/Research/RDwithoutDiscontinuity51.pdf>).
- Francesconi M., Slonimczyk F., Yurko A. (2019). Democratizing access to higher education in Russia: The consequences of the unified state exam reform // *European Economic Review*. Vol. 117. P. 56–82.
- Galiani S., Rossi M.A., Schargrotsky E. (2011). Conscription and Crime: Evidence from the Argentine Draft Lottery // *American Economic Journal: Applied Economics*. No. 3. P. 119–136.
- Grenet J., Hart R.A., Roberts J.E. (2011). Above and beyond the call. Long-term real earnings effects of British male military conscription in the post-war years // *Labour Economics*. Vol. 18. No. 2. P. 194–204.
- Hjalmarsson R., Lindquist M.J. (2019). The causal effect of military conscription on crime // *The Economic Journal*. Vol. 129. No. 622. P. 2522–2562.
- Hubers F., Webbink D. (2015). The long-term effects of military conscription on educational attainment and wages // *IZA Journal of Labor Economics*. Vol. 4. No. 1. P. 1–16.
- Keller K., Poutvaara P., Wagener A. (2010). Does a military draft discourage enrollment in higher education? *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*. P. 97–120.
- Lindo J.M., Stoecker C. (2014). Drawn into Violence: Evidence on “What Makes a Criminal” from the Vietnam Draft Lotteries // *Economic Inquiry*. Vol. 52. No. 1. P. 239–258.

- Lokshin M., Yemtsov R. (2008). Who bears the cost of Russia's military draft? *Economics of Transition* // Vol. 16. No. 3. P. 359–387.
- MacLean A., Elder G.H. (2007). Military service in the life course // *Annual review of sociology*. Vol. 33.
- Maurin E., Xenogiani T. (2007). Demand for Education and Labor Outcomes: Lessons from the Abolition of Compulsory Conscription in France // *Journal of Human Resources*. Vol. 42. No. 4. P. 795–819.
- Mouganie P. (2020). Conscription and the returns to education: evidence from a regression discontinuity // *The Scandinavian Journal of Economics*. Vol. 122. No. 3. P. 1112–1139.
- Parro F. (2012). International evidence on the gender gap in education over the past six decades: A puzzle and an answer to it // *Journal of Human Capital*. Vol. 6. No. 2. P. 150–185.
- Pekkarinen T. (2012). Gender differences in education // *Nordic Economic Policy Review*. Vol. 1. No. 1. P. 165–194.
- Prakhov I. (2016). The unified state examination and the determinants of academic achievement: Does investment in pre-entry coaching matter? // *Urban Education*. Vol. 51. No. 5. P. 556–583.
- Prakhov I., Yudkevich M. (2019). University admission in Russia: Do the wealthier benefit from standardized exams? // *International Journal of Educational Development*. Vol. 65. P. 98–105.
- Spivak A.L., Pridemore W.A. (2004). Conscription and reform in the Russian Army // *Problems of Post-communism*. Vol. 51. No. 6. P. 33–43.
- Teachman J., Tedrow L., Anderson C. (2015). The relationship between military service and childbearing for men and women // *Sociological Perspectives*. Vol. 58. No. 4. P. 595–608.
- Torun H. (2019). Ex-ante labor market effects of compulsory military service // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 47. No. 1. P. 90–110.
- Torun H., Tumen S. (2016). The effects of compulsory military service exemption on education and labor market outcomes: Evidence from a natural experiment // *Economics of Education Review*. Vol. 54. P. 16–35.
- Wright J.P., Carter D.E., Cullen F.T. (2005). A life-course analysis of military service in Vietnam // *Journal of Research in Crime and Delinquency*. Vol. 42. No. 1. P. 55–83.

