

Прикладная эконометрика, 2016, т. 44, с. 50–74.
Applied Econometrics, 2016, v. 44, pp. 50–74.

А. В. Демьянова, А. Л. Лукьянова¹

Влияние статуса инвалида на предложение труда в России

В работе изучается влияние статуса инвалида на занятость и продолжительность рабочей недели индивида. Исследование проводится методом мэтчинга по индексу склонности на данных РМЭЗ ВШЭ за 2004–2014 гг. Выявлено, что статус инвалида оказывает отдельное от плохого здоровья отрицательное воздействие на предложение труда 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.
JEL classification: J14; J21; J22; I14.

1. Введение

Несмотря на развитие антидискриминационного законодательства и расширение мер, направленных на интеграцию 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, 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, Burkhauser, 1999)). Поэтому при изучении положения инвалидов на рынке труда особый интерес представляет анализ влияния статуса инвалида как институционального

¹ Демьянова Анна Владимировна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; ademyanova@hse.ru.

Лукьянова Анна Львовна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; alukyanova@hse.ru.

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 рабочей недели. Анализ влияния инвалидности на заработные платы и доходы также свидетельствует о наличии негативного эффекта (Charles, 2003; Kidd et al., 2000; 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, существованием барьеров физической среды, предубеждениями работодателей, а также неэффективностью государственной поддержки занятости инвалидов, в частности, через квотирование (Новожилова, 2001; Васин, Малева, 2001; Романов, Ярская-Смирнова, 2006; Марц, 2008). Во всех перечисленных работах выводы делаются на основе дескриптивного анализа данных социологических обследований и опросов экспертов, эконометрической оценки влияния статуса инвалида на занятость в России ранее не проводилось. Настоящая работа призвана заполнить этот пробел.

Целью работы является определение общего размера эффекта инвалидности. Поэтому оцененный эффект содержит в себе влияние всех возможных причин: дестимулирующего влияния пособий и льгот, дискриминации и законодательного регулирования занятости инвалидов. Определение вклада каждого из перечисленных факторов требует отдельного исследования.

В качестве информационной базы исследования используются данные РМЭЗ ВШЭ за 2004–2014 гг. Показано, 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, не обнаружено устойчивого влияния статуса инвалида 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. 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. Четвертый раздел посвящен методологии исследования, базирующейся на методах мэтчинга. Результаты оценивания обсуждаются в пятом разделе. В заключении обобщаются основные выводы исследования и намечаются направления будущих исследований.

2. Обзор литературы

Инвалидность включает в себя не только медицинский, но и социальный аспект: наличие препятствий физического и социального характера, законодательное регулирование и меры социальной политики по поддержке инвалидов — все это определяет положение индивида с нарушениями здоровья в обществе. В отношении занятости инвалидов можно выделить

три ключевых фактора, определяющих специфику положения инвалидов на рынке труда²: 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 и заработную плату 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). 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 низкий риск досрочного выхода на пенсию, чем те, у кого ухудшение здоровья наступило в позднем возрасте. При этом ухудшение здоровья имеет неравномерный эффект на предложение труда во времени и зависит от тяжести и продолжительности заболевания (Meuer, Mok, 2013). Негативный эффект нарушения здоровья на вероятность занятости и продолжительность рабочей недели выше для мужчин, чем для женщин (Pelkowski, Berger, 2004; García-Gómez et al., 2010).

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 трудовой деятельности. Кроме того, 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 связи 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; Bazzoli, 1985). 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 (Bratsberg et al., 2010; Fevang et al., 2013).

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 взятием работниками-инвалидами больничного листа. 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.

² Подробные обзоры литературы о факторах, влияющих на предложение труда инвалидов, см. в (Bound, Burkhauser, 1999; Jones, 2008). В данном обзоре не рассматриваются общие работы, посвященные моделям предложения труда, например, (Killingsworth, 1983; Blundell, MaCurdy, 1999).

Эмпирические исследования не дают однозначных выводов о влиянии дискриминации. С одной стороны, Ravaud et al. (1992) 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. С другой стороны, исследования, использующие методологию Оаксаки–Блайндера, не свидетельствуют непосредственно о наличии дискриминации. Они показывают, что в Великобритании наблюдаемые характеристики объясняют только 25–50% различий в уровне занятости между инвалидами и неинвалидами. Однако большая часть этой разницы связана с различиями в ненаблюдаемых характеристиках (Jones, 2006). Косвенно о наличии дискриминации свидетельствуют и исследования, посвященные оценке последствий от ужесточения антидискриминационного законодательства. По оценкам Acemoglu и 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.

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, Рощин, 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 на заработную плату, но не на количество отработанных часов. Ляшок, Рощин (2015) указывают, что именно плохое состояние здоровья является решающим фактором резкого ухода с рынка труда при достижении пенсионного возраста. Особенностью настоящей работы является то, что авторы разделяют понятия плохого здоровья и статуса инвалида (см. ниже). Такая постановка проблемы является новой для работ, выполненных на российских данных.

3. Данные

Эмпирический анализ проводился на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (далее РМЭЗ ВШЭ)³ за 2004–2014 гг. В более ранний период (до 2003 г.) вопрос о наличии инвалидности формулировался иначе, 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.

³ «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 (<https://www.hse.ru/rf/lms/>).

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 число респондентов (142 наблюдения за 11 лет), которые на момент опроса занимались оформлением документов на получение инвалидности. Статус этих индивидов еще не был подтвержден, индивиды не получали выплаты и льготы по инвалидности, а для работодателей не было сигнала о дополнительных издержках их найма, обусловленных наличием формального статуса. Поэтому они были отнесены к неинвалидам⁴.

