Прикладная эконометрика, 2016, т. 43, с. 5–28.
Applied Econometrics, 2016, v. 43, pp. 5–28.

А. В. Аистов, Е. А. Александрова[1]

Распределенная во времени «разность разностей» на примере оценки отдачи от дополнительного профессионального обучения

В работе представлена эконометрическая модель, описывающая распределение во времени эффекта воздействия, построенная на основе методологии «разность разностей». Модель позволила проконтролировать эффект мобильности при оценке отдачи от дополнительного профессионального обучения работников на данных по российскому предприятию 2006–2010 гг. Показано, что мобильность хорошо объясняет рост зарплат после отдельных видов дополнительного профессионального обучения.

Ключевые слова: уравнение доходов; разность разностей; эффект воздействия; панельные данные; внутренний рынок труда; дополнительное профессиональное обучение; мобильность.

JEL classification: J24; J31; M51; M53.

1. Введение

Экономистов-эмпириков всегда привлекали вопросы выявления причинно-следственных связей, получения количественных оценок эффектов воздействия и обсуждение возникающих при этом проблем. Достаточно распространенными примерами «воздействий», анализируемыми экономистами, являются программы обучения и социальные программы (Ashenfelter, 1978; Barnow, 1986; Ashenfelter, 1987; Heckman et al., 1997; Abbring, Heckman, 2007; Abbring, 2008; Barnow, Smith, 2009; Ashenfelter, 2014). Maddala, Lee (1976) и Barnow (1977) одними из первых обратили внимание на опасность получения несостоятельных оценок эффектов воздействия в рамках кросс-секционных регрессионных моделей, если в качестве таких оценок рассматривать коэффициенты при качественных объясняющих переменных, отражающих факт прохождения программы. Природа несостоятельности заложена в возможной эндогенности этих переменных. Проще говоря, корреляционные связи не всегда отражают причинность.

Одним из путей решения упомянутой выше проблемы является использование метода «разность разностей» (difference-in-differences, DID), практическое использование которого было описано Ashenfelter, Card (1985). В его основе заложена хорошо зарекомендовавшая

[1] **Аистов Андрей Валентинович** — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; aaistov@hse.ru.

Александрова Екатерина Александровна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Санкт-Петербург; ea.aleksandrova@hse.ru.

себя в медицинских и биологических исследованиях идея выбора контрольной группы. Разность между значением анализируемого показателя у представителей группы воздействия и значением этого же показателя в контрольной группе сравнивается до и после воздействия. Если эта разность изменилась после воздействия, делается вывод о влиянии рассматриваемого воздействия на анализируемый показатель (в условиях корректного подбора контрольной группы и условий проведения эксперимента). Для получения состоятельных оценок данным методом важен правильный подбор контрольной группы. В идеальном эксперименте необходимо сравнить человека «с самим собой», прожившим в одинаковых условиях «две жизни» — с воздействием и без воздействия, включая эффект плацебо.

При реализации экономических и социальных программ обычно не удается провести эксперимент, в котором респонденты контрольной группы по своим наблюдаемым и ненаблюдаемым характеристикам (включая их окружение) полностью совпадают с группой воздействия. В результате существует опасность непараллельности трендов анализируемого показателя в группе воздействия и контрольной группе. Одним из вариантов получения оценок в таких условиях является использование «тройной разности» (Bertrand et al., 2004; Вулдридж, 2009; Травкин, 2014). Однако эта методология сохраняет требование линейности трендов в группе воздействия и контрольной группе. Снимается лишь ограничение на их параллельность и допускаются разные наклоны трендов до и после воздействия в каждой из групп.

В настоящей работе предлагается спецификация регрессионной модели, основанная на методологии DID, свободная от требований линейности трендов. Эволюции во времени средних значений анализируемого показателя в группе воздействия и контрольной группе описываются временными фиксированными эффектами (time fixed effects), как это делается в моделях, учитывающих панельный характер данных, но отдельно для каждой из групп.

Предложенная спецификация позволяет проследить (и сравнить) динамику анализируемого показателя во времени в группе воздействия и контрольной группе с той частотой, с которой собраны данные, независимо от формы функциональной зависимости показателя от времени.

Модель сохраняет некоторые ограничения на возможную интерпретацию оценок параметров. Во-первых, при количественном измерении эффекта воздействия в процентном выражении приходится говорить об изменениях в конкретном периоде по отношению к значениям в базовом периоде (то же самое было в случаях с непараллельными линейными трендами). Во-вторых, причинно-следственная интерпретация воздействия (как и во всех моделях DID) зависит от состава группы воздействия, контрольной группы и условий наблюдаемого естественного эксперимента (проще говоря, процесса генерации данных).

В качестве иллюстрации практического использования предложенной модели в настоящей работе (на примере данных по одному из российских предприятий за 2006–2010 гг.) выполнена проверка гипотезы о том, что отдачей от дополнительного профессионального обучения (ДПО) работников (в плане повышения зарплат) является отдача от мобильности.

Оценки индивидуальной отдачи от ДПО выполняли многие экономисты на различных наборах наблюдений[2], и идея необходимости учета мобильности работников предприятий при выполнении эмпирических оценок не является новой — об этом более подробно ска-

[2] См., например, следующие работы и списки литературы в них: (Hashimoto, 1981; Heckman et al., 1997; Parent, 1999, 2003; Albert et al., 2010).

зано в разделе 2. Однако во всех изученных первоисточниках авторы не встретили подход, предложенный в настоящей работе — выделение отдачи от ДПО на фоне отдачи от мобильности путем выбора соответствующей контрольной группы.

Полученные результаты согласуются с выводами Berger et al. (2001), показавшими, что в России переходного периода (1994–1998 гг.) статистически значимая положительная отдача наблюдалась от тех видов ДПО, которые повышали мобильность работников.

2. Обзор литературы

В рамках настоящей работы ограничимся кратким обзором литературы, поскольку многие авторы уже сделали это достаточно полно и подробно. Например, возможные механизмы связи факта прохождения работником ДПО с его зарплатой классифицированы в работе De Beyer (1990) и названы эффектами зарплаты, участия и доступа к рабочим местам. Описание методологии выполнения оценок среднего эффекта воздействия с выбором контрольной группы (и обоснование необходимости ее использования для выявления эффектов воздействия) привел Ениколопов (2009). Обзоры развития эмпирических моделей, позволяющих оценивать причинно-следственные связи, включая DID, выполнены Вулдридж (2009) и Imbens, Wooldridge (2009). Обратим внимание лишь на наиболее важные факты.

Как было отмечено выше, согласно аргументам Maddala, Lee (1976) и Barnow (1977), вызывает сомнение состоятельность оценки коэффициента при бинарной объясняющей переменной, отражающей факт обучения, в уравнении доходов, если этот коэффициент интерпретировать как отдачу от соответствующего обучения. Несостоятельность (причем знак смещения непредсказуем) может быть вызвана связью фактов прохождения обучения с ненаблюдаемыми характеристиками респондентов и их окружения, не вошедшими в уравнение доходов, но коррелирующими с доходами. Barnow (1977) назвал соответствующее смещение ошибкой выборки (selection bias). Интересно обратить внимание на эволюцию терминологии — в настоящее время многие экономисты подобный эффект называют эндогенностью.

