

Влияние статуса инвалидности на предложение труда в России

А.Демьянова, А.Лукьянова

В работе изучалось влияние статуса инвалида на занятость и продолжительность рабочей недели методом мэтчинга по индексу склонности на данных РМЭЗ ВШЭ за 2004–2014 гг. Выявлено, что статус инвалидности как институциональный конструкт оказывает отдельное от плохого здоровья отрицательное воздействие на предложение труда инвалидов в России. Негативный эффект на вероятность занятости является значимым и устойчивым во времени, вместе с тем устойчивого влияния на продолжительность рабочей недели не обнаружено.

Ключевые слова: инвалидность, предложение труда инвалидов, мэтчинг, индекс склонности

Классификация JEL: J14, J21, J22, I14

Influence of disability status on labor supply in Russia

The paper provides an empirical analysis of disability status impact on employment and hours worked in Russia. We use the data from the Russian Longitudinal Monitoring Survey for 2004–2014 and apply propensity score matching. Our results show that disability status has a significant effect on labor supply of the disabled even when health problems are thoroughly controlled for. Disability status is associated with stable and significant negative effect on employment. At the same time, we do not find a consistent impact of disability status on hours worked.

Keywords: disability, labor supply of disabled individuals, propensity score matching

JEL Codes: J14, J21, J22, I14

1. Введение

Несмотря на развитие антидискриминационного законодательства и расширение мер, направленных на интеграцию инвалидов в жизнь общества, инвалиды остаются социально незащищенной группой населения с более низким уровнем жизни, образования и занятости. Даже в развитых странах средний уровень занятости среди инвалидов составляет примерно 40% по сравнению с 75% среди неинвалидов (OECD, 2012). В России наблюдается еще более сложная ситуация с занятостью инвалидов. В 2014 г. уровень занятости среди инвалидов составлял всего 12.1%, что в 5 раз ниже, чем в среднем по стране; а уровень безработицы среди инвалидов – 19.4%, что в 4 раза превышает средние показатели (Росстат, 2014).

Низкий уровень занятости инвалидов объясняется целым рядом причин. Во-первых, нарушения здоровья могут приводить к снижению производительности труда инвалидов и, как следствие, к снижению их конкурентоспособности на рынке труда. Во-вторых, инвалиды нередко подвергаются дискриминации со стороны работодателей. В-третьих, важную роль играет сопоставление инвалидами доходов от занятости с выплатами и льготами по инвалидности. Многие исследования приходят к выводу, что численность и уровень занятости инвалидов действительно зависит от оценки издержек и выгод, на величину которых влияют институциональные особенности национальных систем социальной защиты (см., например, Bound and Burkhauser, 1999). Поэтому при изучении положения инвалидов на рынке труда особый интерес представляет анализ влияния статуса инвалида как институционального конструкта. При этом «вклад» статуса инвалида необходимо отделить от воздействия других переменных: плохого здоровья, индивидуальных характеристик и других внешних факторов.

Исследования на данных Австралии, Германии, Канады, США (см. подробнее в следующем разделе) подтверждают, что инвалидность снижает вероятность занятости и продолжительность рабочего времени. Анализ влияния инвалидности на заработные платы и доходы также свидетельствует о наличии негативного эффекта (Charles, 2003; Kidd et al, 2010; Meyer, Mok, 2013). Критерии и процесс назначения инвалидности, системы социальной защиты инвалидов различаются по странам, что осложняет распространение зарубежного опыта на ситуацию в России.

В отечественной литературе положение инвалидов на рынке труда исследуется, главным образом, в работах социологов и специалистов в сфере социальной политики. «Слабое» положение инвалидов связывается с более низким уровнем образования (Ярская-Смирнова, Наберушкина, 2004; Романов, Ярская-Смирнова, 2006), существованием барьеров физической среды (Ярская-Смирнова, Наберушкина, 2004; Романов, Ярская-Смирнова, 2006; Марц, 2008), предубеждениями работодателей (Новожилова, 2001), а также неэффективностью государственной поддержки занятости инвалидов, в частности, через квотирование (Васин, Малева, 2001). Во всех перечисленных работах выводы делаются на основе дескриптивного анализа данных социологических обследований и опросов экспертов, эконометрической оценки влияния статуса инвалидности на занятость в России ранее не проводилось. Настоящая работа призвана заполнить

этот пробел.

В качестве информационной базы исследования используются данные РМЭЗ ВШЭ за 2004-2014 гг. Мы показываем, что наличие статуса инвалида оказывает очень значительное и устойчивое негативное влияние на занятость инвалидов, даже если отдельно учитываются отрицательные последствия плохого здоровья. Вместе с тем, мы не обнаружили устойчивого влияния статуса инвалидности на продолжительность рабочей недели. Эти результаты означают, что экономические и институциональные факторы, определяющие специфику положения инвалидов на рынке труда, оказывают воздействие, главным образом, на вход в занятость, но не на последующие условия занятости. Поэтому при формировании политики поддержки занятости инвалидов основные усилия должны быть направлены на снятие барьеров и устранение дестимулирующих ограничений на трудоустройство этой группы населения.

Статья организована следующим образом. В следующем разделе представлен обзор исследований, посвященных занятости инвалидов. В третьем разделе описываются используемые данные и методология, базирующаяся на методах мэтчинга. Результаты оценивания обсуждаются в четвертом разделе. В заключении обобщаются основные выводы исследования и намечены направления будущих исследований.

2. Обзор литературы

Инвалидность включает в себя не только медицинский, но и социальный аспект: наличие препятствий в окружающей среде и социальных барьеров, законодательное регулирование и меры социальной политики по поддержке инвалидов – всё это определяет положение индивида с нарушениями здоровья в обществе. В отношении занятости инвалидов можно выделить три ключевых фактора, определяющих специфику положения инвалидов на рынке труда¹: (1) более низкая производительность труда вследствие плохого здоровья; (2) выплаты и льготы по инвалидности; (3) дискриминация инвалидов. Первые два фактора действуют со стороны предложения труда, третий – со стороны спроса на труд.

Серьезные нарушения здоровья могут напрямую воздействовать на трудоспособность и снижать производительность труда инвалидов и, как следствие, уменьшать вероятность их занятости. Снижение занятости происходит за счет ускоренного выхода с рынка труда, а также за счет замедления входа на рынок труда после вынужденного перерыва (Bound et al., 1999; Disney et al, 2006). Инвалидность имеет эффект на занятость индивидов как в молодых, так и в старших возрастах. Индивиды, столкнувшиеся с ухудшением здоровья в более раннем возрасте, имеют более низкие риски досрочного выхода на пенсию, чем те, у кого ухудшение здоровья наступило в позднем возрасте (Bound et al., 1999). Инвалидность имеет долгосрочный эффект: наступление инвалидности (в том числе временной) в возрасте 25 лет снижает вероятность занятости в 40-летнем

¹ Подробные обзоры литературы см. в Bound and Burkhauser (1999), Jones (2008).

возрасте в среднем на 21 п.п. (Lindeboom et al, 2006). При этом ухудшение здоровья на предложение труда имеет неравномерный эффект во времени и зависит от тяжести и продолжительности заболевания (Meyer, Mok, 2013).

Наиболее сильное негативное влияние оказывают устойчивые заболевания, особенно, в тех случаях, когда они возникают на «пике» карьерного роста: в возрасте 30 лет для женщин, 40 лет – для мужчин (Pelkowski and Berger, 2004). Также эмпирические исследования показывают, что величина эффекта различается и по видам заболеваний (Hum, Simpson, 1996; Premeaux 2001; Zwerling et al, 2002; Wilkins, 2004). Стоит отметить, что негативный эффект нарушений здоровья на вероятность занятости и продолжительность рабочего времени выше для мужчин, чем для женщин (Pelkowski and Berger, 2004; Lindeboom et al, 2006; García-Gómez et al, 2010).

Оценки Meyer and Mok (2013) влияния ухудшения здоровья на продолжительность рабочего времени показывают резкое снижение часов работы в год наступления инвалидности, в течение последующего года продолжительность рабочего времени продолжает сокращаться, однако за этим следует период постепенного роста показателя для индивидов с временными нарушениями здоровья, продолжительность рабочего времени индивидов с тяжелыми хроническими заболеваниями остается на достигнутом уровне. В других работах были выявлены иные траектории изменения продолжительности рабочего времени инвалидов. Charles (2003) показывает, что снижение часов работы начинается за год до наступления инвалидности, но в год наступления инвалидности наблюдается резкое падение, однако затем происходит частичное восстановление. В итоге, через год после наступления инвалидности продолжительность рабочего времени превышает значения, наблюдавшие за год до ее наступления. Однако полного восстановления так и не происходит. В отличие от Meyer and Mok (2013), Charles (2003) не обнаруживает серьезных расхождений в траекториях в зависимости от тяжести заболевания.

Еще одним механизмом влияния инвалидности на занятость индивидов является право на получение денежных выплат и иных льгот. Инвалидность (как устойчивая форма нарушения здоровья) дает право на получение нетрудовых доходов в виде пенсий по инвалидности, а в ряде стран – еще и право на неденежные льготы. Являясь альтернативным источником дохода, льготы и выплаты сокращают стимулы к поиску работы. Условия назначения пенсий и льгот, как правило, предполагают оценку степени нетрудоспособности индивида, которая измеряется величиной снижения заработка или рабочего времени. Соответственно, наличие выплат и льгот побуждает индивидов к снижению предложения труда для того, чтобы соответствовать установленным требованиям.

Проблема обратной взаимосвязи между размером социальных выплат и вероятностью занятости не является новой, первые выводы о негативном влиянии были получены еще в 1980–1990 гг. на данных США, Великобритании (Parsons, 1980, 1982; Bazzoli (1985); Fenn and Vlachonikolis, 1986). Однако Harkness (1993) на данных Канады получил результаты, свидетельствующие о том, что возможность получать трудовой доход оказывала более

существенное воздействие на занятость индивидов с плохим здоровьем, чем выплаты. Вероятность занятости в большей степени зависела от степени тяжести инвалидности и доходов семьи. Важно отметить, что системы социального страхования в США, Великобритании и Канады в этот период были схожи: индивиды не могли одновременно совмещать пособия по инвалидности и работу.

Негативное влияние и взаимосвязь между размером социальных выплат и уровнем занятости нашли подтверждение и в более поздних работах, изучавших воздействие пособий по инвалидности в условиях более гибких программ поддержки инвалидов. Fevang et al (2013) пришли к выводу, что снижение денежных выплат по инвалидности в Норвегии ведет к росту занятости среди инвалидов, но одновременно вызывает переток инвалидов в «более щедрые» социальные программы. Marie, Castello (2010) показали, что реформа, предусматривавшая увеличение выплат при частичной трудоспособности для индивидов в возрасте 55 лет в Испании, привела к сокращению занятости инвалидов, а также к росту уровня первичной инвалидности в возрасте 55 лет в пореформенный период. Помимо выплат, связанных непосредственно с инвалидностью, снижению занятости инвалидов способствуют и альтернативные социальные программы, примером являются выплаты по безработице и выплаты по временной нетрудоспособности (Bratsberg et al, 2010).

Дискриминация работодателями по признаку инвалидности является еще одной важной причиной низкой занятости инвалидов. Речь идет, прежде всего, о статистической дискриминации. Наличие инвалидности может рассматриваться работодателями как сигнал о пониженной способности к трудовой деятельности независимо от реальной производительности труда конкретных работников-инвалидов. Кроме того, инвалиды могут подвергаться прямой дискриминации из-за неприязни работодателей или опасений по поводу дополнительных издержек, связанных с адаптацией рабочего места или более частым уходом работников-инвалидов на больничный. Дискриминация может проявляться в форме отказа в приеме на работу, установления более низких заработных плат, снижения рабочего времени, предоставления менее удобного режима и графика работы.