В связи с тем, что предметом анализа является занятость инвалидов, в выборку включены только индивиды в возрасте 18–65 лет, у которых есть данные по следующим характеристикам: уровень образования, оценка здоровья, положение на рынке труда, наличие супруга либо партнера, нетрудовой доход, статус и группа инвалидности. Из анализа были исключены инвалиды с детства. Исключение инвалидов с детства позволяет устранить искажающее влияние дискриминации, формирующейся до момента выхода на рынок труда из-за неравного доступа к образовательным услугам (см., например, (Тындик, Васин, 2016)). 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 лет (рис. 1). Распределение инвалидов по группам претерпело изменения: доля инвалидов I группы оставалась относительно стабильной, доля инвалидов III группы в общей численности населения в рассматриваемый период выросла на 0.6 п.п.,

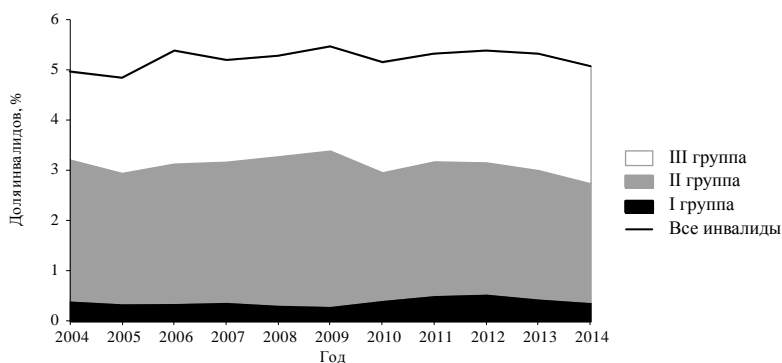


Рис. 1. Доля инвалидов в общей численности населения в возрасте 18–65 лет, %

⁴ Включение в анализ индивидов, находящихся в процессе оформления документов, может представлять проблему, если они уходят с рынка труда в период оформления документов для того, чтобы подать сигнал о низкой трудоспособности органам медико-социальной экспертизы. Для проверки робастности результатов были проведены расчеты эффектов с исключением указанной группы. Эффект усиливается, но на статистически незначимую величину. При этом усиление эффекта частично может быть связано со снижением качества контроля по состоянию здоровья.

доля инвалидов II группы сократилась на 0.4 п.п., и к 2014 г. доли инвалидов II и III группы почти сравнялись между собой, составив 2.3–2.4%.

В таблице 1 приводится описание социально-демографических характеристик подвыборок инвалидов и неинвалидов в начале и в конце рассматриваемого периода (2004 и 2014 гг.). Из таблицы видно, что инвалиды и неинвалиды 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

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
Лица пенсионного возраста, %	35.0	11.3	53.1	16.1
Состоят в браке, %	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, %	28.4	73.7	19.6	74.7
в том числе:				
— 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
Пребывание в больнице в течение последних трех 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

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 в связи с дополнительными временными и транспортными издержками на получение статуса инвалида для индивида с плохим здоровьем.

С 2004 по 2014 г. произошли изменения в характеристиках рассматриваемых групп. Во-первых, 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 больше всего выросла доля тех, кто имеет среднее профессиональное образование. Доля обладателей высшего образования также увеличилась, но значительно меньше, чем среди неинвалидов (с 19 до 27%). Таким образом, в 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, 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 (Parsons, 1980; 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).

Данные РМЭЗ ВШЭ содержат информацию о самооценке здоровья по пятибалльной шкале, а также данные по ряду «объективных» показателей здоровья: наличию хронических и острых заболеваний, посещению медицинских учреждений, продолжительности периода временной нетрудоспособности, антропометрическим данным (рост, вес). Данные по объективным показателям также фиксируются со слов респондента, поэтому могут содержать ошибки измерения. Кузьмич, Рощин (2008) ранее 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, хотя самооценки здоровья используются в качестве основного метода, однако они дополняются рядом объективных показателей в связи с тем, что субъективная шкала оценивания инвалидов и неинвалидов может различаться (эндогенность самооценок).

По самооценке здоровья видны ожидаемые результаты в отношении «плохих» оценок (рис. 2). 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 хо-