Наличие упомянутой выше эндогенности подтверждают эмпирические исследования. Например, в ряде работ показано, что вероятность вовлечения в программы ДПО растет с уровнем образования работников (Parent, 2003; Arulampalam et al., 2004; Bills, Hodson, 2007; Albert et al. 2010). Продолжая простую логическую цепочку, учитывая известный факт эндогенности уровня образования в уравнении доходов (Card, 2001), можно сделать вывод об эндогенности соответствующего дополнительного обучения. Другой наиболее известный пример, подтверждающий эндогенность факта прохождения ДПО — неслучайный отбор кандидатов менеджерами программ, о котором писали Ashenfelter (1978), Ashenfelter, Card (1985), Ashenfelter (1987).

Rubin (1974) предложил альтернативную методологию оценки эффектов воздействия — измерение потенциальных исходов. Развитием этой методологии явился метод DID, импульсом к широкому использованию которого стали работы Ashenfelter (1978) и Ashenfelter, Card (1985).

Наиболее просто идеологию DID можно пояснить, используя обозначения, принятые в моделях, учитывающих панельный характер данных. Такой способ описания использовал, например, Вулдридж (2009).

Составим выборку наблюдений из представителей, подвергшихся воздействию, и контрольной группы. В идеальном эксперименте в контрольную группу подбираются индивидуумы — точные копии группы воздействия. Попадание в ту или иную группу должно носить абсолютно случайный характер. Например, респонденты в группу воздействия «выдергиваются» абсолютно случайно из контрольной группы, без каких-либо их личных пожеланий и стремлений туда попасть. Такой же результат может быть достигнут, если в контрольную группу выбираются представители из группы воздействия, абсолютно случайно не получившие воздействие (Leuven, Oosterbeek, 2008).

Анализируемая характеристика y (отклик которой на воздействия нас интересует) может быть записана в виде модели с фиксированными эффектами (FE):

$$y_{it} = \delta tr_{it} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где δ — параметр модели, i — номер респондента, t — номер периода, tr — бинарная переменная, равная 1, если респондент i подвергся воздействию в периоде t, и 0, если нет. Случайные слагаемые в уравнении (1) имеют традиционный смысл, принятый в моделях, учитывающих панельный характер данных: μ_t — фиксированные временны́е эффекты, α_i — фиксированные индивидуальные эффекты, ε_{it} — ненаблюдаемые эффекты, изменяющиеся во времени и между индивидуумами.

Для удобства рассмотрим два периода ($t = 1, 2$), в начале второго периода часть респондентов подвергается воздействию (представители группы воздействия). Выполним внутригрупповое преобразование модели (1). Для двух периодов[3] оно дает следующий результат:

$$\Delta y_i = \delta \Delta tr_i + \Delta\mu + \Delta\varepsilon_i. \quad (2)$$

OLS оценка параметра δ модели (2) является DID приближением оценки среднего эффекта воздействия среди подвергшихся воздействию (PATT — population average treatment effect on the treated):

$$\delta_{PATT} = \mathrm{E}[y_i(tr = 1) - y_i(tr = 0) | tr = 1]. \quad (3)$$

Приведенное описание показывает, что необходимым требованием для интерпретации δ в качестве δ_{PATT} — получения условного математического ожидания в (3) — является параллельность трендов анализируемого показателя y в группе воздействия и контрольной группе. Из «нашумевших» работ Ashenfelter (1978), Ashenfelter, Card (1985) и Ashenfelter (1987) можно сделать вывод, что это требование часто нарушается при использовании данных, являющихся результатом «естественного эксперимента». Примерами могут служить программы обучения, социальные программы и т. п.

Модели (1)–(2) удобны для пояснения DID методологии получения оценки (3), но в литературе распространена запись, позволяющая выполнить ту же самую оценку с использованием перекрестного слагаемого, см., например, Imbens, Wooldridge (2009). С использованием введенных выше обозначений эта запись будет иметь следующий вид:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 time_i + \beta_3 tr_i + \delta tr_i time_i + \varepsilon_i, \quad (4)$$

[3] В случае двух периодов получаем первую разность — first difference transformation.

где *time* — бинарная переменная, равная 0 в первом периоде и 1 во втором. В отличие от модели (1), бинарная переменная *tr* в модели (4) является индикатором группы воздействия, т. е. равна 1 для всех респондентов из группы воздействия независимо от того, к какому периоду относится конкретное наблюдение.

Очевидно, что на одних и тех же данных OLS оценки параметра δ моделей (2) и (4) совпадают. Ниже, при пояснении методологии настоящей работы, будем использовать запись в стиле (4). Кроме наглядности представления модели, достоинством (4) является возможность ее использования на повторяющихся кросс-секциях, с отказом от панельной структуры данных. Это снимает проблему возможной несостоятельности DID оценок, связанной с истощением выборки, наблюдаемой иногда в панельных данных (Meyer, 1995). Для пояснения вклада настоящей работы заметим, что многие авторы при теоретическом обосновании подхода DID упоминают о возможности использования кросс-секций (например, Meyer (1995); Imbens, Wooldridge (2009)), но не приводят примеры прикладных исследований с их использованием. Например, Meyer (1995) пишет лишь, что при использовании кросс-секций важно позаботиться, чтобы сравниваемые группы одинаково хорошо соответствовали условиям «эксперимента» до и после воздействия.

Алгоритмы выбора контрольной группы в условиях не экспериментальных данных эксплуатируют два основных подхода. В рамках одного — в контрольную группу подбираются респонденты, наиболее близкие к респондентам из группы воздействия по своим наблюдаемым характеристикам. В другом — в контрольную группу подбираются респонденты, близкие к респондентам из группы воздействия по прогнозам их меры склонности (propensity score) попадания в группу воздействия (Rosenbaum, Rubin, 1983).

Второй подход очень популярен как в прикладных, так и в теоретических исследованиях. В работе Heckman et al. (1997) его использование и развитие аргументировано возможностью снижения смещения оценок, обусловленного различием групп по ненаблюдаемым инвариантным во времени индивидуальным характеристикам. Однако в случаях, когда наблюдения в группе воздействия и контрольной группе сбалансированы, подбор респондентов на основе меры склонности с увеличением числа отбрасываемых наблюдений приводит к дисбалансу, снижению эффективности и возможным смещениям оценок (King, Nielsen, 2016).

Наилучшие результаты в плане сохранения сбалансированности наблюдений в группе воздействия и контрольной группе, согласно исследованию King, Nielsen (2016), показал coarsened exact matching (CEM), предложенный Iacus et al. (2011, 2012). Идея данного алгоритма состоит в следующем. Сначала переменные «огрубляются» (непрерывные переменные, характеризующие респондента, пересчитываются в порядковые, например, число лет обучения заменяется уровнем образования), после этого респондентам из группы воздействия подбираются их точные копии по соответствующим признакам (значениям порядковых переменных).