Приложение

Таблица III. Характеристики мужчин, попавших и не попавших под воздействие реформы

		1989–1993 г. р.					1979–1983 г. р.				
Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
Продолжает обучение в вузе	overall	2,7%	16,3%	0,00	1,00	3378	5,8%	23,4%	0,00	1,00	5128
	be-tween		10,8%	0,00	1,00	1453					
	within		10,4%	-0,72	0,78	2,3					
Имеет ВО	overall	38,7%	48,7%	0,00	1,00	3378	32,1%	46,7%	0,00	1,00	5128
	be-tween		47,8%	0,00	1,00	1453					
	within		10,7%	-0,36	1,14	2,3					
Служил в армии	overall	43,4%	49,3%	0,00	1,00	3378	40,1%	48,5%	0,00	1,00	5128
	be-tween		49,0%	0,00	1,00	1453					
	within		2,6%	-0,25	1,08	2,3					
Возраст призывника	overall	18,9	1,4	18,00	0	825	19,3	1,4	18,00	23,00	484
	be-tween		1,5	18,00	0	303					
	within		0,0	18,55	3	3					
Образование матери – основное общее и ниже	overall	6,8%	25,2%	0,00	1,00	1843	8,3%	27,7%	0,00	1,00	4437
	be-tween		24,2%	0,00	1,00	706					
	within		0,0%	0,07	0,07	2,6					

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
Общее среднее	overall	13,5%	34,2%	0,00	1,00	1843	15,8%	36,5%	0,00	1,00	4437
	be-tween		34,3%	0,00	1,00	706					
	within		0,0%	0,14	0,14	2,6					
Начальное профессиональное	overall	26,5%	44,1%	0,00	1,00	1843	27,8%	44,8%	0,00	1,00	4437
	be-tween		43,9%	0,00	1,00	706					
	within		0,0%	0,26	0,26	2,6					
Среднее профессиональное	overall	27,0%	44,4%	0,00	1,00	1843	30,6%	46,1%	0,00	1,00	4437
	be-tween		45,1%	0,00	1,00	706					
	within		0,0%	0,27	0,27	2,6					
Высшее	overall	26,2%	44,0%	0,00	1,00	1843	17,4%	38,0%	0,00	1,00	4437
	be-tween		43,9%	0,00	1,00	706					
	within		0,0%	0,26	0,26	2,6					

Таблица П2. Тестирование допущения параллельного тренда

	(1)	(2)
Переменные	Гендерные различия	Мужчины, служившие и неслужившие в армии
	Женщины – базовая категория	Неслужившие в армии – базовая категория
Групповой эффект	–0,0645 (0,0421)	–0,153* (0,0814)
Временные эффекты		
1995	–0,0112 (0,0202)	–0,0306 (0,0625)
1996	–0,0472** (0,0214)	–0,0947 (0,0636)
1998	–0,0317 (0,0267)	–0,0301 (0,0725)
2000	–0,0175 (0,0291)	0,0261 (0,0760)
2001	–0,00482 (0,0294)	0,0221 (0,0763)
2002	0,00551 (0,0297)	0,00887 (0,0767)
2003	0,0140 (0,0298)	0,0126 (0,0766)
2004	0,0148 (0,0298)	0,00430 (0,0767)
2005	0,0477 (0,0299)	–7,96e–05 (0,0767)
2006	0,0689** (0,0300)	0,0103 (0,0769)
2007	0,0944*** (0,0304)	0,0446 (0,0771)
2008	0,0834*** (0,0307)	0,0472 (0,0774)
2009	0,124*** (0,0311)	0,0396 (0,0778)
2010	0,151*** (0,0313)	0,0916 (0,0779)
2011	0,174*** (0,0318)	0,0966 (0,0784)

	(1)	(2)
Дополнительные временные эффекты для группы	Мужчины	Служившие в армии
1995	-0,0132 (0,0335)	0,00179 (0,0681)
1996	0,00883 (0,0356)	0,0642 (0,0699)
1998	-0,00631 (0,0429)	-0,0255 (0,0803)
2000	0,0140 (0,0459)	-0,0690 (0,0846)
2001	0,00902 (0,0461)	-0,0525 (0,0847)
2002	-0,00828 (0,0463)	-0,0477 (0,0851)
2003	-0,0102 (0,0461)	-0,0482 (0,0849)
2004	0,00486 (0,0461)	-0,00968 (0,0849)
2005	-0,0286 (0,0460)	-0,00981 (0,0850)
2006	-0,0209 (0,0457)	0,0250 (0,0849)
2007	-0,0433 (0,0459)	-0,0500 (0,0852)
2008	-0,0294 (0,0460)	-0,0645 (0,0854)
2009	-0,0555 (0,0462)	-0,0105 (0,0855)
2010	-0,0627 (0,0459)	-0,101 (0,0852)
2011	-0,0757* (0,0459)	-0,0884 (0,0852)
Образование матери основное общее и ниже общее среднее	0,0331 (0,0275)	0,0457 (0,0388)
начальное профессиональное	0,0202 (0,0251)	0,0570 (0,0361)
среднее профессиональное	0,161*** (0,0248)	0,162*** (0,0358)
высшее	0,398*** (0,0270)	0,369*** (0,0384)
Города до 100 тыс. чел.	База	
100–250 тыс.	0,0391*	0,0139