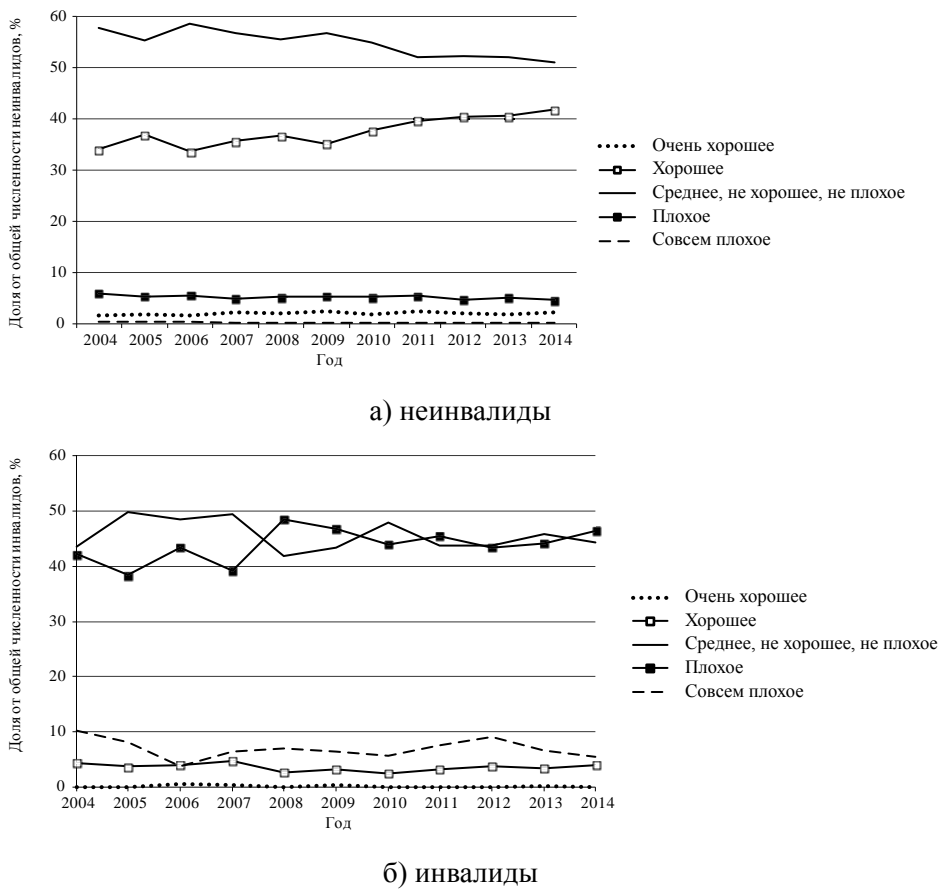


Рис. 2. Самооценки здоровья, % от численности соответствующей группы

рошим 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 (Albrecht, Devlieger, 1999). Таким образом, самооценка здоровья не является универсальным предиктором статуса инвалида, особенно в отношении людей с «нормальным» здоровьем. Можно предположить, что среди неинвалидов с плохим и средним здоровьем присутствуют «потенциальные инвалиды», которые, сопоставляя издержки и выгоды, отказались от получения статуса.

В таблице 1 отражены объективные показатели здоровья инвалидов и неинвалидов. Рассмотренные объективные показатели здоровья свидетельствуют о слабом здоровье инвалидов. Так, свыше 90% инвалидов указывают на наличие у них хотя бы одного хронического заболевания, среди неинвалидов таких 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 с 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. На рисунке 3 показан уровень занятости инвалидов в зависимости от присвоенной группы инвалидности.

Однако было бы ошибочно сводить все различия в уровне занятости между инвалидами и неинвалидами к статусу инвалида. Как видно из таблицы 1, инвалиды в целом обладают менее производительными характеристиками с точки зрения состояния здоровья, демографии и образования, т. е. даже в отсутствие инвалидности они имели бы более низкие показатели занятости. Задача состоит в том, чтобы отделить эффект статуса инвалида, очистив его от влияния других характеристик.

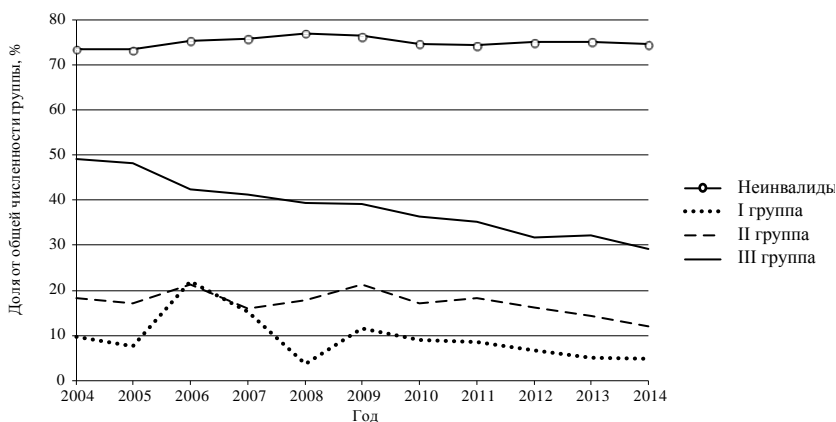


Рис. 3. Уровень занятости инвалидов по группам

4. Методология

Отделение эффекта статуса инвалида от влияния других характеристик является методологически сложным по двум основным причинам.

Первая — отсутствие пересечения по характеристикам (*lack of common support, 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 инвалида может оказаться 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 приобретении/подтверждении статуса инвалида 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, а издержки — с потерями сил и времени на прохождение медико-социальной экспертизы (МСЭ) и дискриминацией на рынке труда.

Перечисленные проблемы делают простые эконометрические методы неприемлемыми. Поэтому используется метод мэтчинга по индексу 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; Caliendo, Kopeinig, 2011)). К сожалению, метод мэтчинга не решает 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, Vazquez-Alvarez, 2003; Cervini-Plá et al., 2012; Polidano, Vu, 2015).

В данной работе оценивается влияние инвалидности на занятость и часы работы в неделю. Наличие статуса инвалида рассматривается как воздействие. Эффект статуса, безусловно, различается по группам инвалидности. Однако в данной работе рассматривается усредненная величина эффекта. Использование такого подхода обосновано тем, что, с одной стороны, инвалиды всех групп присутствуют на рынке труда (рис. 3), а с другой стороны, метод PSM не позволяет рассматривать программы с множественными исходами: оценки по одной группе инвалидности были бы возможны только при исключении двух других групп, что не отражает возможности перехода и выбора между группами.

Используемый показатель занятости методологически близок к стандартам Международной организации труда (МОТ) и включает занятость на постоянной работе и случайные приработки. Переменная часов работы отражает общую продолжительность фактически отработанного рабочего времени на основной и дополнительной работах, а также время, затраченное на приработки.