Относительно прикладных аспектов затронутой в настоящей работе тематики и выдвинутой гипотезы заметим следующее. Berger et al. (2001) выполняли оценки отдачи от ДПО в России переходного периода (на данных «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» — RLMS-HSE[4], 1994–1996, 1998 гг.). Одной

[4] https://www.hse.ru/rlms/.

из выдвинутых ими гипотез было предположение о том, что реструктуризация экономики способствует росту корреляции фактов прохождения переподготовки (обучения новым профессиональным навыкам, позволяющим сменить профессию) с мобильностью работников на рынке труда. Ими действительно была обнаружена статистически значимая положительная отдача от переподготовки (сопровождаемая рисками — ростом волатильности зарплаты и вероятности попасть в категорию безработных). Эффект от обучения в текущей сфере занятости (повышения квалификации) оказался отрицательным. Авторы объяснили это устаревшими программами обучения, не соответствовавшими изменяющимся рыночным институтам (подтверждение этого можно найти в работе (Денисова и др., 2011)). Интересно заметить, что повышение квалификации проходили более «стабильные» работники (в плане сохранения текущей занятости) — эти работники, при прочих равных условиях, определяемых контролирующими переменными в используемых авторами регрессионных моделях, с меньшей вероятностью уходили в самозанятые и выходили из состава рабочей силы. У них наблюдалась меньшая внутрифирменная и внешняя мобильность. Свои выводы авторы делали, используя относительно простую технику кросс-секционных оценок (пробит-, мультиномиальные логит-модели и OLS оценки параметров моделей изменений номинальных зарплат).

Травкин (2014) применил более совершенную методологию выполнения эмпирических оценок, позволяющую интерпретировать параметры моделей как эффекты воздействия — двойную разность разностей (для сравнения результатов в его работе также выполнялись OLS оценки параметров уравнений доходов — регрессий среднего — и оценивались квантильные регрессии). Отдача от ДПО была им оценена на данных RLMS-HSE 2004–2011 гг. (методом двойной разности разностей — для 2004–2008 гг.). Основное внимание в работе было уделено различиям отдачи от ДПО у работников с разными индивидуальными способностями (согласно методологии квантильной регрессии последние проявлялись в виде различий зарплат). Разделения ДПО на переподготовку и повышение квалификации в работе не проводилось, т. к. этого не позволяли сделать вопросы анкет RLMS-HSE за 2004–2011 гг. Описывая российский рынок труда, Травкин (2014) упоминает о возможном негативном влиянии мобильности работников на готовность работодателя инвестировать в некоторые программы ДПО занятых на предприятии, но данная идея не отражена в его эмпирических моделях. В регрессиях автор использует большое число контролирующих переменных без контроля мобильности, связанной с обучением.

Аистов и Александрова (2014) получили оценки отдачи от ДПО в рамках внутреннего рынка труда на данных одного из российских металлургических предприятий за 2006–2010 гг. В их работе приведены OLS оценки уравнений доходов, оценки параметров аналогичных моделей, учитывающих панельный характер данных и DID оценки. Среди программ ДПО были выделены курсы переподготовки и повышения квалификации. К недостаткам работы можно отнести отсутствие учета эффектов мобильности и отказ от использования информации о ежемесячном изменении зарплат при выполнении DID оценок (этим методом оценки были выполнены для усредненных за год почасовых зарплат). Полученные результаты показали положительную (статистически значимую) отдачу от переподготовки для мужчин во все годы, кроме кризисного 2009 г. Эффект повышения квалификации, согласно DID оценкам, оказался для мужчин статистически незначимым. Для женщин статистически значимую отдачу методом DID не удалось обнаружить ни для одного из рассмотренных в работе видов обучения. FE модели, отражающие внутригрупповой эффект без под-

бора контрольной группы, показали более высокую отдачу от переподготовки для мужчин по сравнению с женщинами, а также статистически значимую отдачу от повышения квалификации для мужчин и незначимую для женщин. Поскольку контроль мобильности работников в регрессионных моделях Аистова и Александровой (2014) не проводился, часть оцененных эффектов может быть результатом внутрифирменной мобильности работников, коррелирующей с прохождением ДПО.

Логика связи ДПО с мобильностью проста. Если ДПО повышает специфический человеческий капитал работника, прохождение обучения может быть вознаграждено горизонтальным или вертикальным продвижением работника в рамках предприятия на места, лучше соответствующие его возросшей производительности, с более высокой оплатой (Gibbons et al., 2005; Gibbons, Waldman, 2006). Нестерова и Мальцева (2009) подтвердили тесную связь зарплат с вертикальной внутрифирменной мобильностью работников на примере персональных данных по промышленному предприятию Сибирского региона (2002–2006 гг.). К сожалению (по словам самих авторов), из-за недостатка информации им не удалось обнаружить, могут ли индивидуальные характеристики работников в значительной степени ослабить привязку зарплат к рабочим местам. В связи с этим «очищение» отдачи от ДПО от эффекта мобильности сохраняет свою актуальность.

Полученные результаты могут быть интересны не только российским экономистам. Подтверждением этого является работа (Fitzenberger et al., 2015), авторы которой анализировали связь доходов мужчин Западной Германии (занятых полный рабочий день) с их межфирменной и внутрифирменной мобильностью. В выборку были включены работники, прошедшие ДПО в 1992–1997 гг. (использованы данные The IAB Employment Samples). Согласно оценкам Fitzenberger et al. (2015)[5], внутрифирменная мобильность бывших учеников сопровождалась ростом зарплат. Переходы в другую фирму и смены занятости не по профилю обучения сопровождались снижением зарплат (в среднем). Эти эффекты наблюдались как для краткосрочного (до двух лет), так и долгосрочного (3–7 лет) периодов после ученичества.

3. Методология

Следуя необходимости измерения распределения эффекта ДПО во времени (намереваясь в дальнейшем использовать ежемесячные данные по зарплате), авторы модифицировали «традиционную» спецификацию модели DID. Ее удобно записать в следующем виде:

$$\ln w_i = x_i'\beta + z_i'\gamma + \sum_{j=T_1}^{T_2}\gamma_j^{(1)}m_{ji} + \sum_{k=1}^{N_i}\gamma_k^{(2)}m_{ki}^{>T_2} + \left(z_i'\delta + \sum_{j=T_1}^{T_2}\delta_j^{(1)}m_{ji} + \sum_{k=1}^{N_i}\delta_k^{(2)}m_{ki}^{>T_2}\right)tr_i + \varepsilon_i, \qquad (5)$$

где i — идентификатор респондента $(i = 1,2,\ldots,n)$;
w — заработная плата респондента;
x — вектор-столбец значений объясняющих и контролирующих переменных (штрихом обозначено транспонирование);

[5] Результаты были получены авторами с помощью инструментальных оценок, в качестве инструментов использовались характеристики региональных рынков труда.