	(1)	(2)
	(0,0232)	(0,0320)
250–500 тыс.	–0,00478	–0,146**
	(0,0457)	(0,0598)
500 тыс. и выше	0,168**	0,193**
	(0,0687)	(0,0895)
25 лет	–0,0589	База
	(0,0556)	
26 лет	–0,0514	0,00491
	(0,0557)	(0,00717)
27 лет	–0,0495	0,00993
	(0,0559)	(0,00796)
28 лет	–0,0511	0,00880
	(0,0561)	(0,00913)
Constant	пропущена	–0,0398
		(0,101)
Observations	9,293	3,873
Number of IDIND	3,983	1,706
Region FE	Yes	Yes

Примечание. Стандартные ошибки в скобках. Значимость: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Таблица ПЗ. DDD оценки спроса на ВО (линейная вероятностная модель). 1989–1993 vs 1979–1983

Переменные	(1) Basic	(2) Extended	(3) Large cities	(4) Mother's higher education'	(5) Mother's higher ed- ucation & big city	(6) Mother's lower than profes- sional edu- cation'	(7) Small town & Moth- er's lower than pro- fessional education
Женщины	База						
Мужчины	-0,00652 (0,0282)	-0,0131 (0,0283)	-0,0194 (0,0422)	0,0209 (0,0604)	0,0932 (0,0686)	-0,0262 (0,0592)	0,0281 (0,0749)
Старшая когорта	База						
Молодая когорта	0,146*** (0,0280)	0,145*** (0,0310)	0,248*** (0,0507)	0,190*** (0,0684)	0,268*** (0,0822)	0,0326 (0,0680)	0,0308 (0,0800)
Мужчины молодой когорты	-0,0736 (0,0479)	-0,121** (0,0520)	-0,258*** (0,0823)	-0,175* (0,102)	-0,366*** (0,121)	0,0475 (0,112)	-0,00776 (0,130)
Не служили в армии	База						
Служили в армии	-0,221*** (0,0355)	-0,205*** (0,0357)	-0,221*** (0,0585)	-0,303*** (0,0848)	-0,375*** (0,110)	-0,194*** (0,0667)	-0,151* (0,0797)
Служили, молодая когорта	-0,0555 (0,0618)	-0,0841 (0,0704)	-0,101 (0,129)	-0,206 (0,158)	0,00598 (0,195)	-0,0413 (0,152)	-0,0105 (0,176)
Образование матери основное общее и ниже общее среднее	База						
начальное профессиональное		0,0910* (0,0523)	0,120 (0,103)			0,0966** (0,0488)	0,0466 (0,0558)
среднее профессиональное		0,0620 (0,0491)	0,108 (0,0974)				
высшее		0,221*** (0,0484)	0,275*** (0,0962)				
		0,443***	0,481***				

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		(0,0506)	(0,0957)				
Города до 100 тыс. чел.	База						
100–250 тыс.		0,0278 (0,0287)		0,0814 (0,0807)		0,0277 (0,0722)	
250–500 тыс.		0,0571 (0,0604)		0,0914 (0,142)		0,00703 (0,127)	
500 тыс. и выше		–0,000624 (0,0777)	–0,0508 (0,0522)	–0,0253 (0,158)	–0,114* (0,0682)	0,0447 (0,202)	
25 лет	База						
26 лет		0,0235*** (0,00554)	0,0229*** (0,00609)	0,0312*** (0,0104)	0,0158 (0,0130)	0,0245 (0,0163)	0,0358** (0,0180)
27 лет		0,0451*** (0,00648)	0,0447*** (0,00704)	0,0524*** (0,0120)	0,0248 (0,0152)	0,0406** (0,0189)	0,0639*** (0,0161)
28 лет		0,0587*** (0,00708)	0,0586*** (0,00761)	0,0656*** (0,0130)	0,0311* (0,0164)	0,0467** (0,0206)	0,0559*** (0,0171)
Constant		0,0967 (0,0775)	–0,0494 (0,0925)	0,324** (0,127)	0,615** (0,245)	0,711*** (0,130)	–0,0287 (0,144)
Observations		5,452	4,689	1,894	972	604	923
Number of IDIND		2,131	1,757	741	386	238	342
Region FE		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Таблица П4. Оценка спроса на ВО (по возрастам 25–28 лет в расширенной спецификации) 1989–1993 vs 1979–1983