В нашем случае особый интерес представляет оценка среднего эффекта воздействия для группы инвалидов (average treatment effect on treated, ATT):

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

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). $E[Y(0)|D=1]$ в уравнении (1) является ненаблюдаемой величиной, это потенциальный исход, который отвечает на вопрос, что было бы, если бы инвалиды не имели статуса инвалида.

Метод PSM основывается на ряде допущений. Первое допущение состоит в том, что распределение индивидов по группам (условно на ковариатах) не зависит от потенциальных исходов (предположение об условной независимости):

$$E[Y(D)|X, D] = E[Y(D)|X], \text{ для любых } D = 0, 1. \quad (2)$$

Rosenbaum, Rubin (1983) показали, что в этом случае для того, чтобы избавиться от смещения в оценке, можно контролировать только на индекс склонности — условную вероятность того, что индивид попадет в группу воздействия. Предполагается, что все ковариаты, которые влияют на попадание в группу воздействия и на потенциальные исходы, доступны для исследователя. Рассматриваемое допущение означает, что систематические различия в исходах между группой воздействия и контрольной группой с одинаковыми значениями индекса склонности являются результатом воздействия:

$$\begin{aligned} E[Y(1) - Y(0)|D = 1] &= E\{E[Y(1)|X, D = 1] - E[Y(0)|X, D = 1]|D = 1\} = \\ &= E\{E[Y(1)|X, D = 1] - E[Y(0)|X, D = 0]|D = 1\}. \end{aligned} \quad (3)$$

Еще одно предположение для оценки АТТ (условие общности значений индексов, common support) состоит в том, что не должно существовать таких значений индекса склонности, при которых можно однозначно утверждать, что индивид принадлежит к группе воздействия. В случае нарушения этого предположения эффект может быть оценен только для подмножества индивидов, для которых это условие выполняется.

На первом шаге с помощью пробит-модели рассчитывается индекс склонности — вероятность того, что индивид имеет статус инвалида. Ключевым параметром отбора переменных является влияние этих переменных на вероятность попадания в инвалидность и на вероятность занятости. В первую очередь, должны включаться установленные в законодательстве и подзаконных актах критерии инвалидности⁵, 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, это может привести к увеличению их вариации. При этом выбранные ковариаты используются лишь для моделирования попадания в инвалидность. Расчет эффекта инвалидности на занятости и часы работы на втором шаге осуществляется непараметрически с использованием процедуры мэтчинга.

Данные РМЭЗ ВШЭ не содержат детальной информации о степени выраженности ограничений по категориям жизнедеятельности, а также о нарушениях здоровья, в результате которых устанавливается группа инвалидности. В связи с этим в качестве ковариат в спецификацию включены факторы, которые косвенно определяют попадание индивидов в число инвалидов в связи с рисками для здоровья или оказывают влияние на решение индивида о получении статуса, предложение труда индивида.

⁵ Критерии, используемые при осуществлении медико-социальной экспертизы граждан в рассматриваемый период, утверждены Приказом Министерства здравоохранения и социального развития РФ от 22.08.2005 № 535. В основном они базируются на степени выраженности ограничений основных категорий жизнедеятельности человека: способности к самообслуживанию, самостоятельному передвижению, ориентации, общению, обучению, трудовой деятельности и контролю своего поведения и нарушений функций организма.

Во-первых, в расчет индекса склонности включаются характеристики, позволяющие выделить индивидов с устойчивыми нарушениями здоровья, которые ограничивают их способности жизнедеятельности. Авторы включают в расчет индекса склонности показатель здоровья индивида — субъективную переменную самооценки здоровья. Предполагается, что данный показатель соответствует реальному состоянию здоровья индивида (объективной оценке) и является одной из ключевых характеристик, влияющих на попадание в число инвалидов. Кроме того, состояние здоровья связано с трудоспособностью индивида, поэтому оно влияет и на вероятность занятости, и на часы работы. Таким образом, учитываются различия в вероятности занятости людей с плохим здоровьем, но отличающихся по наличию статуса инвалида.

Как было указано ранее, самооценки здоровья являются эндогенными переменными и могут различаться для групп инвалидов и неинвалидов. Поэтому в расчеты включены объективные характеристики здоровья. Их выбор 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: пребывание в больнице в течение последних трех месяцев, частота посещений врача в течение года (не реже 1 раза в месяц, 2–3 раза в год, 1 раз в год, реже 1 раза в год). В рамках метода PSM необходимо достигнуть баланса ковариат, в связи с чем включение хронических заболеваний по отдельности затруднено.

Во-вторых, в работе учитываются демографические и социально-экономические характеристики индивидов. К рассматриваемым индивидуальным характеристикам индивидов относятся: пол, возраст, уровень образования (образование может быть прокси для «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, направленная 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 невозможно (за исключением крайне малочисленных случаев, предусмотренных законодательством). ЕДВ исключены из нетрудового дохода для всех возрастных групп. Пенсии по инвалидности и ЕДВ не учитывались, т. к. они являются результатом получения статуса, такие переменные не могут быть включены в расчеты методом мэтчинга. Перечисленные факторы оказывают влияние как на вероятность попадания в число инвалидов, так и на решения индивидов о занятости.

В-третьих, в модели в качестве ковариат используются характеристики места проживания: выделены столицы (Москва, Московская область и Санкт-Петербург) и проживание в городах. С одной стороны, эти характеристики связаны с рисками наступления инвалидности (большая загруженность транспорта, плохая экология в столицах), с другой стороны, они отражают территориальную доступность процедуры прохождения МСЭ для инвалидов,

что повышает вероятность назначения статуса инвалида. Кроме того, данные показатели позволяют проконтролировать различия в занятости по типам населенных пунктов и в столичных регионах.