вектор-столбец z (размерности 3×1) содержит единичный элемент и значения переменных *mob* и *ext*, контролирующих кумулятивные эффекты внутренней мобильности (*mob*) и фиксированные эффекты внешней мобильности (*ext*), более подробно алгоритмы их создания и смысл соответствующих параметров будут описаны ниже;
β, γ и δ (без индексов) — вектор-столбцы параметров; γ и δ с нижними и верхними (в скобках) индексами — скалярные параметры;
tr — бинарная переменная, равная 1 для обозначения работников, прошедших профессиональное обучение, и 0 для представителей контрольной группы.

Бинарные переменные m_j равны 1 в j-м месяце, отсчитываемом от даты окончания профессионального обучения, и 0 в другие месяцы; значения этих переменных пропущены (соответствующие наблюдения исключены из выборки) за пределами интервала $[T_1-1, T_2]$. Месяц с номером (T_1-1) до месяца окончания ДПО является базовой категорией для бинарных переменных m_j под знаками сумм от T_1 до T_2. О критериях выбора конкретных значений T_1 и T_2 применительно к рассматриваемой задаче сказано ниже в разделе 5.1. Бинарные переменные $m_k^{>T_2}$ контролируют уровень зарплаты респондента после k-го эпизода обучения (в случае если респондент имел несколько эпизодов обучения). Эти переменные равны 1 после месяца с номером T_2, отсчитываемым от k-го эпизода обучения, и 0 до этого; N_i — число эпизодов обучения.

В контрольную группу включены респонденты, которые в соответствующие месяцы находились в том же структурном подразделении (для рассматриваемого предприятия было выделено 16 подразделений) на той же ступени служебной лестницы (выделено 59 уровней), что и респондент, проходивший ДПО. Такой выбор контрольной группы позволяет оценить эффект ДПО на фоне эффекта внутрифирменной мобильности респондентов (не связанной с прохождением обучения). Другими словами, параметры $\delta_j^{(1)}$ отражают динамику логарифма доходов респондентов на фоне его изменений, вызванных соответствующей мобильностью.

Упомянутая выше переменная *mob* (значения которой содержатся в векторе z) создавалась следующим образом. Сначала (при появлении работника в нашем окне наблюдения за предприятием) значение этой переменной для работника равнялось нулю. Это значение увеличивалось на единицу после каждого эпизода горизонтальной или вертикальной мобильности работника (смены структурного подразделения или продвижения по служебной лестнице) в рамках предприятия. Коэффициенты при переменной *mob* являются усредненными по всем эпизодам предельными эффектами зависимой переменной по внутренней мобильности работников («очищенными» от эффектов, связанных с другими регрессорами; в предположении, что случайное слагаемое ε не коррелирует с *mob*).

Фиксированные[6] эффекты внешней мобильности (различия средних значений логарифмов зарплат респондентов, покинувших и не покинувших предприятие в течение времени, охватываемого нашей выборкой наблюдений) контролирует бинарная переменная *ext* — составляющая вектора z. Эта переменная инвариантна во времени для каждого из респондентов. Она равна 0, если респондент не покидал предприятие в пределах нашей выборки наблюдений. Значением 1 эта переменная обозначает респондентов, добровольно (в будущем, в пределах нашего окна наблюдений) покинувших предприятие. Поскольку значения зарплат работников известны лишь до увольнения, коэффициенты при переменной *ext* не яв-

[6] В терминах моделей, учитывающих панельный характер данных.

ляются предельными эффектами внешней мобильности, а лишь иллюстрируют «расслоение» работников по зарплатам в соответствии с их склонностью к внешней мобильности.

Основной гипотезой настоящего исследования является проверка утверждения о том, что отдача от ДПО (в плане повышения доходов) полностью объясняется мобильностью респондентов (сопровождаемой соответствующим изменением зарплаты). Если это предположение верно, подобранная по описанному выше алгоритму контрольная группа обеспечит статистически незначимые оценки параметров $\delta_j^{(1)}$ модели (5).

4. Данные

В настоящей работе использованы те же самые данные, на которых выполнены эмпирические оценки, описанные в статье (Аистов, Александрова, 2014). Речь идет о металлургическом предприятии, находящемся в Уральском федеральном округе в 50 км от административного центра. Подробное описание данных приведено в работе (Аистов, Александрова, 2014). Напомним наиболее важные их характеристики.

Данные являются ежемесячными, охватывают период 2006–2010 гг. Это обезличенные персональные данные о работниках предприятия, сформированные на основе информации отдела кадров, бухгалтерских отчетов, штатных расписаний и т. п. Данные представляют собой полную официальную информацию обо всех работниках предприятия в указанный период.

В течение рассматриваемого периода на предприятии работало 1501 человек, от 952 до 1073 — ежегодно. Достаточно большой объем наблюдений (по сравнению с числом оцениваемых параметров) позволяет использовать предложенную в настоящей работе методику для проверки выдвинутой выше гипотезы на примере данного предприятия.

В рамках рассматриваемого предприятия были выделены следующие формы ДПО: ученичество, профессиональная переподготовка, повышение квалификации. Распределение длительности этих форм обучения приведено в табл. 1. Из нее видно, что наиболее распространенные на предприятии (по длительности) формы ученичества занимали 3–4 месяца.

Таблица 1. Распределение длительности ДПО

Длительность эпизодов обучения, месяцы	Число эпизодов		
	Ученичество	Переподготовка	Повышение квалификации
1	23	200	194
2	44	2	10
3	68	2	1
4	68	1	
5	34	1	
6	19	1	
7	13		
8	4		
9	5		
12	2		
16	1		
Всего	281	207	205

Более 95% эпизодов ученичества (269 из 281) продолжались менее 8 месяцев. Подавляющее большинство эпизодов переподготовки и повышения квалификации длилось один месяц.

Описательные статистики для переменных, использованных в ходе выполнения оценок параметров модели (5), показаны в табл. 2. Смысл (и принцип создания) большинства переменных понятен из их названий. Поскольку информация о каждом работнике распределена во времени, с целью экономии места и сохранения информативности в табл. 2 (в колонках

Таблица 2. Средние значения созданных переменных (в скобках указаны стандартные ошибки средних)[7]