Эмпирические исследования не дают однозначных выводов о влиянии дискриминации. Исследования, использующие методологию Оаксаки-Блайндера, показывают, что в Великобритании наблюдаемые характеристики объясняют только от 25% до 50% различий в уровне занятости между инвалидами и неинвалидами (Kidd et al, 2000; Jones, 2006). Однако большая часть этой разницы связана с различиями в ненаблюдаемых характеристиках. На долю дискриминации в конце 1990-х гг. приходилось около 10% наблюдаемых различий в уровне занятости, но к середине 2000-х гг., после введения в действие нового антидискриминационного законодательства, ее роль упала до нуля (Jones, 2006). Madden (2004) также делает вывод о незначимом влиянии дискриминации при найме в Великобритании.

К противоположным заключениям пришли Ravaud et al (1992), которые провели экспериментальное исследование дискриминации при найме на работу во Франции с рассылкой фиктивных резюме с указанием и без указания инвалидности. В результате было выявлено, что

вероятность получения положительного ответа для высококвалифицированных работников без инвалидности в 1,8 раз выше, чем для инвалидов с аналогичным уровнем квалификации, для низкоквалифицированных работников разрыв составил 3.2 раза. При этом различия были выше в более крупных компаниях.

Косвенно о наличии дискриминации свидетельствуют и исследования, посвященные оценке последствий от ужесточения антидискриминационного законодательства (DeLeire, 2000; Acemoglu and Angrist, 2001). По оценкам Acemoglu and Angrist (2001), изменения антидискриминационного законодательства в США (принятие Americans with Disabilities Act в 1990 г.) привели к сокращению уровня занятости и часов работы молодых инвалидов. При этом авторы не находят существенных различий в часовых ставках заработной платы между инвалидами и неинвалидами. Это означает, что законодательными мерами можно обеспечить эффективный контроль за соблюдением равенства в оплате труда, но значительно сложнее устранить дискриминацию при найме и увольнении. Результаты Acemoglu and Angrist (2001) указывают на то, что дополнительные издержки по адаптации рабочего места являются значимым тормозящим фактором при трудоустройстве инвалидов. Кроме того, Baldwin and Johnson (1994) указывают на то, что дискриминация в форме заниженных заработных плат (если таковая имеет место) может иметь самостоятельное негативное влияние на занятость, создавая отрицательные стимулы к поиску работу

Анализ эмпирических исследований показывает, что более низкая занятость инвалидов объясняется, прежде всего, снижением производительности труда, обусловленной нарушениями здоровья, и ненаблюдаемыми характеристиками, связанными, например, с неслучайностью попадания в число инвалидов и изменениями в предпочтениях при наступлении инвалидности. Определенную роль в снижении предложения труда играют негативные стимулы, создаваемые системой финансовой поддержки инвалидов. Менее однозначны выводы касательно роли дискриминации, однако имеющиеся работы указывают на то, что во многих странах ситуация заметно улучшилась в последние десятилетия после ужесточения антидискриминационного законодательства. Из этого следует, что вклад дискриминации может варьировать по странам и зависеть от особенностей законодательства и качества его информента.

Эмпирические работы российских экономистов по оценке влияния инвалидности на положение индивида на рынке труда немногочисленны. Во всех из них инвалидность интерпретируется крайне узко как плохое состояние здоровья. В работе Кузьмич и Рощина (2008) на данных РМЭЗ ВШЭ показано, что плохое здоровье и, в частности, наличие инвалидности оказывают негативное влияние на вероятность занятости. Вместе с тем, при условии сохранения занятости плохое здоровье и наличие инвалидности негативно влияют только заработную плату, но не на количество отработанных часов. Ляшок и Рошин (2015) указывают, что именно плохое состояние здоровья является решающим фактором резкого ухода с рынка труда при достижении пенсионного возраста. Особенностью нашей работы является то, что мы разводим понятия плохого здоровья и статуса инвалидности (см. ниже). Такая постановка проблемы является новой для работ,

выполненных на российских данных.

3. Данные и методология

Эмпирический анализ проводится на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (далее РМЭЗ ВШЭ)² за 2004–2014 гг. В более ранний период (до 2003 г.) иначе формулировался вопрос о наличии инвалидности и не задавался вопрос о группе инвалидности, поэтому данные не сопоставимы. Кроме того, до 2004 г. отсутствовал вопрос о моменте наступления инвалидности, который необходим для исключения инвалидов с детства.

Данные РМЭЗ ВШЭ позволяют проследить динамику инвалидности в течение продолжительного периода времени и включают широкий перечень вопросов о занятости, образовании и других социально-экономических характеристиках индивидов. Достоинством РМЭЗ ВШЭ с точки зрения изучения проблемы инвалидности является то, что данные мониторинга содержат большой блок вопросов, касающихся состояния здоровья, а также прямой вопрос о наличии статуса инвалида: *“Назначена ли Вам какая-нибудь группа по инвалидности?”*. Положительный ответ на этот вопрос используется для выделения группы инвалидов. В выборке есть небольшое количество респондентов (0,1% от числа наблюдений за все годы), которые на момент опроса занимались оформлением документов на получение инвалидности. Поскольку статус этих индивидов еще не подтвержден, то мы относим их к неинвалидам.

В связи с тем, что предметом анализа является занятость инвалидов, мы включили в выборку только индивидов в возрасте от 18 до 65 лет, у которых есть данные по следующим характеристикам: уровень образования, оценка здоровья, положение на рынке труда, наличии супруга либо партнера, нетрудовой доход, статус и группа инвалидности. Из анализа были исключены инвалиды с детства: эта группа инвалидов существенно отличается по ненаблюдаемым характеристикам. В частности, инвалидность, полученная от рождения или в детском возрасте, могла повлиять на продолжительность и качество полученного образования. Всего в выборку попали 29345 индивидов, в том числе 1773 респондента, имевших статус инвалида хотя бы в одном из раундов обследования.

В рассматриваемый период доля инвалидов колебалась в диапазоне от 4.8 до 5.5% населения в возрасте 18-65 лет³ (рис. 1). Распределение инвалидов по группам претерпело изменения: доля

² «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ ВШЭ)», проводимый Национальным исследовательским университетом "Высшая школа экономики" и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. (Сайты обследования РМЭЗ ВШЭ: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rfms> и <http://www.hse.ru/rfms>)».

³³ Для сравнения с оценками Росстата мы оценили по данным РМЭЗ ВШЭ долю инвалидов по всей выборке без учета возрастных ограничений. Она составила 7.5-8.7% населения, что совпадает с оценками Росстата за рассматриваемый период (7.6-9.2% населения).

инвалидов I группы оставалась относительно стабильной, доля инвалидов III группы выросла на 11 п.п., и к 2014 г. доли инвалидов II и III группы сравнялись между собой.

В таблице 1 приводится описание социально-демографических характеристик подвыборок инвалидов и неинвалидов в начале и конце рассматриваемого периода (2004 и 2014 гг.). Из таблицы видно, что инвалиды и инвалиды сильно отличаются по наблюдаемым характеристикам: инвалиды в среднем старше неинвалидов, имеют более низкий уровень образования. Среди инвалидов ниже доля состоящих в браке или проживающих вместе с партнером. Инвалиды чаще проживают в домохозяйствах меньшего размера и имеют более низкий доход в расчете на одного члена семьи. Единственная демографическая характеристика, по которой не наблюдается различий между инвалидами и неинвалидами, - это доля проживающих в городах, что довольно неожиданно, учитывая ограниченный доступ к медицинским услугам в сельской местности.

С 2004 по 2014 гг. произошли изменения в характеристиках рассматриваемых групп. Во-первых, изменился демографический состав инвалидов: доля женщин увеличилась на 3 п.п (с 51 до 54%). Резко выросла доля инвалидов пенсионного возраста – с 35 до 53% (среди неинвалидов этот показатель вырос с 11 до 16%), что может быть связано с последствиями монетизации льгот и ростом привлекательности статуса инвалида для пожилых людей. Во-вторых, в обеих группах произошли значительные изменения в образовательных характеристиках. Среди инвалидов сильнее всего выросла доля тех, кто имеет среднее профессиональное образование (с 21 до 27%). Доля обладателей высшего образования также увеличилась, но значительно скромнее (с 14 до 16%), чем среди неинвалидов (с 19 до 27%). Таким образом, образовательный уровень неинвалидов улучшался более быстрыми темпами, чем у инвалидов; и за 2004-2014 гг. произошло углубление разрыва в уровне образования между инвалидами и неинвалидами.

В контексте нашего исследования особого внимания заслуживают различия между инвалидами и неинвалидами по состоянию здоровья. Измерение состояния здоровья является сложной методологической задачей, и выбор метода измерения может оказать существенное влияние на результаты (Curtie and Madrian, 1999). Одним из наиболее простых и доступных методов измерения здоровья, используемых в исследованиях по инвалидности, является самооценка здоровья по шкале, либо ответ на вопрос о наличии ограничений на трудовую деятельность в связи с нарушениями здоровья или на вопрос о наличии других ограничений жизнедеятельности. При использовании самооценок здоровья следует учитывать возможную эндогенность этих показателей. Индивиды могут оценивать свое здоровье как плохое для объяснения ухода с рынка - “justification hypothesis” (Parsons, 1980; Bazzoli, 1985; Baker et al, 2004). В то же время не следует преувеличивать это обратное влияние. Многочисленные исследования по экономике здоровья пришли к выводу, что самооценка является достаточно достоверным и наиболее комплексным показателем здоровья, и она коррелирована с объективными показателями здоровья (Stern, 1989; Dwyer and Mitchell, 1999).

Данные РМЭЗ ВШЭ содержат информацию о самооценке здоровья по пятибалльной шкале, а также данные по ряду «объективных» показателей здоровья: наличия хронических и острых

заболеваний, посещения медицинских учреждений, продолжительности периода временной нетрудоспособности, антропометрические данные (рост, вес). Данные по объективным показателям также фиксируются со слов респондента, поэтому могут содержать ошибки измерения. Ранее Кузьмич и Рощин (2008) на данных РМЭЗ ВШЭ за 1994–2004 гг. проводили оценку влияния здоровья на положение индивида на рынке труда, сравнивая между собой результаты с использованием различных способов измерения здоровья: самооценки, объективные показатели (наличие определенных болезней, операции за последний год) и интегральный показатель здоровья, построенный на основе метода главных компонент. Авторы не выявили значимого влияния метода оценивания на полученные результаты. Поэтому мы используем самооценки здоровья в качестве основного метода, однако дополняем их рядом объективных показателей в связи с тем, что субъективная шкала оценивания инвалидов и неинвалидов может различаться (эндогенность самооценок).