На втором шаге формируется контрольная группа из индивидов, не имеющих статус инвалида, с наиболее близкими значениями индекса склонности с индивидами, имеющими статус инвалида. Эффект воздействия на занятость рассчитывается как разница между фактическим и вменным значением исхода. Используется 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 и позволяет повысить «качество» пар, что снижает смещение.

Для снижения смещения оценок используется 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 несколько страт, внутри которых все объекты обладают примерно одинаковым индексом склонности. После этого рассчитываются средние эффекты внутри страт и общий средний эффект воздействия для инвалидов 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.

5. Результаты

В этом разделе представлены результаты оценивания влияния статуса инвалида на положение индивида на рынке труда: на вероятность того, что индивид имеет работу (является занятым), и продолжительность рабочей недели. В работе оценивается общий эффект статуса инвалида, а не эффект от наступления инвалидности, что позволяет максимально использовать имеющиеся годовые данные. Настоящее исследование позволяет учесть влияние серьезных институциональных изменений, обусловленных реформой законодательства в сфере поддержки инвалидов в рассматриваемый период (см. подробнее (Демьянова, 2015)).

5.1. Вероятность занятости

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

В таблице 2 и на рисунке 4 представлены результаты расчетов по пробит-модели для занятости. В уравнения включены следующие контрольные переменные: пол, семейное

Таблица 2. Оценки влияния статуса инвалида на занятость и продолжительность рабочей недели с помощью пробит-модели и МНК

Год	Занятость (пробит-регрессия)		Продолжительность рабочей недели (МНК)	
	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.

положение, возраст (и квадрат возраста), образование, тип населенного пункта (город/село), проживание в столицах, логарифм нетрудового дохода, число членов семьи, пенсионный возраст, год, самооценка здоровья, частота посещения врачей, наличие хронических заболеваний. Приведенные в таблице результаты представляют собой средние предельные эффекты, т. е. 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 — АТЕ), который в данном случае предполагается равным среднему эффекту воздействия для тех, кто подвергся воздействию (АТТ), и среднему эффекту воздействия для тех, кто не подвергся воздействию (average treatment effect for the non-treated — АТНТ). 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 получили статус инвалида. 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 инвалида 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 инвалида снижает вероятность занятости на 28–31%.

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

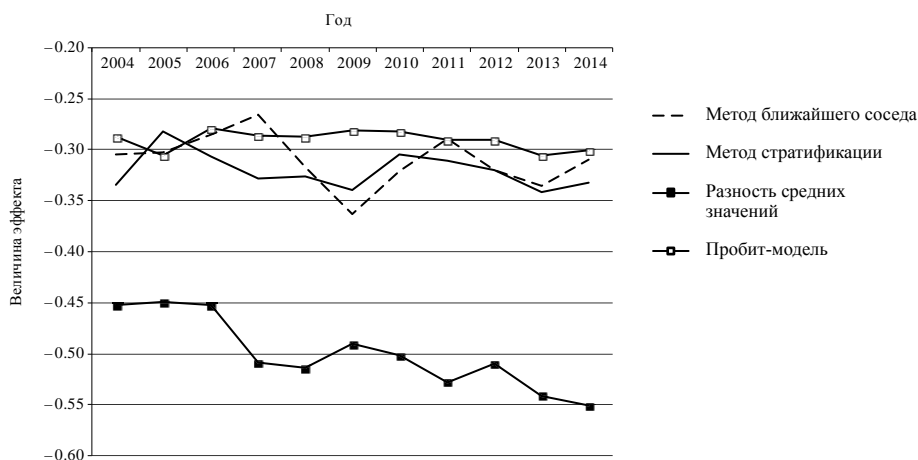


Рис. 4. Оценки влияния статуса инвалида на занятость

Расчеты строились на годовых выборках, т. е. индекс склонности и средний эффект воздействия для инвалидов рассчитывались отдельно для каждого года. Стандартные ошибки рассчитывались методом бутстрапа. Индекс склонности (расчетная вероятность попадания в группу инвалидов) рассчитывался на основе пробит-модели⁶. При расчетах накладывалось условие общности значений индексов для инвалидов и неинвалидов (*common support*). Второй важной задачей было обеспечение баланса ковариат для индивидов с одинаковыми значениями индекса склонности. Для проверки баланса ковариат использовался следующий алгоритм — см. (Ichino, 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 и опыте предшествующих исследований. В случае если исходная спецификация, включающая все контрольные переменные, не была сбалансирована, для достижения баланса ковариат добавлялись пересечения несбалансированных ковариат с переменными возраста, образования, самооценки здоровья, посещения врача, пребывания в больнице, которые 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

⁶ Для расчетов использовался пакет *rpscore* для STATA. См. подробнее (Ichino, Becker, 2002).

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 плохое и очень плохое здоровье (по сравнению со средним), в то время как индивиды, которые реже посещают врача, с меньшей вероятностью попадают в группу воздействия⁷.

Распределения индекса склонности среди инвалидов и неинвалидов заметно различаются между собой. Так, например, медианное значение индекса склонности для неинвалидов в 2004 г. составило 0.01, а 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 группы воздействия 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 высокий уровень 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 табл. 3. Инвалиды и неинвалиды существенно отличаются по характеристикам, в связи с этим контрольная группа при расчетах методом ближайшего соседа оказывается меньше группы воздействия 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 инвалида на вероятность занятости инвалидов методом стратификации варьируются в интервале 28–34% (см. табл. 3 и рис. 4). Поскольку полученные разными методами мэтчинга оценки близки по значению, можно предполагать, что выборка достаточно велика, чтобы подобрать «хорошие пары». Однако оценки, полученные методом стратификации, более устойчивы по годам и не имеют резких выбросов в отдельные годы.