Названия переменных	Ученичество		Переподготовка		Повышение квалификации	
	Прошли ДПО	Контрольная группа	Прошли ДПО	Контрольная группа	Прошли ДПО	Контрольная группа
Натуральный логарифм заработной платы за час	4.129 (0.038)	4.556 (0.074)	4.334 (0.045)	4.561 (0.069)	5.073 (0.050)	4.775 (0.084)
Натуральный логарифм заработной платы за месяц	8.946 (0.040)	9.269 (0.056)	9.225 (0.043)	9.435 (0.058)	9.950 (0.052)	9.657 (0.062)
Стаж работы в рамках предприятия, месяцы	14.58 (1.77)	167.62 (11.04)	55.17 (6.17)	143.64 (11.09)	164.17 (7.96)	155.23 (12.08)
Неполное среднее образование, бинарная переменная	0.313 (0.027)	0.306 (0.037)	0.336 (0.031)	0.266 (0.038)	0.058 (0.016)	0.094 (0.030)
Среднее образование, бинарная переменная	0.391 (0.028)	0.389 (0.039)	0.351 (0.032)	0.417 (0.042)	0.035 (0.012)	0.135 (0.035)
Начальное профессиональное образование, бинарная переменная	0.105 (0.018)	0.121 (0.026)	0.149 (0.024)	0.129 (0.029)	0.049 (0.014)	0.021 (0.015)
Среднее профессиональное образование, бинарная переменная	0.128 (0.019)	0.172 (0.030)	0.118 (0.021)	0.165 (0.032)	0.319 (0.031)	0.344 (0.049)
Неполное высшее образование, бинарная переменная	0.020 (0.008)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.007 (0.007)	0.013 (0.008)	0.000 (0.000)
Высшее образование, бинарная переменная	0.043 (0.012)	0.013 (0.009)	0.044 (0.014)	0.014 (0.010)	0.527 (0.033)	0.406 (0.050)
Пол: 1 — мужчина, 0 — женщина	0.586 (0.028)	0.389 (0.039)	0.659 (0.031)	0.633 (0.041)	0.624 (0.032)	0.417 (0.051)
Семейный статус: 1 — в браке, 0 — не состоит в браке	0.423 (0.028)	0.790 (0.033)	0.563 (0.033)	0.669 (0.040)	0.779 (0.028)	0.789 (0.042)
Число детей	0.678 (0.052)	1.524 (0.084)	0.959 (0.066)	1.209 (0.081)	1.341 (0.060)	1.411 (0.090)
Внутрифирменная мобильность, переменная *mob*	0.440 (0.053)	0.586 (0.102)	0.642 (0.046)	0.518 (0.086)	0.420 (0.047)	0.698 (0.154)
Внешняя мобильность, переменная *ext*	0.384 (0.028)	0.146 (0.028)	0.319 (0.031)	0.201 (0.034)	0.035 (0.012)	0.063 (0.025)

[7] Для всех бинарных переменных, отражающих уровень образования, значение 1 означает, что максимальный достигнутый уровень образования респондента соответствует названию переменной, 0 — другой уровень образования.

«Прошли ДПО») приведены оценки, полученные для работников в месяц окончания ими соответствующего обучения. Такие же расчеты (представленные в колонках «Контрольная группа») были выполнены для представителей контрольных групп — информация по каждому из них взята в месяц, когда соответствующий работник, прошедший ДПО, закончил обучение.

Из таблицы 2 видно отставание зарплат учеников и работников, проходивших переподготовку, от зарплат представителей контрольных групп. С точки зрения индивидуальной отдачи от ДПО это соответствует одной из целей обучения — росту доходов. Повышение квалификации показывает противоположную картину в плане соотношения зарплат между контрольной группой и группой воздействия. Более высокие доходы работников, прошедших повышение квалификации, по сравнению с работниками контрольной группы, согласуются с информацией из (Аистов, Александрова, 2014) о том, что в период кризиса многие высокооплачиваемые работники были отправлены на курсы повышения квалификации.

Как и следовало ожидать, ученики и работники, проходящие переподготовку, имеют в среднем меньший стаж работы в рамках предприятия по сравнению с остальными работниками. Это отражено в строке «Стаж работы в рамках предприятия» табл. 2. Ученики отличаются высокой внешней мобильность по сравнению с представителями контрольной группы (строка «Внешняя мобильность» табл. 2). Некоторые диспропорции между группами воздействия и контрольными группами существуют и по другим характеристикам во всех видах обучения (табл. 2)[8]. Исключение составляет внутрифирменная мобильность, которая (с учетом стандартных ошибок) является одинаковой в группах воздействия и контрольных группах для всех видов обучения на 5%-ном уровне значимости.

Совпадение мобильности при возможных различиях других характеристик при сравнении доходов группы воздействия и контрольной группы является важным фактом для дальнейших рассуждений — проверки гипотезы о том, что отдача от ДПО объясняется в основном мобильностью. Учитывая, что некоторые из рассмотренных характеристик могут изменяться во времени, более подробное описание данных по наиболее интересному для нас параметру — мобильности — будет приведено в следующем разделе.

5. Эмпирические оценки

5.1. Непараметрические оценки

С учетом указанных выше соображений и с целью уточнения пределов сумм в модели (5) были получены предварительные непараметрические оценки.

Для выбора значений T_1 и T_2 были проанализированы профили зарплат работников, проходивших ДПО. В качестве примера, на рис. 1–3 представлены натуральные логарифмы почасовой реальной (в ценах января 2006 г.) зарплаты работников предприятия. На этих рисунках пунктиром показаны изменения данного показателя в контрольной группе. Сглаживание выполнено методом скользящего среднего с использованием весовой функции Епанечникова. Месяцы (по горизонтальной оси) отсчитываются от даты окончания обучения. Серым цветом показаны 95%-ные интервалы.

[8] С целью экономии места не будем все их подробно обсуждать, отметим лишь, что при сравнении следует учитывать стандартные ошибки.

Сравнения профилей зарплат работников, прошедших обучение, с соответствующими показателями контрольных групп, представленные на рис. 1–3, являются одним из обоснований необходимости использования предложенного в настоящей работе метода распределенной во времени DID применительно к рассматриваемой прикладной задаче. Лишь только в случае повышения квалификации (рис. 3) может быть использована методика двойной разности разностей (Bertrand et al., 2004; Вулдридж, 2009; Травкин, 2014), поскольку лишь только в этом случае (с учетом доверительных интервалов) возможна кусочно-линейная аппроксимация профилей зарплаты.

Изменение зарплат учеников (рис. 1) очень похоже на хорошо известный в литературе «провал Ашенфелтера» (Heckman et al., 1999), вызванный закономерностями «отбора» участников в программы обучения. Для учеников (рис. 1) существенные изменения зарплат наблюдаются в пределах 9 месяцев до и 11 месяцев после обучения. Нелинейность изменения зарплат для других групп обучавшихся не столь ярко выражена (см. рис. 2, 3), но для сохранения единообразия модели (исключения эффектов, связанных с изменением числа параметров) используются $T_1 = -8$ и $T_2 = 11$ в модели (5) для всех групп обучающихся.

Максимальные значения N_i (число эпизодов обучения для отдельных респондентов) в рамках рассмотренного периода наблюдения за предприятием оказались равными 2 для ученичества и 5 для переподготовки и повышения квалификации.