По самооценке здоровья мы видим ожидаемые результаты в отношении «плохих» оценок (табл. 1, рис. 2а,б). Среди неинвалидов лишь около 5–6% оценивают свое здоровье как плохое и очень плохое, большинство же считают его средним (не хорошим, не плохим) (51–59%) или хорошим и очень хорошим (36–44%). Инвалиды значительно чаще причисляют себя к лицам с плохим и очень плохим состоянием здоровья (47–56%). Впрочем, даже среди инвалидов около половины (42–50%) оценивают свое здоровье как среднее, а 2–4% как хорошее и очень хорошее. Этот парадокс уже неоднократно отмечался в литературе: часть инвалидов действительно не считают себя нездоровыми несмотря на функциональные ограничения и нарушения. Позитивную самооценку здоровья связывают с психологическими факторами и поддержкой со стороны окружающих (Albrecht and Devlieger, 1999), а также социальной ориентированностью государственной политики (Foubert et al., 2014). Таким образом, самооценка здоровья не является универсальным предиктором статуса инвалидности, особенно, в отношении людей с «нормальным» здоровьем. Можно предположить, что среди неинвалидов с плохим и хорошим здоровьем присутствуют «потенциальные инвалиды», которые, сопоставляя издержки и выгоды, отказались от получения статуса.

В таблице 1 отражены объективные показатели здоровья инвалидов и неинвалидов. По всем рассмотренным объективным показателям здоровья инвалиды уступают неинвалидам. Так свыше 90% инвалидов указывают на наличие у них хотя бы одного хронического заболевания, среди неинвалидов таковых около половины. Инвалиды чаще оказываются в стационаре и посещают врача.

Данные РМЭЗ ВШЭ подтверждают, что инвалиды имеют более низкий уровень занятости. Различия касаются, прежде всего, доли имеющих постоянную работу (табл. 1). Таковых среди инвалидов в 2014 г. было 16% по сравнению 70% среди неинвалидов. Доля занятых на нерегулярной основе невелика: неинвалиды несколько чаще имеют приработки, но различия не являются статистически значимыми. По-видимому, инвалиды невысоко оценивают свои шансы

найти работу либо не обладают достаточными навыками и необходимой поддержкой для поиска работы. Продолжительность рабочей недели у инвалидов в среднем на 7 часов меньше, чем у неинвалидов и составляет 36,8 часов.

Однако было бы ошибочно сводить все различия в уровне занятости и безработицы между инвалидами и неинвалидами к статусу инвалидности. Как видно из таблицы 1, инвалиды в целом обладают менее производительными характеристиками с точки зрения состояния здоровья, демографии и образования, то есть даже в отсутствие инвалидности они имели бы более низкие показатели занятости. Задача состоит в том, что отделить эффект статуса инвалидности, очистив его от влияния других характеристик. Эта задача является методологически сложной по двум основным причинам.

Первая – отсутствие пересечения по характеристикам («lack of common support» или «lack of overlap»). Проблема вытекает из показанных выше значительных различий между инвалидами и неинвалидами по наблюдаемым характеристикам, при этом выборка инвалидов сравнительно малочисленна. В подобной ситуации использование МНК-регрессий или моделей бинарного выбора приведет к тому, что коэффициенты при наблюдаемых переменных и форма функциональной зависимости будут оцениваться, главным образом, по выборке неинвалидов. Характеристики инвалидов, находящиеся далеко от средних значений по выборке неинвалидов, будут оказывать слабое влияние на величину коэффициентов. В результате, оценка эффекта от статуса инвалидности окажется недостоверной.

Вторая сложность связана с неслучайным отбором индивидов в группу «официальных» инвалидов (selection bias). Для приобретения статуса инвалида недостаточно просто иметь устойчивые нарушения здоровья, необходимо также пройти определенный набор формальных процедур, предусмотренных законодательством. При этом инвалидность может быть установлена на ограниченный срок или без указания срока переосвидетельствования (подробнее см. Демьянова, 2015). Решение о вступлении в «марафон» по приобретению/подтверждению статуса инвалидности принимается на основе соотношения выгод и издержек. Выгоды связаны с получением нетрудового дохода в виде пенсий и иных выплат по инвалидности, льгот и особых условий труда, издержки – с потерями сил и времени на прохождение МСЭ и дискриминацией на рынке труда.

Перечисленные проблемы делают простые эконометрические методы неприемлемыми. Поэтому мы используем метод мэтчинга по методу склонности (propensity score matching – PSM). В основе этого метода лежит идея формирования для инвалидов контрольной группы из числа неинвалидов, имеющих максимально близкие значения по всем учитываемым наблюдаемым характеристикам. Мэтчинг является решением проблемы отсутствия пересечения в ситуации, когда группа воздействия небольшая, а распределение характеристик существенно различается между группами. Еще одним достоинством данного метода является его полупараметрический характер. При оценке величины эффекта воздействия не делается предположений о форме функциональной

зависимости, что сокращает риски неверной спецификации модели (подробнее о методе мэтчинга см. Imbens, 2004; Ениколопов, 2009; Heinrich et al, 2010; Caliendo and Kopeinig, 2011). К сожалению, метод мэтчинга не позволяет решить проблему неслучайного отбора, но ослабляет ее влияние, если ненаблюдаемые характеристики коррелируют с наблюдаемыми.

Мэтчинг ранее использовался в зарубежных исследованиях для оценки влияния инвалидности на положение индивида на рынке труда Германии, Испании и Австралии (Lechner and Vazquez-Alvarez, 2003; Cervini-Pla et al, 2012; Polidano and Vu, 2015). Перечисленные исследования в отличие от нашего исследования ставили перед собой вопрос оценки факта наступления инвалидности и рассматривали эффект изменения здоровья в динамике. Это повлияло как на выбор переменных спецификации, так и на подход к формированию экспериментальной и контрольной групп (фиксируется факт входа в инвалидность). Однако опыт использования мэтчинга для измерения эффекта от наступления инвалидности позволяет говорить о состоятельности данной методологии для изучения положения инвалидов на рынке труда.

В данной работе оценивается влияние инвалидности на занятость и часы работы в неделю (переменные интереса). Наличие статуса инвалида рассматривается как воздействие. Показатель занятости, который мы используем методологически близок к стандартам МОТ и включает занятость на постоянной работе (тех, кто находится в декретном отпуске или в отпуске по уходу за ребенком, и тех, кто находится в любом другом оплачиваемом или неоплачиваемом отпуске) и факты выполнения любой оплачиваемой работы, в том числе случайные приработки. Переменная часов работы отражает общую продолжительность фактически отработанного рабочего времени на основной и дополнительной работах, а также время, затраченное на «приработки».

Мы пытаемся ответить на следующий вопрос: Какой эффект имеет на вероятность занятости наличие инвалидности в сравнении с гипотетической ситуацией, если бы индивид не имел этого статуса?

Средний эффект воздействия рассчитывается для группы инвалидов (АТТ):

$$\tau_{ATT} = E(\tau|D = 1) = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1] \quad (1)$$

где τ_{ATT} – средний эффект воздействия для группы воздействия ($D=1$, если индивид имеет статус инвалида, $D=0$ – в противном случае), Y – исход (занятость и рабочее время).

Метод PSM основывается на ряде допущений. Первое допущение – отбор по наблюдаемым характеристикам. Оно означает, что систематические различия в исходах между группой воздействия и контрольной группой с одинаковыми значениями - наблюдаемых характеристик (X) являются результатом воздействия.

$$Y(0), Y(1) \perp D|X \quad (2)$$

Второе допущение: индивиды с одинаковыми наблюдаемыми характеристиками могут подвергнуться воздействию с одинаковой вероятностью.

$$0 < P(D = 1|X) < 1 \quad (3)$$

На первом шаге с помощью пробит-модели рассчитывается индекс склонности попадания под воздействие программы – вероятность того, что индивид получит статус инвалида. Ключевым параметром отбора переменных является влияние факторов на вероятность попадания в инвалидность и на вероятность занятости, одновременно. В первую очередь включаются установленные в законодательстве критерии инвалидности, факторы, учитывающие самоотбор индивидов в инвалидность, а также другие факторы, влияющие на получение статуса инвалида. Включение «лишних» переменных может обострить проблему «common support», несмотря на то, что включение незначимых переменных не приведет к смещению оценок, но может привести к увеличению их вариации (Caledo and Kopeinig, 2008; Heinrich et al, 2010). В рамках нашего исследования мы не разделяем инвалидов по группам. Мы признаем, что эффект по группам существенно отличается, однако нашей целью является оценка влияния инвалидности в целом. Использование такого подхода обосновано тем, что с одной стороны, инвалиды всех групп присутствуют на рынке труда (рис.3), с другой стороны, метод PSM не позволяет рассматривать программы с множественными исходами, в связи с чем оценки по одной группе инвалидности возможны только при исключении двух других групп инвалидности, что не отражает возможность перехода/ выбора между группами.

В качестве ковариат мы включили несколько групп факторов, это как факторы, определяющие попадание в инвалидность в связи с рисками для здоровья, так и факторы, которые способны оказать влияние на решение о получении статуса. Во-первых, в работе учитываются демографические и социально-экономические характеристики индивидов. К рассматриваемым индивидуальным характеристикам индивидов относятся: пол, возраст, уровень образования (образование может быть прокси «более привлекательного рабочего места», с более высоким уровнем заработных плат, что повышает альтернативные издержки статуса инвалида). Включена переменная пенсионного возраста, которая равна единице для женщин старше 54 лет и мужчин старше 59 лет, которая направлена на контроль влияния институтов, связанных с выходом на пенсию. В модель также включены характеристики домохозяйств: размер домохозяйства, величина нетрудового дохода индивида (за вычетом пенсии по инвалидности и ежемесячных денежных выплат – ЕДВ). У индивидов пенсионного возраста размер пенсии не вычитался, т.к. подавляющее большинство представителей этой группы получают пенсии по старости, и получение пенсии по инвалидности как дополнительной пенсии невозможно (за исключением крайне малочисленных случаев, предусмотренных законодательством). ЕДВ исключены из нетрудового дохода для всех возрастных групп. Пенсии по инвалидности и ЕДВ не учитывались, так как они являются результатом получения статуса, такие переменные не могут быть включены в расчеты методом мэтчинга.

Во-вторых, в модели в качестве ковариат используются характеристики места проживания: выделение столиц (Москвы, Московской области и Санкт-Петербурга) и проживание в городах. С одной стороны, эти характеристики связаны с рисками наступления инвалидности (большая

загруженность транспорта, плохая экология в столицах), с другой стороны, отражают территориальную доступность процедуры прохождения МСЭ для инвалидов, что повышает вероятность назначения статуса инвалидности. Кроме того, данные показатели позволяют нам проконтролировать различия в занятости по типам населенных пунктов и в столичных регионах.

В-третьих, мы включаем в расчет индекса склонности показатель здоровья индивида: субъективную переменную самооценки здоровья. Мы предполагаем, что данный показатель соответствует реальному состоянию здоровья индивида (объективной оценке) и является одной из ключевых характеристик, влияющих на попадание в число инвалидов. Кроме того, в связи с тем, что состояние здоровья связано с трудоспособностью индивида, оно влияет и на вероятность занятости и часы работы. Таким образом, мы учитываем различия в вероятности занятости людей с плохим здоровьем, но различающихся по наличию статуса инвалида.

Как ранее было указано, самооценки здоровья являются эндогенными переменными, могут различаться для групп инвалидов и неинвалидов, в связи с этим мы включили в расчеты объективные характеристики здоровья. Выбор объективных характеристик основан на критериях назначения статуса инвалида. РМЭЗ-ВШЭ не содержит вопросы о причинах наступления инвалидности и наличии ограничений жизнедеятельности, поэтому в качестве показателя устойчивости заболевания используется вопрос о наличии хронических заболеваний (заболевания сердца, легких, печени, почек, желудочно-кишечного тракта, позвоночника, эндокринной системы, гипертонической болезни или иного хронического заболевания), а для контроля степени влияния на состояние здоровья показатели «интенсивности» использования медицинской помощи: факт того, что индивид лежал в больнице в течение последних трех месяцев, частота посещений врача в течение года (не реже 1 раза в месяц (базовая категория), 2–3 раза в год, 1 раз в год, реже 1 раза в год). В рамках метода PSM необходимо достигнуть баланс ковариат, в связи с чем включение хронических заболеваний по отдельности затруднено.