⁷ Результаты оценивания регрессии, на основании которой рассчитывался индекс склонности, а также описательные статистики (по группе неинвалидов, попавших и не попавших в состав контрольной группы) и распределения индексов склонностей по годам могут быть предоставлены по запросу.

Таблица 3. Оценка влияния статуса инвалида на занятость, PSM

	Размер группы воздействия	Размер контрольной группы	АГТ	Стандартные ошибки	t-статистика
<i>Метод ближайшего соседа</i>					
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
<i>Метод стратификации</i>					
2004	377	5249	-0.33	0.03	-10.29
2005	357	6337	-0.28	0.03	-8.30
2006	481	7053	-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

Метод мэтчинга позволяет оценивать эффекты воздействия по отдельным социально-демографическим группам. Величина оценок эффекта воздействия на группу воздействия по возрастным группам (18–35, 36–50, 51–65 лет) существенно различается (рис. 5). 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 зарубежных исследований о наиболее сильном негативном влиянии 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.

В рамках исследования был также проведен анализ влияния статуса инвалида на постоянную занятость (данный показатель не включал временные заработки). Полученные всеми методами оценки для постоянной занятости были 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. Устойчивость результатов подтвердилась также на оценках для следующих выборок: без индивидов, которые на момент проведения обследования получали статус инвалида; с инвалидами

детства; без инвалидов первой группы. С учетом стандартных ошибок вариация результатов была статистически незначимой.

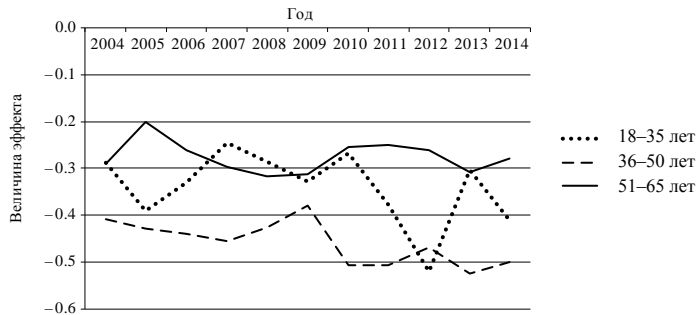


Рис. 5. Оценки эффекта статуса инвалида на занятость по возрастным группам (PSM, метод стратификации)

Интерес представляет анализ результатов разных моделей, соотнесение оценок, которые получаются стандартными методами (пробит-регрессии) и методом мэтчинга. Полученные разными методами оценки, с одной стороны, на 12–25 п.п. ниже разности средних значений показателей занятости инвалидов и неинвалидов (см. рис. 4), что объясняется различиями социально-демографических характеристик этих групп. С другой стороны, результаты расчетов на годовых выборках методом мэтчинга и пробит-регрессии оказались близки по величине с учетом стандартных ошибок. Авторы ожидали получить завышенные (по абсолютной величине) оценки в пробит-моделях, в то время как мэтчинг должен был определить истинный размер эффекта из-за условия общности характеристик. На такие результаты могли повлиять два обстоятельства. Во-первых, рассмотренные спецификации могут не в полной мере учитывать ненаблюдаемые различия между инвалидами и неинвалидами. Как уже говорилось выше, 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, а что — хорошим здоровьем (Drum et al., 2008). Одинаковое состояние здоровья может описываться как плохое неинвалидами и нормальное — инвалидами.

5.2. Продолжительность рабочей недели

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

Эффект рассчитывался на подвыборке индивидов с ненулевой продолжительностью рабочей недели. В качестве базы для последующего сравнения оценок использовались результаты, полученные с помощью МНК. Оценки МНК, как и оценки в пробит-регрессиях, являются средними для всей выборки и не учитывают гетерогенность эффекта воздействия

для инвалидов и неинвалидов. По этим оценкам статус инвалида сокращает время работы индивида в среднем на 3.3 часа в неделю (что составляет 7.8% от средней продолжительности недели), максимальный эффект наблюдался в 2014 г. — сокращение на 6.1 часа в неделю (табл. 2). При этом, согласно полученным оценкам, эффект изменяется во времени, но не всегда коэффициенты значимы. Значимое влияние инвалидности на продолжительность рабочей недели 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 инвалида на вероятность занятости. Для достижения баланса ковариат в стратах также включалось пересечение переменных, стандартные ошибки были 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 для инвалидов на продолжительность рабочей недели принимает наименьшее значение в 2005, 2008, 2010, 2013 гг., наиболее сильное негативное воздействие наблюдалось в 2004 и 2014 гг. При этом оценки методом ближайшего соседа значимы

Таблица 4. Оценка влияния инвалидности на продолжительность рабочей недели, PSM

Год	Размер группы воздействия	Размер контрольной группы	АГТ	Стандартные ошибки	t-статистика
<i>Метод ближайшего соседа</i>					
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
<i>Метод стратификации</i>					
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

для 2004, 2007, 2009, 2012, 2014 гг., а методом стратификации — также и для 2006, 2011 гг. Полученные методом стратификации оценки близки к средним эффектам воздействия, рассчитанным МНК, и ниже разности средних значений показателей для групп инвалидов и неинвалидов. Слабое влияние на продолжительность рабочего времени отражает то, что в случае успешного найма на работу устраняется асимметрия информации о состоянии здоровья и производительности индивида.