Одной из мотиваций настоящего исследования является получение оценки отдачи от ДПО, «очищенной» от эффекта изменения зарплаты, связанного с профессиональной мобильностью работников — сменой места занятости, служебных обязанностей или рода деятельности. В такой ситуации важен выбор контрольной группы, состоящей из работников с той же профессиональной мобильностью, как и прошедшие обучение респонденты. Для иллюстрации качества подбора контрольных групп сравним мобильность работников в выбранных группах для разных видов обучения. Поскольку смены профессиональных позиций у разных работников происходят в разное время, воспользуемся моделями дли-

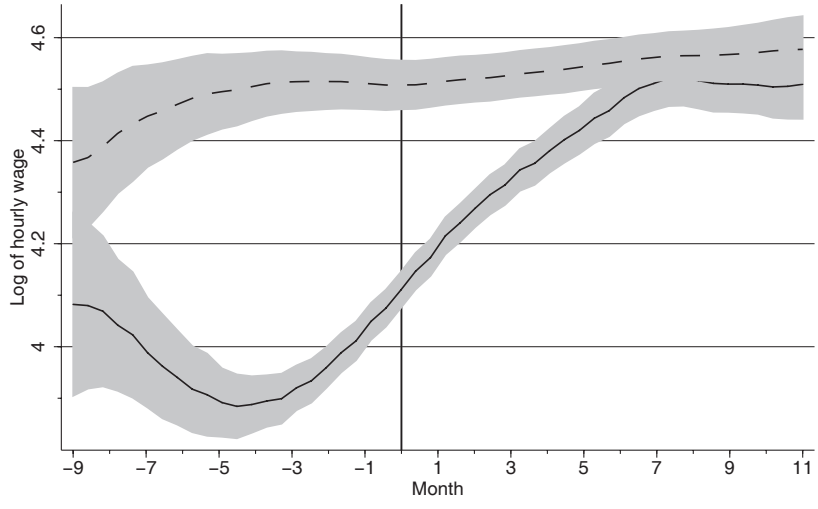


Рис. 1. Непараметрические оценки изменений логарифма зарплаты в расчете на час рабочего времени у работников, прошедших курсы ученичества (подготовка на рабочем месте)

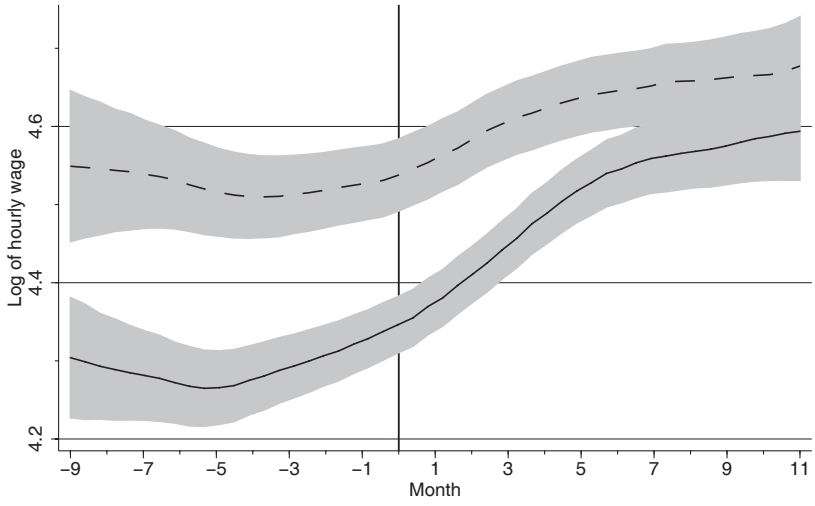


Рис. 2. Оценки, аналогичные рис. 1, для переподготовки

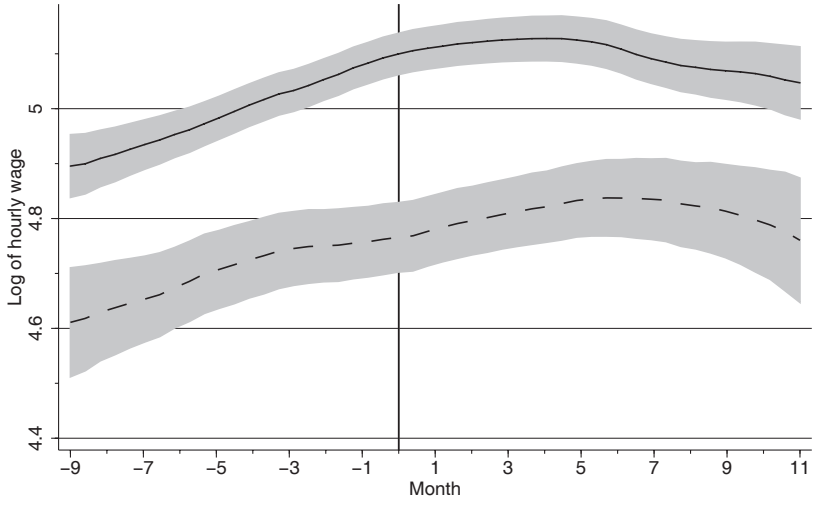


Рис. 3. Оценки, аналогичные рис. 1, для повышения квалификации

тельности (Florens et al., 1996; Cleves et al., 2010). Оценки соответствующих функций выживания показаны на рис. 4–6. На этих рисунках событием является мобильность: на левых графиках — факт увольнения по собственному желанию, на правых — внутрифирменная мобильность.

Функции выживания различаются на 5%-ном уровне значимости на левом графике рис. 4 начиная с 8-го месяца, а на правых графиках рис. 4 и 5 — с 1-го месяца[9]. В остальные месяцы статистически значимых различий на указанном уровне значимости нет.

[9] На рисунках не отображены доверительные интервалы, чтобы не перегружать изображения деталями.

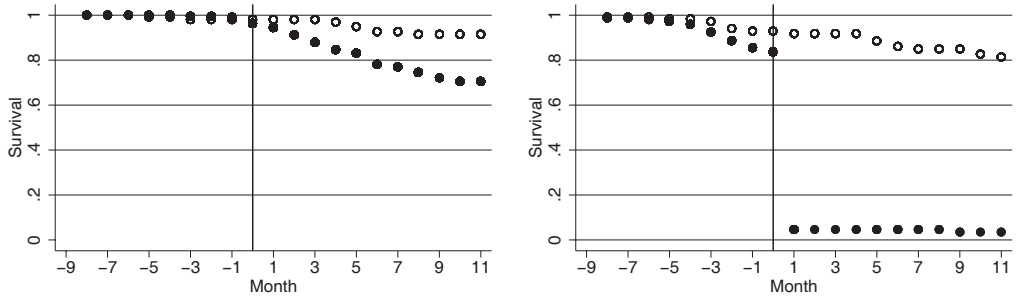


Рис. 4. Функции выживания Каплана–Мейера для работников, прошедших обучение в форме ученичества (черные маркеры), и представителей контрольной группы (маркеры без заполнения)