Мы предполагаем, что включение перечисленных характеристик позволяет отделить влияние эффекта здоровья и социально-демографических характеристик от совокупного эффекта решения индивида о получении статуса инвалида, связанного со сравнением издержек и выгод и дискриминацией со стороны работодателя.

На втором этапе формировалась контрольная группа из индивидов, не имеющих статус инвалида, с наиболее близкими значениями индекса склонности индивидам, имеющим статус инвалида. Эффект воздействия на занятость рассчитывается как разница между фактическим и вмененным значением исхода. Мы используем метод ближайшего соседа с замещением, что помогает увеличить эффективность оценки, за счет того, что в качестве контрольного выбирается значение с наименьшей разницей в индексе склонности. “Замещение” предполагает использование одного и того же наблюдения контрольной группы в качестве пары для нескольких наблюдений группы воздействия. Замещение позволяет повысить «качество» пар, что снижает смещение.

Для снижения смещения оценок мы использовали мэтчинг методом стратификации, который помогает снизить негативное влияние «плохих» пар. В рамках метода стратификации после расчета индекса склонности все наблюдения из группы воздействия разбиваются на M страт, внутри которых все объекты обладают примерно одинаковым индексом склонности. После этого рассчитываются средние эффекты внутри страт и потом общий средний эффект как средневзвешенное из эффектов по стратам. Данный метод позволяет избежать смещения, т.к. не сравнивает переменные сильно отличающиеся по значению индекса склонности. Вместе с тем, он позволяет использовать для сравнения большее число переменных из контрольной группы, что снижает стандартные ошибки.

4. Результаты

В этом разделе представлены результаты измерения влияния статуса инвалида на положение индивида на рынке труда: на вероятность того, что индивид имеет работу (является занятым), и продолжительность часов работы. В отличие от ранее рассмотренных зарубежных исследований мы не оцениваем эффект от наступления инвалидности, а измеряем общий эффект инвалидности вне зависимости от её продолжительности. Этот подход позволяет максимально использовать имеющиеся у нас данные. В годовых выборках инвалиды составляют около 5-6% выборки, однако доля индивидов с первичной инвалидностью мала и составляет только около 0,5-1% выборки.

Вероятность занятости

Для сравнения результатов, полученных методом PSM, с традиционными методами мы оценили влияние статуса инвалидности на вероятность занятости на основе пробит-регрессии. Были проведены расчеты на основе данных за 2004–2014 гг. В спецификацию были включены все переменные, перечисленные в предыдущем разделе. Комментируя результаты, мы не будем останавливаться на влиянии всех групп факторов, так как целью работы является оценка эффекта статуса инвалидности. Поэтому далее рассматривается только влияние статуса инвалидности и показателей здоровья на интересующие нас зависимые переменные.

В таблице 2 и на рисунке 4 представлены результаты расчетов по пробит-модели для занятости. Приведенные в таблице результаты представляют собой средние предельные эффекты, то есть показывают усредненное влияние каждой ковариаты на вероятность занятости по всем значениям этой переменной в выборке. С точки зрения терминологии мэтчинга речь идет о среднем эффекте воздействия (average treatment effect – ATE), который в данном случае предполагается равным среднему эффекту воздействия для тех, кто подвергся воздействию (average treatment effect for the treated – ATT), и среднему эффекту воздействия для тех, кто не подвергся воздействию (average treatment effect for the non-treated – ATNT). Другими словами, с учетом различий в контролируемых наблюдаемых характеристиках эффект от инвалидности предполагается одинаковым для реальных инвалидов и «здоровых» людей в том случае, если бы они стали

инвалидами. Отметим, что рассмотренная ниже методология PSM ослабляет это предположение и исходит из того, что эти эффекты могут отличаться друг от друга.

Все включенные в спецификацию характеристики здоровья, за исключением переменной хронических заболеваний, значимы для большинства из рассмотренных лет. Плохое здоровье снижает вероятность занятости по сравнению со средним здоровьем примерно на 10%, очень плохое – на 20%. Полученные оценки свидетельствуют о том, что статус инвалидности имеет самостоятельное влияние, независимое от плохого здоровья. Судя по полученным результатам отрицательный эффект инвалидности был сильнее в 2005, 2013, 2014 гг. По оценкам на годовых выборках статус инвалидности снижает вероятность занятости на 28-31%.

Теперь перейдем к описанию результатов, полученных с использованием мэтчинга. Мы оцениваем только один эффект – средний эффект для группы воздействия (АТТ). Он показывает, какой эффект имеет инвалидность для инвалидов, по сравнению с инвалидами, имеющими максимально близкие наблюдаемые характеристики.

Расчеты строились на годовых выборках, то есть индекс склонности и средний эффект воздействия рассчитывались отдельно для каждого года. Стандартные ошибки рассчитывались методом бутстрапа. Индекс склонности (расчетная вероятность попадания в группу инвалидов) рассчитывается на основе пробит-модели⁴. При расчетах накладывалось условие общности значений индексов для инвалидов и неинвалидов (условие common support). Второй важной задачей было обеспечение баланса ковариат для индивидов с одинаковыми значениями индекса склонности. Для проверки баланса ковариат используется следующий алгоритм (см. Ichino and Becker, 2002). Рассчитанные на основе пробит модели значения индексов склонности (после контроля на соблюдение условия common support) разделялись на k равных интервалов (блоков) таким образом, чтобы средние значения индекса склонности были одинаковы внутри каждого блока для инвалидов и неинвалидов. Далее внутри каждого блока происходит проверка средних значений всех ковариат по инвалидам и неинвалидам. Если эти значения равны, то индекс склонности считается сбалансированным по ковариатам. Если это условие не соблюдается при используемой спецификации уравнения, то необходимо рассчитать новую пробит-регрессию с более широким набором ковариат. Как правило, для достижения баланса требуется включение дополнительных пересечений между переменными. Поэтому достижение баланса ковариат – это итеративный процесс, в ходе которого спецификация адаптируется под имеющиеся данные.

Выбор переменных, включенных в основную спецификацию, основывался на экономической теории, опыте предшествующих исследований. В случае, если исходная спецификация, включающая все контрольные переменные, не была сбалансирована, для достижения баланса ковариат мы добавили пересечения несбалансированных ковариат с переменными возраста, образования, самооценками здоровья, посещения врача, пребывания в больнице, которые

⁴ Для расчетов использовался пакет pscore для STATA. См. подробнее Ichino and Becker (2002).

значительно различаются у групп инвалидов и неинвалидов. Баланс ковариат был достигнут для всех лет кроме 2014 г. При расчете среднего эффекта для 2014 г. использовалась базовая спецификация (без дополнительных перекрестных членов), однако величина эффекта оказалась близка к значениям предшествующих лет. В расчетах индексов склонности по годам все переменные здоровья статистически значимы, за исключением переменной пребывания в больнице, и переменных очень хорошего и хорошего здоровья, эффект которых значим не во все годы. Ожидаемо, что наличие хронических заболеваний увеличивает вероятность попадания в число инвалидов, также как и плохое и очень плохое здоровье (по сравнению со средним), в то время как индивиды, которые реже посещают врача, с меньшей вероятностью попадают в группу воздействия.

Рисунок 5 иллюстрирует соблюдение условия общности значений индексов для инвалидов и неинвалидов (common support). На рисунке показано распределение индекса склонности среди инвалидов и неинвалидов для 2004 г. Распределения заметно различаются между собой. Так, например, медианное значение индекса склонности для неинвалидов в 2004 г. – 0.01, для инвалидов – 0.25. Большинство наблюдений контрольной группы сконцентрировано в части распределения с низкими индексами склонности, в то время как плотность распределения индекса для группы инвалидов более равномерна. Тем не менее, область пересечения значений индексов для двух групп широка, и в среднем составляет [0.001; 0.9], что говорит о том, что для большинства инвалидов существуют «хорошие» пары в составе контрольной группы. В состав экспериментальной группы попали все инвалиды, что говорит о том, что каждому инвалиду были найдены близкие по значению индекса склонности пары в контрольной группе. Это также означает, что представленные ниже оценки среднего эффекта воздействия относятся ко всем инвалидам, а не к какой-то отдельной подгруппе.

Одновременно численность неинвалидов, не вошедших в состав контрольной группы, сравнительно велика и составляет 10–40% от общей численности неинвалидов в зависимости от года. Анализ индивидуальных характеристик неинвалидов, которые попали и не попали в область пересечения показал, что в область общности чаще не попадали более молодые (пожилые индивиды практически отсутствуют), «здоровые» индивиды, что ожидаемо. Респонденты, не вошедшие в контрольную группу, проживают в более крупных домохозяйствах, имеют более высокие уровни образования. Численность и состав этой подгруппы не оказывают никакого влияния на расчет эффекта воздействия для инвалидов (АТТ), который является предметом нашего интереса.

Результаты оценивания эффекта воздействия для занятости методом ближайшего соседа с замещением и методом стратификации показаны в таблице 3. Инвалиды и неинвалиды существенно отличаются по характеристикам, в связи с этим контрольная группа при расчетах методом ближайшего соседа оказывается меньше экспериментальной, на 25–33%, что подтверждает использование одного наблюдения из контрольной группы в качестве пары для нескольких наблюдений из группы воздействия. Результаты, полученные методом ближайшего соседа, говорят

о том, что наступление инвалидности приводит к снижению вероятности занятости на 27–34% в зависимости от года. Значения эффекта значимы для всех рассматриваемых лет.

Оценки воздействия статуса инвалидности на вероятность занятости инвалидов методом стратификации варьируются между 28–34% (см. табл. 3 и рис. 4). Поскольку полученные разными методами мэтчинга оценки близки по значению, мы можем предполагать, что выборка достаточно велика, чтобы подобрать «хорошие пары». Однако оценки, полученные методом стратификации, более устойчивые по годам и не имеют резких выбросов в отдельные годы.

Метод мэтчинга позволяет оценивать эффекты воздействия по отдельным социально-демографическим группам. Так например, по нашим оценкам инвалидность влияет в разной степени на занятость мужчин и женщин: для мужчин негативное воздействие инвалидности в среднем на 7 п.п. сильнее, чем для женщин (рис.6), что согласуется с результатами для других стран. Стоит отметить, что наблюдается рост разрыва за счет сокращения негативного эффекта для женщин, роста эффекта для мужчин.

Величина оценок эффекта воздействия на группу воздействия по возрастным группам (18–35, 36–50, 51–65 лет) существенно различается (рис.7). Наименьший эффект для большей части рассматриваемого периода наблюдается для старшей возрастной группы (51–65 лет) (20-32% в зависимости от года), а наибольший эффект – для средней возрастной группы (36–50 лет) (38-53% в зависимости от года), что подтверждает выводы Berger and Pelkowski (2004) о наиболее сильном негативном устойчивых нарушений здоровья для работников, находящихся на пике своей карьеры. Оценки для младшей группы неустойчивы из-за малочисленности данной группы, поэтому их нельзя считать достоверными.