6. Заключение

В статье на данных РМЭЗ ВШЭ за 2004–2014 гг. изучается влияние статуса инвалида на вероятность занятости и продолжительность рабочей недели. Статус инвалида рассматривается как институт, имеющий самостоятельное воздействие на положение индивида на рынке труда. Особенностью подхода является то, что авторы разделяют эффекты ухудшения здоровья и статуса инвалида, выбирая для сравнения индивидов со схожим состоянием здоровья (по субъективным и объективным показателям), но отличающихся по наличию статуса инвалида. Для обеспечения сопоставимости инвалидов и неинвалидов используется метод мэтчинга по индексу склонности.

Общий вывод исследования состоит в том, что статус инвалида 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 не удалось найти убедительных подтверждений влияния статуса инвалида на продолжительность рабочей недели. Этот эффект небольшой по размеру (около 5%), неустойчив во времени и статистически значим 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.

Проведенный анализ указывает и на перспективные области дальнейших исследований. Во-первых, необходимо дополнительное изучение форм и масштабов дискриминации инвалидов. 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, полученные результаты не в полной мере учитывают ненаблюдаемые различия между инвалидами и неинвалидами, которые могут одновременно влиять на попадание в инвалидность и на занятость, что может привести к смещению оценок. В-четвертых, следует обратить особое внимание на проблему изменения здоровья в контексте изучения эффектов инвалидности. Неодинаковое восприятие шкалы самооценки здоровья инвалидами и неинвалидами может быть еще одной причиной смещений в оценках эффектов.

Благодарности. Авторы выражают признательность за полезные советы и комментарии участникам семинара ЛИРТ-ЦеТИ и трем анонимным рецензентам журнала.

Список литературы

- Васин С. А., Малева Т. М. (2001). Инвалиды в России — узел старых и новых проблем. *Pro et Contra*, 6 (3), 80–104.
- Демьянова А. В. (2015). Меры государственной поддержки занятости инвалидов в России. *Вопросы государственного и муниципального управления*, 4, 160–185.
- Ениколопов Р. (2009). Оценивание эффекта воздействия. *Квантиль*, 6, 3–14.
- Кузьмич О. С., Рощин С. Ю. (2008). Лучше ли быть здоровым? Экономическая отдача от здоровья в России. *Экономический журнал ВШЭ*, 12 (1), 29–55.
- Ляшок В. Ю., Рощин С. Ю. (2015). Влияние здоровья на предложение труда пожилых. *Прикладная эконометрика*, 40 (4), 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.: РООИ «Перспектива».
- Новожилова О. В. (2001). Инвалиды на рынке труда. *Социологические исследования*, 2, 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. М.: Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации.
- Тындик А. О., Васин С. А. (2016). Положение детей-инвалидов и их семей по данным переписей населения. *Журнал исследований социальной политики*, 2, 167–180.
- Acemoglu D., Angrist J. (2001). Consequence of employment protection? The case of the Americans with disabilities act. *Journal of Political Economy*, 19, 915–957.
- Albrecht G. L., Devlieger P. J. (1999). The disability paradox: High quality of life against all odds. *Social Science & Medicine*, 48, 977–988.
- Baker M., Deri C., Stabile M. (2004). What do self-reported, objective, measures of health measure? *Journal of Human Resources*, 39, 1067–1093.
- Bazzoli G. (1985). The early retirement decision: New empirical evidence on the influence of health. *Journal of Human Resources*, 20, 214–234.
- Blundell R., MaCurdy T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. In: O. Ashenfelter and D. Card (eds.). *Handbook of Labor Economics*, V. 3A, 1559–1695.
- Bound J., Burkhauser R. (1999). Economic analysis of transfer programs targeted on people with disabilities. In: O. Ashenfelter and D. Card (eds.). *Handbook of Labor Economics*, V. 3C, 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*, 6, 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*, 22, 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. *Journal of Human Resources*, 38, 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*, V. 3C, 3309–3416.

Drum C. E., Horner-Johnson W., Krahn G. L. (2008). Self-rated health and healthy days: Examining the «disability paradox». *Disability and Health Journal*, 1, 71–78.

Fevang E., Hardoy I., Roed K. (2013). Getting disabled workers back to work: How important are economic incentives. *IZA Discussion Paper No. 7137*.

García-Gómez P., Jones A., Rice N. (2010). Health effects on labour market exits and entries. *Labour Economics*, 17, 62–76.

Ichino A., Becker S. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *Stata Journal*, 2, 358–377.

Imbens G. (2004). Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *Review of Economics and Statistics*, 86, 4–29.

Jones M. (2008). Disability and the labour market: A review of the empirical evidence. *Journal of Economic Studies*, 35, 405–424.

Jones M. (2006). Is there employment discrimination against the disabled? *Economics Letters*, 92, 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*, 19, 961–981.

Killingsworth M. (1983). *Labor supply*. Cambridge University Press.

Lechner M., Vazquez-Alvarez R. (2003). The effect of disability on labour market outcomes in Germany: Evidence from matching. *IZA Discussion Paper No. 967*.

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.

Polidano C., Vu H. (2015). Differential labour market impacts from disability onset. *Health Economics*, 24, 302–317.

Parsons D. (1980). The decline in male labor force participation. *Journal of Political Economy*, 88, 117–134.

Pelkowski J., Berger M. (2004). The impact of health on employment, wages, and hours worked over the life cycle. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 102–121.

Ravaud J., Madiot B., Ville I. (1992). Discrimination towards disabled people seeking employment. *Social Science & Medicine*, 35, 951–958.

Rosenbaum P., Rubin D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70, 41–55.

Stern S. (1989). Measuring the effect of disability on labor force participation. *Journal of Human Resources*, 24, 361–395.