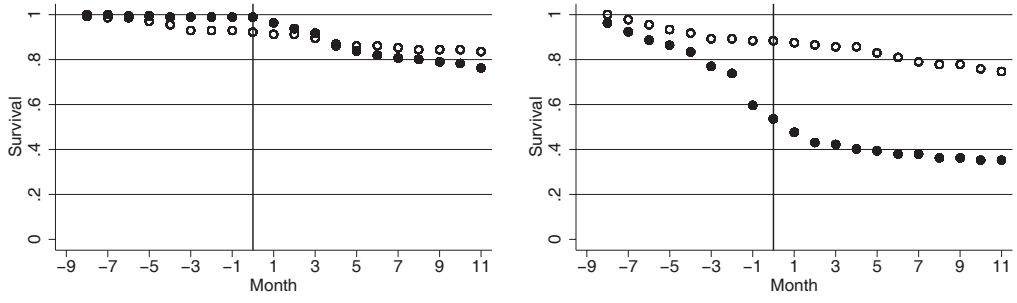


Рис. 5. Аналог рис. 4 для переподготовки

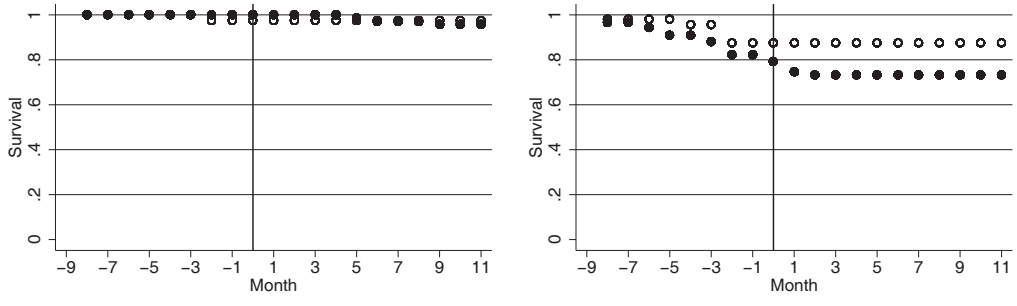


Рис. 6. Аналог рис. 4 для повышения квалификации

5.2. Оценки параметров модели

В таблице 3 приведены оценки некоторых параметров модели (5), выполненные методом наименьших квадратов для доходов, полученных работником на предприятии в расчете на час затрат рабочего времени и за месяц (натуральный логарифм соответствующих доходов был использован в качестве зависимой переменной). Параметры уравнений доходов в предложенной спецификации (5) оценивались для обучения в форме ученичества, курсов переподготовки и повышения квалификации.

В таблице 3 показаны оценки лишь некоторых параметров модели (5), представляющих интерес для дальнейшего обсуждения. Вектор x модели (5) при оценивании содержал значения следующих объясняющих и контролирующих переменных: стаж работы в рамках предприятия (линейное и квадратичное слагаемые), уровень образования (пять бинарных переменных, характеризующих уровни — от неполного среднего до высшего), пол респондента, семейный статус, число детей, перекрестные слагаемые (пол с семейным статусом и числом детей). Оценки параметров при перечисленных выше переменных, а также параметров $\gamma_j^{(1)}$, $\gamma_k^{(2)}$, $\delta_k^{(2)}$ и постоянного слагаемого, не отражены в табл. 3.

Таблица 3. Оценки некоторых параметров модели (5)

Объясняющие переменные	Заработная плата за час			Заработная плата за месяц		
	Ученичество	Переподготовка	Повышение квалификации	Ученичество	Переподготовка	Повышение квалификации
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tr	–0.290**	0.007	0.059	–0.425**	0.072	0.013
	(0.142)	(0.091)	(0.088)	(0.166)	(0.097)	(0.100)
Внутрифирменная мобильность (*mob*)	0.128***	0.069***	0.028***	0.112***	0.035***	0.041***
	(0.014)	(0.009)	(0.010)	(0.016)	(0.010)	(0.012)
Внешняя мобильность (*ext*)	–0.061***	–0.052***	0.038	–0.070***	–0.126***	–0.055**
	(0.023)	(0.018)	(0.025)	(0.027)	(0.019)	(0.028)
mob·tr	–0.127***	–0.032	0.002	–0.094***	0.005	0.010
	(0.021)	(0.020)	(0.025)	(0.025)	(0.021)	(0.029)
ext·tr	–0.007	–0.009		–0.013	0.082**	
	(0.035)	(0.035)		(0.042)	(0.037)	
$m_{-8}\cdot tr$	–0.128	–0.014	0.007	–0.064	–0.261**	–0.071
	(0.186)	(0.124)	(0.121)	(0.222)	(0.131)	(0.138)
$m_{-8}\cdot tr$	–0.102	–0.014	0.114	–0.018	–0.341***	0.187
	(0.181)	(0.122)	(0.120)	(0.214)	(0.129)	(0.137)
$m_{-6}\cdot tr$	–0.075	0.026	0.037	–0.010	–0.270**	0.029
	(0.174)	(0.119)	(0.117)	(0.205)	(0.126)	(0.134)
$m_{-5}\cdot tr$	0.058	–0.067	–0.013	0.030	–0.239*	0.141
	(0.167)	(0.116)	(0.116)	(0.197)	(0.123)	(0.132)
$m_{-4}\cdot tr$	0.122	0.042	–0.005	0.163	–0.108	0.220*
	(0.161)	(0.112)	(0.114)	(0.190)	(0.118)	(0.130)
$m_{-3}\cdot tr$	0.138	0.024	0.034	0.237	–0.109	0.099
	(0.159)	(0.109)	(0.114)	(0.187)	(0.116)	(0.130)
$m_{-2}\cdot tr$	0.147	–0.022	0.088	0.400**	–0.132	0.089
	(0.159)	(0.108)	(0.112)	(0.187)	(0.115)	(0.128)
$m_{-1}\cdot tr$	0.199	–0.003	0.093	0.461**	–0.038	0.223*
	(0.160)	(0.108)	(0.112)	(0.187)	(0.114)	(0.127)
$m_0\cdot tr$	0.641***	0.059	0.130	1.426***	–0.030	0.141
	(0.177)	(0.107)	(0.112)	(0.203)	(0.113)	(0.128)
$m_1\cdot tr$	0.274*	0.065	0.102	0.483***	0.065	0.238*
	(0.151)	(0.107)	(0.112)	(0.177)	(0.113)	(0.128)
$m_2\cdot tr$	0.355**	0.103	0.095	0.495***	–0.005	0.169
	(0.152)	(0.107)	(0.112)	(0.178)	(0.114)	(0.128)

Окончание табл. 3

Объясняющие переменные	Заработная плата за час			Заработная плата за месяц		
	Ученичество	Переподготовка	Повышение квалификации	Ученичество	Переподготовка	Повышение квалификации
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$m_3 \cdot tr$	0.385**	0.048	0.078	0.586***	0.007	0.310**
	(0.152)	(0.108)	(0.113)	(0.179)	(0.114)	(0.129)
$m_4 \cdot tr$	0.379**	0.155	0.088	0.489***	0.040	0.239*
	(0.154)	(0.108)	(0.114)	(0.180)	(0.115)	(0.130)
$m_5 \cdot tr$	0.409***	0.122	–0.007	0.563***	–0.028	0.172
	(0.153)	(0.110)	(0.115)	(0.179)	(0.116)	(0.131)
$m_6 \cdot tr$	0.537***	0.026	0.066	0.527***	–0.021	0.231*
	(0.153)	(0.111)	(0.116)	(0.179)	(0.117)	(0.133)
$m_7 \cdot tr$	0.449***	0.134	0.085	0.500***	–0.098	0.244*
	(0.153)	(0.112)	(0.124)	(0.179)	(0.119)	(0.141)
$m_8 \cdot tr$	0.528***	0.156	0.160	0.500***	–0.006	0.193
	(0.155)	(0.113)	(0.124)	(0.181)	(0.119)	(0.142)
$m_9 \cdot tr$	0.514***	0.044	0.125	0.444**	–0.209*	0.170
	(0.155)	(0.114)	(0.124)	(0.181)	(0.120)	(0.141)
$m_{10} \cdot tr$	0.419***	0.173	0.181	0.523***	–0.143	0.160
	(0.155)	(0.114)	(0.130)	(0.182)	(0.120)	(0.149)
$m_{11} \cdot tr$	0.504***	–0.013	0.130	0.574***	–0.071	0.088
	(0.156)	(0.114)	(0.132)	(0.183)	(0.120)	(0.150)
N	7203	10088	6147	7693	10641	6587
Adjusted R^2	0.236	0.184	0.305	0.218	0.195	0.312
F-статистика	38.6	37.7	43.2	37.3	42.5	47.7