Инвалидность предполагает устойчивый характер заболевания, поэтому нарушения здоровья в текущем периоде могут не всегда приводить к получению статуса инвалида. Для проверки робастности результатов мы попытались учесть отложенный характер влияния нарушения здоровья. Для этого мы включили в спецификации для индексов склонности лагированные значения самооценок здоровья. Vazzoli (1985) показывает, что в лагированные оценки здоровья являются более объективными по сравнению с оценками текущего периода. Наши результаты не подтверждают этого тезиса. Влияние самооценок здоровья за предшествующий период на вероятность попадания в инвалидность (при расчете индекса склонности) практически для всех лет оказалось незначимым, в то время как текущие оценки оказывают значимое влияние. При этом введение дополнительной переменной сокращает выборку инвалидов более чем на треть, что ухудшает качество оценок. Однако размер эффекта воздействия незначительно отличался от результатов без лагированных показателей.

Более того, в рамках исследования мы также провели анализ влияния статуса инвалидности на постоянную занятость (данный показатель не включал временные заработки). Полученные всеми методами оценки для постоянной занятости были также значимы и близки к представленным в

работе результатам, что свидетельствует о том, что инвалиды с меньшей вероятностью, чем неинвалиды могут иметь как постоянную работу, так и временные заработки.

Интерес представляет анализ результатов разных моделей, соотнесение оценок, которые получают стандартными методами (пробит-регрессии) и методом мэтчинга. Полученные разными методами оценки, с одной стороны, на 12–25 п.п. ниже разности в средних показателях занятости инвалидов и неинвалидов, что объясняется различиями социально-демографических характеристик этих групп. С другой стороны, результаты расчетов на годовых выборках методом мэтчинга и пробит-регрессии оказались близки по размеру с учетом стандартных ошибок. Мы ожидали получить завышенные (по абсолютной величине) оценки в пробит-моделях, в то время как мэтчинг в связи с наложением условия общности характеристик должен был определить истинный размер эффекта. На наш взгляд, на результаты могли повлиять два обстоятельства. Во-первых, наши спецификации могут не в полной мере учитывать ненаблюдаемые различия между инвалидами и неинвалидами. Как уже говорилось в методологическом разделе, мэтчинг не может полностью решить проблему неслучайности отбора. Во-вторых, свою роль могли сыграть и ошибки измерения, в частности, неодинаковое восприятие шкалы измерения здоровья инвалидами и неинвалидами. В литературе по оценке здоровья отмечается, что представители этих групп могут по-разному воспринимать, что является плохим и хорошим здоровьем (Drum et al, 2008). Одинаковое состояние здоровья может описываться как плохое неинвалидами и нормальное – инвалидами.

Продолжительность рабочего времени

Влияние инвалидности на количество отработанных часов в неделю показывает влияние статуса на интенсивность участия в рабочей силе. Этот эффект включает в себя предусмотренное законодательством сокращение рабочей недели для инвалидов I и II групп (до 35 часов), а также добровольное снижение инвалидами рабочего времени и дискриминационное сокращение/увеличение рабочего времени со стороны работодателей.

Эффект рассчитывался на подвыборке индивидов с положительной продолжительностью рабочей недели. В качестве базы для последующего сравнения оценок мы используем результаты, полученные МНК. Оценки МНК, аналогично оценкам, полученным в пробит-регрессиях, являются средними для всей выборки и не учитывают гетерогенность эффекта воздействия для инвалидов и неинвалидов. По этим оценкам статус инвалидности в среднем сокращает время работы индивида на 3.3 часа в неделю (что составляет 7.8% от средней продолжительности недели), максимальный эффект в 2014 г. – сокращение на 6.1 часа в неделю (табл. 2). При этом согласно полученным оценкам, эффект изменяется во времени, при этом не для всех лет коэффициенты значимы. Значимое влияние инвалидности на продолжительность рабочего времени было обнаружено для всех лет кроме 2006, 2009, 2013 гг.

Оценки эффектов воздействия статуса инвалида на продолжительность рабочей недели

методом PSM проводились на основе спецификаций, включающих те же факторы, что и при оценке влияния статуса инвалидности на вероятность занятости. Для достижения баланса ковариат в стратах также включали пересечение переменных, стандартные ошибки рассчитаны методом бутстрапа.

Результаты расчетов методом ближайшего соседа колеблются в диапазоне от -7.5 до 1 часа в неделю в зависимости от года, методом стратификации – от -6.1 до 0.6 часов (табл. 4). Средний эффект воздействия инвалидности на продолжительность рабочей недели принимает наименьшее значение в 2005, 2008, 2010, 2013 гг., наиболее сильное негативное воздействие наблюдалось в 2004, 2014 г. При этом оценки методом ближайшего соседа значимы для 2004, 2007, 2009, 2012, 2014 гг. Для метода стратификации также для 2006, 2011 гг. Полученные эффекты воздействия на группу воздействия методом стратификации, аналогично оценкам влияния статуса на вероятность занятости, близки к средним эффектам воздействия для всей выборки, рассчитанным МНК и ниже разности средних значений (raw differential). Слабое влияние на продолжительность рабочего времени отражает то, что в случае успешного найма на работу устраняется асимметрия информации о состоянии здоровья и производительности индивида.

Заключение

В этой статье на данных РМЭЗ-ВШЭ за 2004-2014 гг. изучается влияние статуса инвалидности на вероятность занятости и продолжительность рабочей недели. Мы рассматриваем статус инвалидности как институт, имеющий самостоятельное воздействие на положение индивида на рынке труда. Особенностью нашего подхода является то, что мы разделяем эффекты ухудшения здоровья и статуса инвалидности, выбирая для сравнения индивидов со схожим состоянием здоровья по субъективным и объективным показателям. Для обеспечения сопоставимости инвалидов и неинвалидов используется метод мэтчинга по индексу склонности.

Общий вывод исследования состоит в том, что статус инвалидности оказывает значимое отрицательное влияние на вероятность занятости в России в течение всего рассматриваемого периода. Этот эффект очень значителен и устойчив во времени – наличие статуса инвалида снижает вероятность занятости в среднем на 30%. В то же время нам не удалось найти убедительных подтверждений влияния статуса инвалидности на продолжительность рабочей недели. Этот эффект небольшой по размеру (около 5%), неустойчив во времени и является статистически значимым лишь для отдельных лет.

Полученные результаты – сильное негативное влияние инвалидности на занятость при умеренном или слабом влиянии на продолжительность рабочего времени – согласуется с оценками в зарубежной эмпирической литературе. Воздействие на занятость отражает дестимулирующее влияние пенсий и неденежных льгот по инвалидности, дискриминации со стороны работодателей, социальных и иных барьеров трудоустройства инвалидов.

Наша методология не позволяет разделить эти причины. Однако институциональный анализ

дает возможность выявить те составляющие системы социальной поддержки инвалидов, которые могут усугублять негативное влияние инвалидности на занятость. Действующая система социальной поддержки инвалидов в значительной мере сохраняет характерные черты медицинского подхода и не нацелена на интеграцию инвалидов в жизнь общества. Особенно четко архаичность существующей системы проявляется в отношении поддержки занятости инвалидов. Значительная часть инвалидов изолирована от общества, обучаясь в специализированных учебных заведениях и работая в защищенном сегменте рынка труда (на специализированных предприятиях обществ инвалидов). Политика слабо стимулирует трудоустройство инвалидов на открытом рынке: эффективность основного инструмента такой поддержки – квотирования рабочих мест для инвалидов – остается невысокой. Низкая эффективность квотирования связана не только с малым размером квоты и ограниченным охватом предприятий, но, прежде всего, со слабостью системы контроля и низким размером штрафов за неисполнение квот. В финансовой компоненте системы отсутствует связь между выплатами и предоставляемыми льготами и программой реабилитацией инвалидов, сохранивших остаточную трудоспособность. Система продолжает ориентироваться на дихотомическое разделение трудоспособности и нетрудоспособности, что сдерживает занятость и реабилитацию инвалидов в связи со страхом потерять пенсии и льготы (см. подробнее, Марц, 2008; Смолин, 2012; Демьянова, 2015).

Вместе с тем, система поддержки инвалидов навязывает работодателям избыточные обязательства перед работниками инвалидами без возможности получить компенсации или вычесть понесенные расходы из налоговых выплат. Работодатели в России обязаны за свой счет создавать необходимые условия труда для инвалида в соответствии с индивидуальной программой реабилитации инвалида. Инвалиды I и II группы имеют право на сокращенную рабочую неделю (35 часов) при сохранении полной заработной платы, все инвалиды имеют право на удлиненный оплачиваемый отпуск (30 календарных дней) и дополнительный неоплачиваемый отпуск (до 60 дней) и ряд других дополнительных льгот. Всё это приводит к дополнительным издержкам при трудоустройстве инвалидов, что снижает их привлекательность для работодателей. Система квотирования теоретически предполагает, что подобные издержки должны нести все работодатели, однако ее низкая эффективность создает возможности для фрирайдерства и отказа в найме инвалидов.

Проведенный анализ указывает на перспективные области дальнейших исследований. Во-первых, необходимо дополнительное изучение форм и масштабов дискриминации инвалидов. В обзоре литературы мы указывали на неоднозначность выводов относительно влияния дискриминации на занятость. Реформы последних лет, приведшие к изменению критериев установления инвалидности, могут быть использованы для идентификации этих эффектов. Во-вторых, в отечественной литературе до сих пор нет эмпирических оценок того, как изменения в относительной величине пенсий по инвалидности и объеме льгот могли повлиять на численность инвалидов и их предложение труда. В-третьих, наши результаты не в полной мере учитывают

ненаблюдаемые различия между инвалидами и неинвалидами, которые могут одновременно влиять на попадание в инвалидность и на занятость. Существование подобных неучтенных различий может привести к смещению оценок. В-четвертых, следует обратить особое внимание на проблему измерения здоровья в контексте изучения эффектов инвалидности. Неодинаковое восприятие шкалы самооценки здоровья инвалидами и неинвалидами может быть еще одной причиной смещений в оценках эффектов.

Список литературы

- Васин С.А., Малева Т.М. (2001). Инвалиды в России – узел старых и новых проблем. // *Pro et Contra*, Том 6, №3, с. 80–104.
- Демьянова А.В. (2015). Меры государственной поддержки занятости инвалидов в России. // *Вопросы государственного и муниципального управления*, № 4, с.160–185.
- Ениколопов, Р. (2009). Оценивание эффекта воздействия. // *Квантиль*, №6, с.3–14.
- Кузьмич О.С., Рощин С.Ю. (2008). Лучше ли быть здоровым? Экономическая отдача от здоровья в России // *Экономический журнал ВШЭ-2008- №1- с.29–55*
- Ляшок В. Ю., Рощин С. Ю. (2015). Влияние здоровья на предложение труда пожилых. // *Прикладная эконометрика*, Т. 40, №4, с.6–27
- Марц Э. (2008) Инклюзивное трудоустройство: адаптация рабочих мест и барьеры на пути к трудоустройству российских инвалидов. В кн.: *Государственная политика в отношении людей с инвалидностью: международный опыт и российская практика*. М.: Типография Франциск Скарина. С. 64–79.
- Новожилова О. В. (2001). Инвалиды на рынке труда. // *Социс*, №2, с.130–134.
- Романов П.В., Ярская-Смирнова Е.Р. (2006). *Политика инвалидности: Социальное гражданство инвалидов в современной России*. – Саратов: Изд-во «Научная книга».
- Росстат (2014). Социальное положение и уровень жизни населения/ Статистический сборник. – Москва: Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации, 2014.
- Росстат (2015). Социальное положение и уровень жизни населения/ Статистический сборник. – Москва: Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации, 2015.
- Смолин О.Н. Конвенция ООН «О правах инвалидов»: риски и надежды. Сборник по итогам работы круглого стола «Конвенция ООН о правах инвалидов и российское законодательство: что делать?». – 2012. [Электронный источник]- Режим доступа:
<http://www.smolin.ru/read/Konvencia/pdf/Konvencia.pdf>
- Ярская-Смирнова Е.Р., Наберушкина Э.К. (2004). *Социальная работа с инвалидами*. – СПб: Изд-во «Питер».
- Acemoglu D., Angrist J. (2009). Consequence of employment protection? The case of the Americans with Disabilities Act. // *Journal of Political Economy*, Vol. 19, pp. 915–950.