Поступила в редакцию 08.07.2016;
принята в печать 08.11.2016.

Demianova A., Lukiyanova A. The impact of disability status on labor supply in Russia. *Applied Econometrics*, 2016, v. 44, pp. 50–74.

Anna Demianova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
ademyanova@hse.ru

Anna Lukiyanova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
alukyanova@hse.ru

The impact of disability status on labor supply in Russia

The paper provides an empirical analysis of the impact of disability status on employment and hours worked in Russia. We use 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 if 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 classification: J14; J21; J22; I14.

References

Vasin S. A., Maleva T. M. (2001). Invalidy v Rossii — uzel staryh i novyh problem. *Pro et Contra*, 6 (3), 80–104 (in Russian).

Demianova A. V. (2015). Mery gosudarstvennoy podderzhki zanyatosti invalidov v Rossii [Measures of State Supporting Employment of Persons with Disabilities in Russia]. *Public Administration Issues*, 4, 160–185 (in Russian).

Enikolopov R. (2009). Estimation of treatment effects. *Quantile*, 6, 3–14 (in Russian).

Kuz'mich O. S., Roshhin S. Ju. (2008). Luchshe li byt' zdorovym? Jekonomicheskaja otdacha ot zdorov'ja v Rossii. *The HSE Economic Journal*, 12 (1), 29–55 (in Russian).

Lyashok V., Roshchin S. (2015). Effect of health on labor supply of elderly. *Applied Econometrics*, 40 (4), 6–27 (in Russian).

Marc Je. (2008). Inkluzivnoe trudoustrojstvo: adaptacija rabochih mest i bar'ery na puti k trudoustrojstvu rossijskih invalidov. In: *Gosudarstvennaja politika v otnoshenii ljudej s invalidnost'ju: mezhdunarodnyj opyt i rossijskaja praktika*. M.: ROOI «Perspektiva» (in Russian).

Novozhilova O. V. (2001). Invalidy na rynke truda. *Sociological Studies*, 2, 130–134 (in Russian).

Romanov P. V., Jarskaja-Smirnova E. R. (2006). Politika invalidnosti: Social'noe grazhdanstvo invalidov v sovremennoj Rossii. Saratov: Izd-vo «Nauchnaja kniga» (in Russian).

Rosstat (2014). Sotsial'noye polozenije i uroven' zhizni naseleniya. *Statisticheskij sbornik*. [Social well-being and living standards of population. *Statistical Yearbook*]. Federal State Statistical Service (in Russian).

Tyndik A., Vasin S. (2016). Children with disabilities and their families' status: Evidences from censuses. *The Journal of Social Policy Studies*, 2, 167–180 (in Russian).

Acemoglu D., Angrist J. (2001). Consequence of employment protection? The case of the Americans with disabilities act. *Journal of Political Economy*, 19, 915–957.

Albrecht G. L., Devlieger P. J. (1999). The disability paradox: High quality of life against all odds. *Social Science & Medicine*, 48, 977–988.

Baker M., Deri C., Stabile M. (2004). What do self-reported, objective, measures of health measure? *Journal of Human Resources*, 39, 1067–1093.

Bazzoli G. (1985). The early retirement decision: New empirical evidence on the influence of health. *Journal of Human Resources*, 20, 214–234.

Blundell R., MaCurdy T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. In: O. Ashenfelter and D. Card (eds.). *Handbook of Labor Economics*, V. 3A. 1559–1695.

Bound J., Burkhauser R. (1999). Economic analysis of transfer programs targeted on people with disabilities. In: O. Ashenfelter and D. Card (eds.). *Handbook of Labor Economics*, V. 3C, 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*, 6, 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*, 22, 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. *Journal of Human Resources*, 38, 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*, V. 3C, 3309–3416.

Drum C. E., Horner-Johnson W., Krahn G. L. (2008). Self-rated health and healthy days: Examining the «disability paradox». *Disability and Health Journal*, 1, 71–78.

Fevang E., Hardoy I., Roed K. (2013). Getting disabled workers back to work: How important are economic incentives. *IZA Discussion Paper No. 7137*.

García-Gómez P., Jones A., Rice N. (2010). Health effects on labour market exits and entries. *Labour Economics*, 17, 62–76.

Ichino A., Becker S. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *Stata Journal*, 2, 358–377.

Imbens G. (2004). Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *Review of Economics and Statistics*, 86, 4–29.

Jones M. (2008). Disability and the labour market: A review of the empirical evidence. *Journal of Economic Studies*, 35, 405–424.

Jones M. (2006). Is there employment discrimination against the disabled? *Economics Letters*, 92, 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*, 19, 961–981.

Killingsworth M. (1983). *Labor supply*. Cambridge University Press, 1983.

Lechner M., Vazquez-Alvarez R. (2003). The effect of disability on labour market outcomes in Germany: Evidence from matching. *IZA Discussion Paper* No. 967.

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.

Polidano C., Vu H. (2015). Differential labour market impacts from disability onset. *Health Economics*, 24, 302–317.

Parsons D. (1980). The decline in male labor force participation. *Journal of Political Economy*, 88, 117–134.

Pelkowski J., Berger M. (2004). The impact of health on employment, wages, and hours worked over the life cycle. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 102–121.

Ravaud J., Madiot B., Ville I. (1992). Discrimination towards disabled people seeking employment. *Social Science & Medicine*, 35, 951–958.

Rosenbaum P., Rubin D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70, 41–55.

Stern S. (1989). Measuring the effect of disability on labor force participation. *Journal of Human Resources*, 24, 361–395.

Received 08.07.2016; accepted 08.11.2016.