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	25 лет	26 лет	27 лет	28 лет
Мужчины	–0,0128 (0,0377)	–0,0138 (0,0379)	–0,0111 (0,0356)	–0,0114 (0,0340)
Молодая когорта	0,120*** (0,0356)	0,143*** (0,0398)	0,135*** (0,0430)	0,160*** (0,0573)
Не служили в армии	–0,0811 (0,0611)	–0,0895 (0,0663)	–0,101 (0,0756)	–0,115 (0,0993)
Служили в армии	–0,185*** (0,0479)	–0,175*** (0,0487)	–0,214*** (0,0458)	–0,230*** (0,0435)
Служили, молодая когорта	–0,108 (0,0811)	–0,162* (0,0889)	–0,0367 (0,0997)	0,0645 (0,129)
Образование матери основное общее и ниже	0,120* (0,0622)	0,150** (0,0664)	0,130* (0,0692)	0,0615 (0,0696)
общее среднее	0,0810 (0,0579)	0,0851 (0,0626)	0,0487 (0,0653)	0,0226 (0,0664)
начальное профессиональное	0,223*** (0,0568)	0,203*** (0,0616)	0,232*** (0,0648)	0,215*** (0,0655)
среднее профессиональное	0,458*** (0,0602)	0,439*** (0,0649)	0,424*** (0,0682)	0,397*** (0,0685)
высшее				
Города до 100 тыс. чел.	0,0233 (0,0709)	0,0272 (0,0756)	0,000742 (0,0747)	–0,0343 (0,0757)
100–250 тыс.	0,0322 (0,245)	0,0356 (0,253)	0,113 (0,168)	–0,00251 (0,176)
250–500 тыс.	–0,305 (0,341)	0,362 (0,326)	0,0981 (0,366)	–0,0798 (0,307)
500 тыс. и выше	–0,0329 (0,113)	–0,0442 (0,118)	–0,0931 (0,115)	–0,0107 (0,133)
Constant				
Observations	1,211	1,147	1,168	1,163
R-squared	0,242	0,227	0,235	0,227
Region FE	Yes	Yes	Yes	Yes

Примечание. Стандартные ошибки в скобках. Значимость: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Kotyrlo, E., Varshavskaya, E.

The Impact of Reducing Military Service on the Demand for Higher Education [Electronic Resource] : Working Paper WP3/2021/06 / E. Kotyrlo, E. Varshavskaya ; National Research University Higher School of Economics. – Electronic text data (1 Mb). – Moscow : Higher School of Economics Publ. House, 2021. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). – 32 p.

The study evaluates the effect of reducing the length of compulsory military service in 2007–2008 on the demand for higher education in Russia. The difference between the Russian reform and those carried out in a number of European countries in the 2000s is that the compulsory military service was not abolished completely but the duration was reduced only. The study is based on the triple difference approach. The data are compiled from the Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS HSE). The demand for higher education in groups of the same age (25–28 years) who were affected and not by the reform has been compared. Estimates indicate that the reform did not affect the demand for higher education, both for men who served in the army after the reform and for those in the younger cohort who did not serve in the army. On the assumption that higher education is an alternative to military service, we cannot conclude that it has changed its role after the shortening the duration of compulsory military service.

Elena Kotyrlo, Doctor of Economics, Associate Professor at the Department of Applied Economics, Faculty of Economic Sciences, HSE University; 101000, Moscow, 20 Myasnitskaya Street; E-mail: ekotyrlo@hse.ru

Elena Varshavskaya, PhD, Professor at the Department of Organizational Behavior and Human Resources Management, Graduate School of Business, HSE University; 101000, Moscow, 20 Myasnitskaya Street; E-mail: evarshavskaya@hse.ru

Препринт WP3/2021/06
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Котырло Елена Станиславовна, Варшавская Елена Яковлевна

**Влияние сокращения срока срочной службы в армии
на спрос на высшее образование**

Изд. № 2491