- Albrecht, G.L., Devlieger, P.J. (1999). The disability paradox: high quality of life against all odds. // *Social Science & Medicine*, Vol. 48, pp.977–988.
- Baker M., Deri C., Stabile M. (2004). What do self-reported, objective, measures of health measure. // *The Journal of Human Resources*, Vol.39, pp.1067–1093.
- Baldwin, M., Johnson, W.G. (1994). Labor market discrimination against men with disabilities. // *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, pp.1–19.
- Bazzoli G. (1985). The Early Retirement Decision: New Empirical Evidence on the Influence of Health. // *The Journal of Human Resources*, Vol. 20, pp.214–234.
- Bound J., Burkhauser R. (1999). Economic analysis of transfer programs targeted on people with disabilities. In O. Ashenfelter and D. Card (Eds.) *Handbook of labour economics*, Vol.3C, pp. 3417–3528.
- Bound J., Schoenbaum M., Stinebrickner T.R., Waidmann T. (1999). The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers. // *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, pp. 179–202.
- Bratsberg B., Fevang E., Røed K. (2010). Disability in the Welfare State: An Unemployment Problem in Disguise? *IZA Discussion Paper No.4897*.
- Caliendo, M., Kopeinig, S. (2011). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. // *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, pp. 31–72.
- Cervini-Plá M., Silva J.I., Vall-Castello J. (2012). Estimating the income loss of disabled individuals: the case of Spain. *IZA Discussion Paper No. 6752*.
- Charles K.K. (2003). The Longitudinal Structure of Earnings Losses among Work-Limited Disabled Workers// *The Journal of Human Resources*, Vol. 38, pp. 618– 646.
- Currie, J., Madrian, B. C. (1999). Health, health insurance and the labor market. In Ashenfelter, O. and Card, D. (Eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, pp. 3309–3416.
- DeLeire T. (2000). The Wage and Employment Effects of the Americans with Disabilities Act. // *The Journal of Human Resources*, Vol. 35, pp. 693–715.
- Disney R., Emmerson C., Wakefield M. (2006). Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis// *Journal of Health Economics*, Vol. 25, pp. 621–649.
- Drum C.E., Horner-Johnson W., Krahn G.L. (2008). Self-rated health and healthy days: Examining the “disability paradox”. // *Disability and Health Journal*, Vol.1, pp. 71–78.
- Dwyer D., Mitchell O. (1999). Health Problems as Determinants of Retirement: Are Self-Rated Measures Endogenous? // *Journal of Health Economics*, Vol. 18, pp. 173–193.
- Fenn P.T., Vlachonokolis I.G. (2006). Male Labour Force Participation Following Illness or Injury. // *Economica*, Vol. 53, pp. 379–391.
- Fevang E., Hardoy I., Roed K. (2013). Getting Disabled Workers Back to Work: How Important Are Economic Incentives. *IZA Discussion Paper No.7137*.
- Foubert J., Levecque K., Van Rossem R., Romagnoli A. (2014). Do welfare regimes influence the association between disability and self-perceived health? A multilevel analysis of 57 countries.

- //Social Science & Medicine*, Vol.117, pp. 10–17.
- García-Gómez P., Jones A., Rice N. (2010). Health effects on labour market exits and entries. *//Labour Economics*, Vol. 17, pp.62–76.
- Harkness J. (1993). Labour force participation by disabled males in Canada. *//Canadian Journal of Economics*, Vol. 26, pp. 878– 889.
- Heinrich C., Maffioli A., Vázquez G. (2010). A Primer for Applying Propensity-Score Matching, Inter-American Development Bank, Technical Note No. IDB-TN-161.
- Hum D., Simpson W. (1996). Canadians with disabilities and the labour market. *// Canadian public policy*, Vol.22, pp.285–299.
- Ichino, A., Becker, S. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *//Stata Journal*, Vol.2, pp. 358–377.
- Imbens, G. (2004). Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review. *//Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, pp. 4–29.
- Jones M. (2008). Disability and the labour market: a review of the empirical evidence. *//Journal of Economic Studies*, Vol. 35, pp.405–424.
- Jones M. (2006). Is there employment discrimination against the disabled? *//Economics Letters*, Vol.92, pp.32–37.
- Kidd M.P., Sloane P.J., Ferko I. (2000). Disability and the labour market: an analysis of British males. *//Journal of Health Economics*, Vol. 19, pp.961–981.
- Lencher M., Vazquez-Alvarez R. (2003). The effect of disability on labour market outcomes in Germany: evidence from matching. *IZA Discussion Paper No.967*.
- Lindeboom M, Llena-Nozal A., van der Klaauw B. (2006). Disability and work: the role of health shocks and childhood circumstances. *IZA Discussion Paper No.2096*.
- Madden, D. (2004) Labour market discrimination on the basis of health: an application to UK data. *//Applied Economics*, Vol.36, pp. 421–442.
- Marie O., Castello J. (2011). Measuring the (Income) Effect of disability insurance generosity on labour market participation. *CEP Discussion Paper No.1094*.
- Meyer B.D., Mok W. (2013). Disability, earnings, income and consumption. *NBER working paper No.18869*.
- OECD (2012). *Sickness, disability and work. Breaking the barriers* – Paris, 2012,165p.
- Polidano C., Vu H. (2015). Differential labour market impacts from disability onset. *//Health Economics*, Vol.24, pp.302– 317.
- Parsons D. (1980). The Decline in Male Labor Force Participation. *//Journal of Political Economy*, Vol. 88, pp.117-134.
- Parsons D. (1982). The male labour force participation decision: health, reported health, and the economic incentives. *//Econometrica*, Vol.49, pp. 81–91.
- Pelkowski J., Berger M. (2004). The impact of health on employment, wages, and hours worked over the

- life cycle. // *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 44, pp.102– 121.
- Premeaux S. (2001). Impact of Applicant Disability on Selection: The Role of Disability Type, Physical Attractiveness, and Proximity. // *Journal of Business and Psychology*, Vol. 16, pp. 291–298.
- Ravaud J., Madiot B., Ville I. (1992). Discrimination towards disabled people seeking employment/ *Social Science & Medicine*, Vol.35, pp. 951–958.
- Stern, S. (1989). Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation. // *Journal of Human Resources*, Vol. 24, pp. 361–395.
- Wilkins, R. (2004). The Effects of Disability on Labour Force Status in Australia. // *The Australian Economic Review*, Vol. 37, pp. 359–382.
- Zwerling C., Whitten P.S., Sprince N.L., Davis C.S., Wallace R.B., Blanck P., Herringa, S.G. (2002). Workforce participation by persons with disabilities: the National Health Interview Survey Disability Supplement. // *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, Vol. 44, pp. 358–364.

Рисунки и таблицы

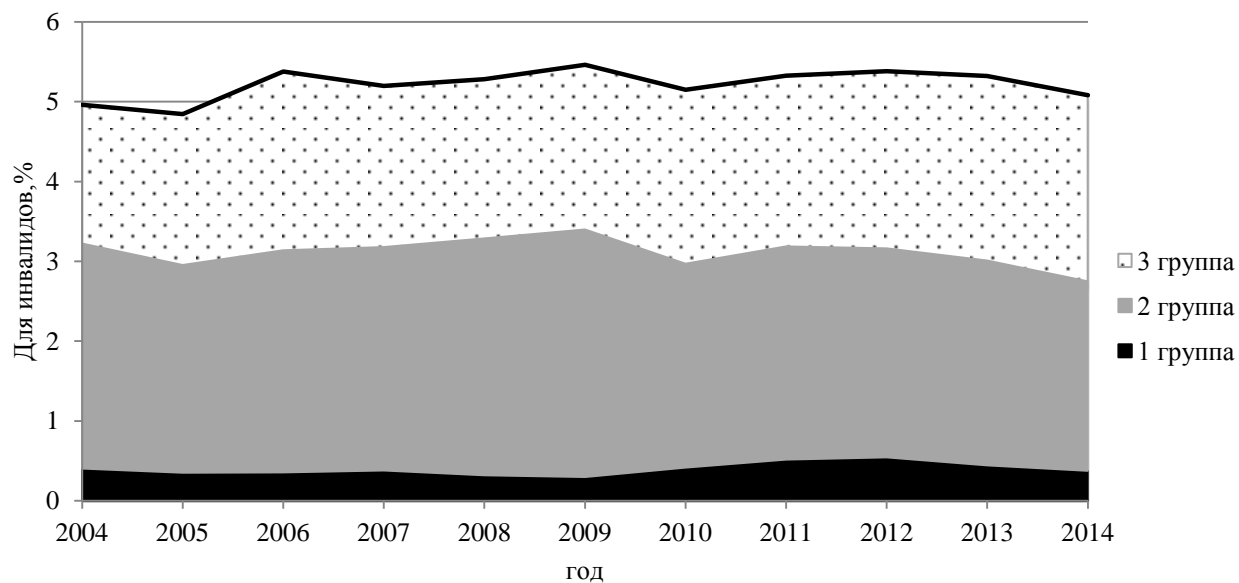


Рис.1. Доля инвалидов в общей численности населения 18-65 лет, доля групп инвалидов в общей численности населения 18-65 лет, %

Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

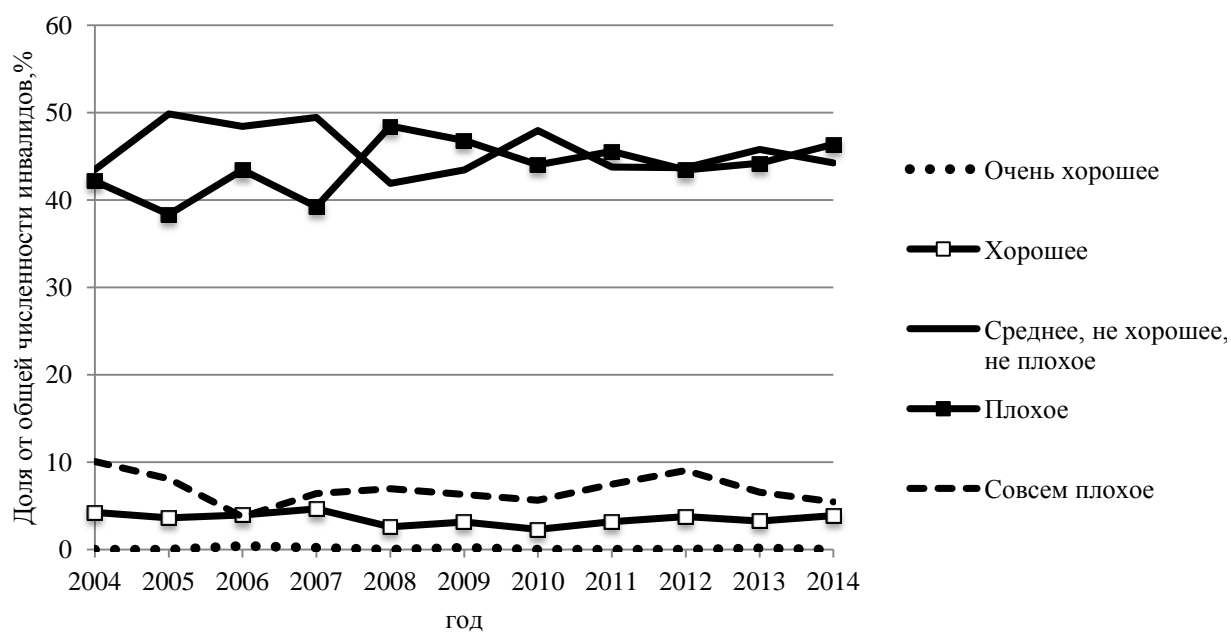


Рис 2а. Самооценки здоровья неинвалидов, %

Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

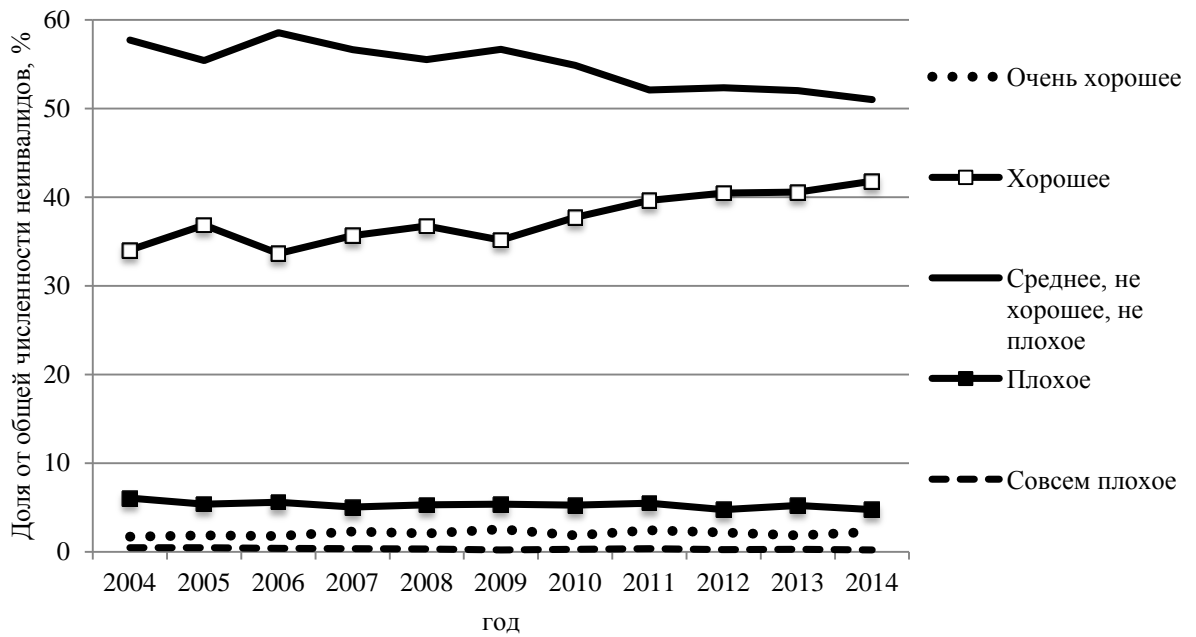


Рис 26. Самооценки здоровья инвалидов, %
 Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

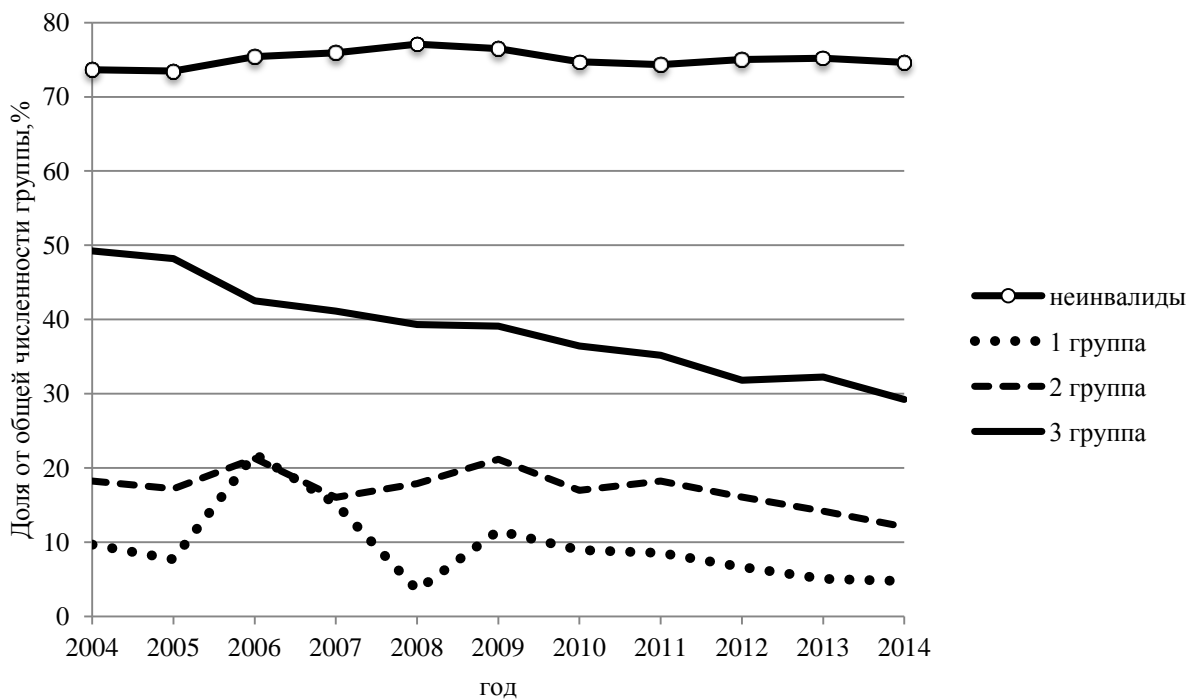


Рис.3 Уровень занятости инвалидов по группам.
 Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

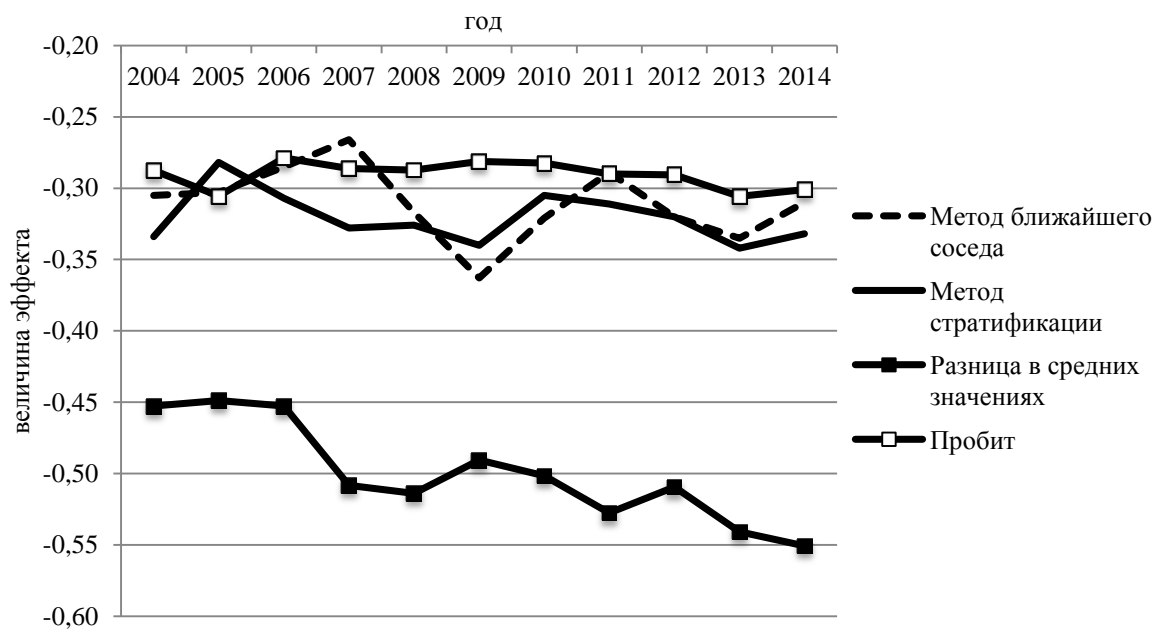


Рис.4 Оценки эффекта статуса инвалида на общую занятость

Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

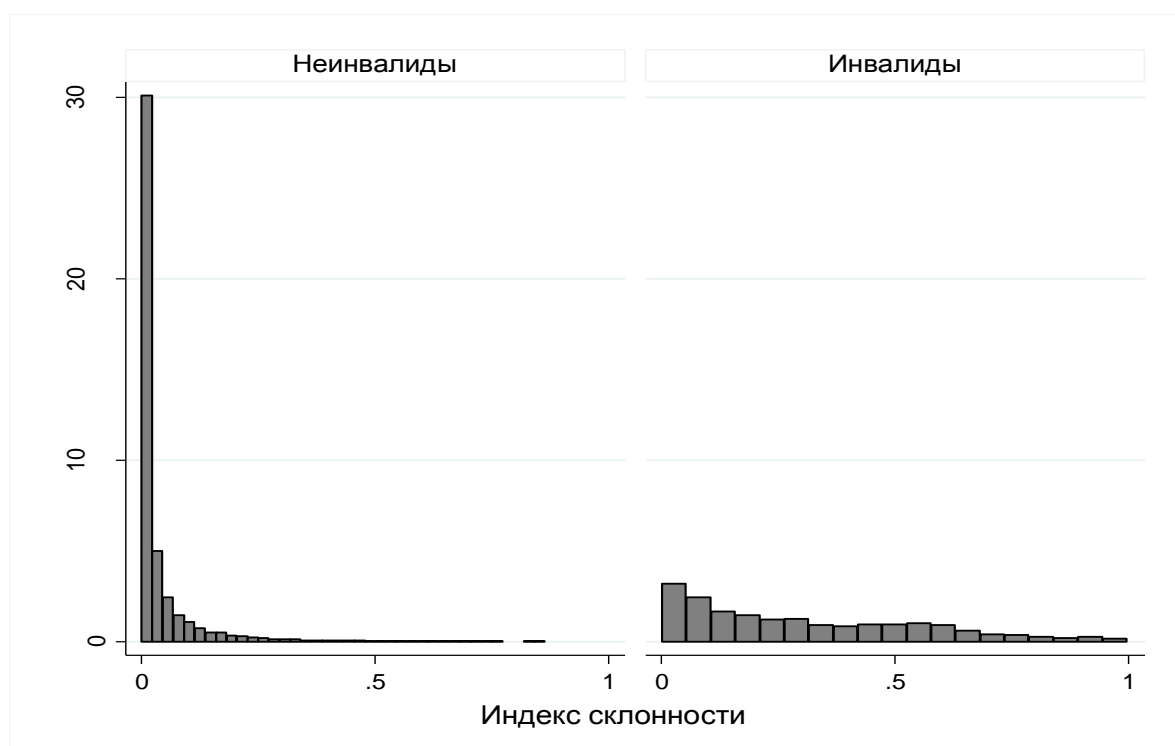


Рис.5 Распределение индексов склонности для инвалидов и неинвалидов в 2014 гг.

Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

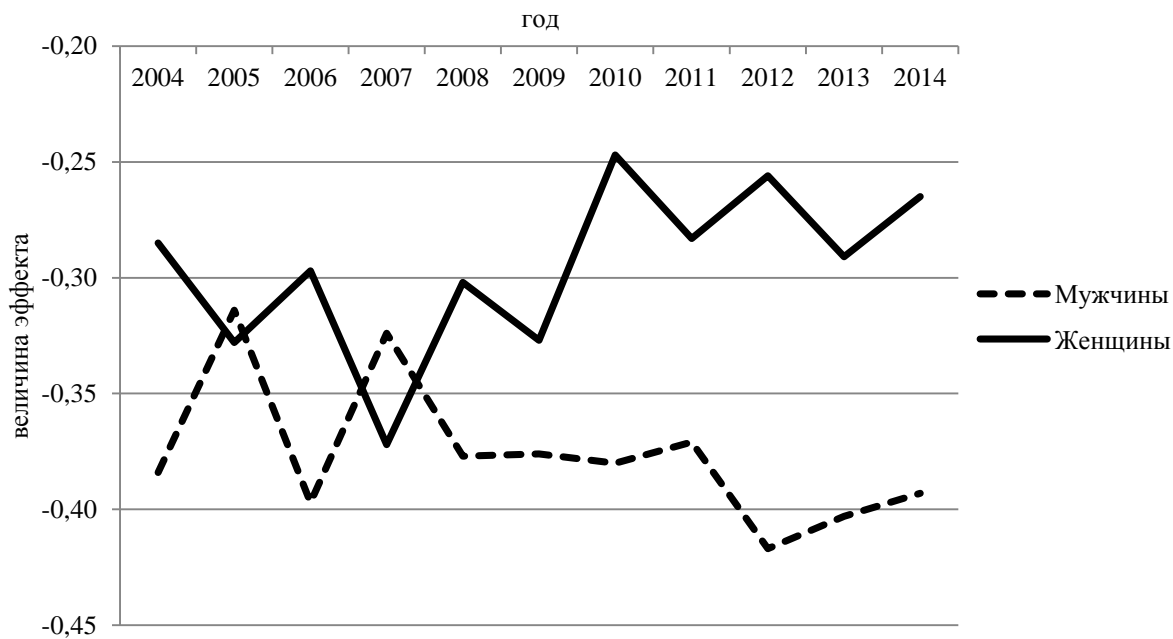


Рис.6 Оценки эффекта статуса инвалида на занятость мужчин и женщин (PSM, метод стратификации)

Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

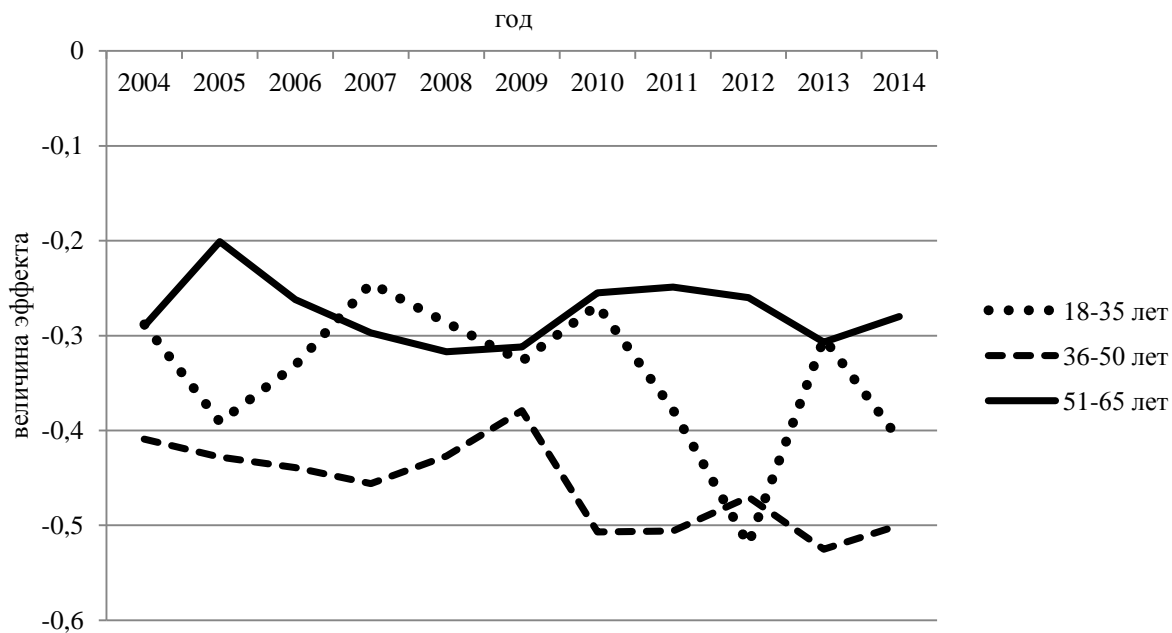


Рис.7 Оценки эффекта статуса инвалида на занятость по возрастным группам

Источник- РМЭЗ ВШЭ, расчеты авторов

Таблица 1. Описание выборки

	2004		2014	
	Инвалиды	Неинвалиды	Инвалиды	Неинвалиды
Женщины, %	50.9	56.1	54.1	55.9
Средний возраст, лет	51.5	38.5	54.5	40.3
Пенсионный возраст, %	35.0	11.3	53.1	16.1
Состоят в браке, включая совместное проживание, %	62.1	69.7	62.8	69.9
Средний размер домохозяйства, человек	2.9	3.5	2.8	3.6
Проживают в городе, %	71.1	68.4	68.4	68.2
Проживают в столичном регионе, %	18.8	16.8	17.5	15.9
Образование, %				
Ниже полного среднего	19.9	12.0	18.7	12.0
Полное среднее	44.8	39.4	38.4	36.4
Среднее профессиональное	21.2	29.2	26.5	24.7
Высшее	14.1	19.4	16.4	27.0
Занятость, %				
в т.ч.	28.4	73.7	19.6	74.7
Имеют постоянную работу	23.6	67.4	15.7	70.2
Имеют непостоянные заработки	4.8	6.3	3.9	4.5
Продолжительность рабочей недели, часов	37.0	43.5	36.8	43.8
Самооценка здоровья, %				
Очень хорошее	0.0	1.7	0.0	2.2
Хорошее	4.2	34.0	3.9	41.8
Среднее, не хорошее, не плохое	43.5	57.7	44.3	51.0
Плохое	42.2	6.0	46.4	4.7
Очень плохое	10.1	0.5	5.5	0.2
Хронические заболевания (любые)	91.5	43.0	94.0	52.0
Индивид лежал в больнице в течение последних 3 месяцев	19.1	3.8	14.6	3.7
Частота посещения врача:				
Не реже 1 раза в месяц	39.8	6.1	37.9	6.3
2-3 раза в течение года	32.9	28.3	39.5	29.9
Один раз в течение года	13.3	25.6	10.9	27.0
Реже одного раза в год	14.1	39.9	11.6	36.8
Число наблюдений	377	7226	567	10592

Таблица 2. Оценки влияния статуса инвалидности на вероятность общей занятости на основе пробит-регрессии, на продолжительность рабочей недели на основе МНК-регрессии в 2004–2014 гг.

	Влияние статуса инвалидности на занятость на основе пробит-регрессии [†]		Влияние статуса инвалидности на продолжительность рабочего времени на основе МНК-регрессии [†]	
	Средние предельные эффекты	Стандартные ошибки	Средние эффекты	Стандартные ошибки
2004	-0.29***	0.02	-5.03***	1.66
2005	-0.31***	0.02	-2.04	1.60
2006	-0.28***	0.02	-4.51***	1.43
2007	-0.29***	0.02	-3.18**	1.47
2008	-0.29***	0.02	0.43	1.39
2009	-0.28***	0.02	-3.95***	1.40
2010	-0.28***	0.02	-2.31*	1.24
2011	-0.29***	0.02	-3.84***	1.19
2012	-0.29***	0.01	-4.13***	1.22
2013	-0.31***	0.02	-1.70	1.28
2014	-0.30***	0.02	-6.10***	1.45

Примечание: ***, **, * — коэффициент значим на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно.

[†] В уравнение включены следующие контрольные переменные: пол, семейный статус, возраст (и возраст в квадрате), образование, тип населенного пункта (город/ село), проживание в столицах, логарифм нетрудового дохода, количество членов семьи, пенсионный возраст, год, самооценки здоровья, частота посещения врачей, наличие хронических заболеваний.

Таблица 3. Оценка влияния статуса инвалида на общую занятость в 2004-2014 гг.

	Размер группы воздействия	Размер контрольной группы	АТТ	Стандартные ошибки	t-статистика
Метод ближайшего соседа					
2004	377	276	-0.31	0.05	-6.60
2005	357	253	-0.30	0.05	-6.27
2006	481	331	-0.29	0.04	-7.12
2007	451	321	-0.27	0.04	-6.26
2008	458	308	-0.32	0.04	-6.31
2009	474	330	-0.36	0.04	-8.66
2010	688	495	-0.32	0.03	-11.66
2011	722	527	-0.29	0.03	-9.05
2012	741	535	-0.30	0.03	-9.70
2013	701	525	-0.34	0.03	-13.66
2014	567	425	-0.31	0.04	-7.90
Метод стратификации					
2004	377	5249,00	-0.33	0.03	-10.29
2005	357	6337,00	-0.28	0.03	-8.30
2006	481	7053,00	-0.31	0.03	-11.31
2007	438	4929	-0.33	0.03	-10.57
2008	458	6611	-0.33	0.03	-10.54
2009	474	5739	-0.34	0.04	-10.30
2010	688	10816	-0.31	0.02	-14.08
2011	722	10501	-0.31	0.02	-14.09
2012	741	8366	-0.32	0.02	-15.58
2013	701	9376	-0.34	0.02	-20.89
2014	567	8262	-0.33	0.02	-20.15

Таблица 4. Оценка влияния инвалидности на продолжительность рабочей недели методом мэтчинга, час (в 2004–2014 гг.)

	Размер группы воздействия	Размер контрольной группы	АТТ	Стандартные ошибки	t-статистика
Метод ближайшего соседа					
2004	100	91	-5.39	3.29	-1.64
2005	99	88	-1.32	2.63	-0.50
2006	141	121	-3.33	2.51	-1.33
2007	111	92	-7.08	2.57	-2.76
2008	112	98	0.96	2.26	0.43
2009	128	109	-5.14	2.41	-2.13
2010	161	147	-1.58	2.12	-0.75
2011	166	152	-2.02	1.98	-1.02
2012	153	140	-4.67	2.04	-2.29
2013	133	125	-1.91	2.15	-0.95
2014	102	93	-7.48	2.54	-2.95
Метод стратификации					
2004	98	4021	-5.21	1.89	-3.14
2005	96	3146	-0.81	1.73	-0.47
2006	136	4426	-3.70	1.43	-2.57
2007	104	3938	-3.45	1.82	-1.89
2008	109	5413	0.61	1.91	0.32
2009	125	4606	-4.37	1.72	-2.54
2010	160	7589	-2.25	1.23	-1.83
2011	162	5400	-2.93	1.22	-2.40
2012	148	5939	-4.06	1.52	-2.67
2013	131	4371	-1.68	1.32	-1.28
2014	101	4964	-6.14	1.46	-4.20