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки. *, **, *** — коэффициенты значимы на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

5.3. Обсуждение результатов

Представленные в табл. 3 результаты согласуются с предварительными ожиданиями. Проанализируем полученные оценки параметров последовательно, сверху вниз — по строкам табл. 3.

Статистически значимый отрицательный коэффициент при переменной *tr* для учеников говорит об их более низкой зарплате (в среднем), как в почасовом расчете, так и за месяц, по сравнению с зарплатой контрольной группы в рамках использованного окна — 9 месяцев до и 11 месяцев после обучения.

Параметр при переменной *tr* для курсов переподготовки и повышения квалификации оказался статистически не значимым — зарплаты работников в периоды данных видов обучения сохранялись на уровне контрольных групп (при прочих равных условиях, определяемых значениями включенных в модель регрессоров).

Оценки параметров при переменной *mob* и перекрестном слагаемом *mob·tr* позволяют судить о возможных различиях кумулятивных эффектов внутрифирменной мобильности (в плане роста зарплат) в контрольной группе и у работников, прошедших обучение. Отсут-

ствие статистической значимости перекрестного слагаемого не отклоняет гипотезу о том, что эффекты мобильности в контрольной группе и у работников, прошедших обучение, одинаковы, когда речь идет о курсах переподготовки и повышения квалификации. Противоположные знаки равных по модулю коэффициентов (с учетом доверительных интервалов) при указанных выше переменных при анализе ученичества можно интерпретировать как временное снижение доходов учеников в период обучения. С экономической точки зрения это соответствует перекладыванию издержек, связанных с обучением, на учеников. Техническое объяснение данного результата заключается в особенностях кодировки переменной mob в использованной базе данных. Если будущий ученик находился в выборке до попадания в категорию учеников, значение mob увеличивалось на единицу при его переходе в ученики и еще раз увеличивалось на единицу, когда он заканчивал обучение. Для курсов переподготовки и повышения квалификации увеличение переменной mob на единицу происходило только один раз — в месяц внутрифирменной мобильности работника (нет увеличения mob в месяц начала обучения, как у учеников).

Отрицательные коэффициенты при переменной ext (лишь в уравнении почасовой оплаты для курсов повышения квалификации соответствующий параметр статистически незначим) говорят о том, что в рассматриваемый период времени предприятие в основном покидали низкооплачиваемые работники. Судя по положительному знаку при перекрестном слагаемом $ext{\cdot}tr$ (в колонке с оценкой параметров уравнения заработной платы за месяц), после переподготовки, к сожалению, увольнялись и более квалифицированные (высокооплачиваемые) работники. Увольнений работников, прошедших повышение квалификации, не наблюдалось (оценки соответствующих параметров при перекрестном слагаемом в табл. 3 отсутствуют). Последний результат согласуется с выводом Berger et al. (2001) о низкой мобильности работников, обучавшихся в рамках своих профессий.

Распределение эффектов обучения (повышения зарплаты) во времени в сравнении с контрольной группой описывают оценки параметров при перекрестных слагаемых $m_j{\cdot}tr$. Соответствующие оценки для учеников демонстрируют наличие разовых выплат в месяц окончания обучения. Пренебрегая этим переходным процессом, из первой колонки табл. 3 можно сделать вывод о примерно 30–70%-ном увеличении почасовой оплаты труда после ученичества (55–80%-ное повышение в уравнениях доходов за месяц — четвертая колонка).

Планируя настоящее эмпирическое исследование, авторы предполагали, что повышение зарплат работников является следствием мобильности: смены места работы, расширения производственных обязанностей, смены рода деятельности и т. п. Предполагалось, что мобильность может быть следствием прохождения некоторых видов профессионального обучения и механизмом повышения зарплаты, но зарплаты достаточно жестко «привязаны» к рабочим местам. Данное предположение подтверждает следующий результат, полученный в настоящей работе. Меньшая (по сравнению со случаем ученичества) разница в мобильности контрольной и исследуемой групп исключила статистически значимую связь обучения с изменением зарплаты в почасовом выражении в случаях переподготовки и повышения квалификации (вторая и третья колонки при перекрестных слагаемых $m_j{\cdot}tr$ в табл. 3).

Более чувствительными (статистически значимыми) в проведенном анализе оказались оценки параметров для уравнений зарплаты за месяц. Одним из объяснений такого результата может быть меньшее количество «шумов» в зависимой переменной при расчете зарплаты за месяц, что зачастую объясняется отсутствием четких регламентов учета рабочего

времени на предприятиях. Оценки наиболее интересных параметров уравнений зарплаты за месяц представлены в последних трех колонках табл. 3.

Большая разница в мобильности контрольной и анализируемой групп респондентов при анализе отдачи от ученичества не внесла существенных изменений при анализе зарплаты за месяц (четвертая колонка в табл. 3) по сравнению с почасовой зарплатой (первая колонка в табл. 3). Исключение составляет обнаружение роста ежемесячной зарплаты за 1–2 месяца до окончания периода ученичества.

Пятая колонка в табл. 3 не отклоняет гипотезу о неслучайном «отборе» работников на курсы переподготовки. Профессиональную переподготовку проходили работники, имевшие более низкие зарплаты по сравнению с контрольной группой за 5–8 месяцев до момента окончания обучения. Об этом говорят отрицательные оценки параметров при перекрестных слагаемых $m_{-8} \cdot tr - m_{-5} \cdot tr$ в этой колонке. Статистически незначимые оценки параметров при других перекрестных слагаемых вида $m_j \cdot tr$ в этой колонке согласуются с предположением о том, что результатом профессиональной переподготовки является внутрифирменная мобильность, приводящая к выравниванию зарплат обученных работников и представителей контрольной группы, совершивших те же самые профессиональные переходы, но без переподготовки. В качестве контрпримера можно привести результаты, представленные в табл. 8 и 9 работы (Аистов, Александрова, 2014), согласно которым в рамках FE моделей и метода DID (без учета мобильности респондентов в контрольной группе) наблюдается статистически значимая положительная отдача от переподготовки (даже в почасовом выражении).

Представленные в шестой колонке табл. 3 оценки параметров при перекрестных слагаемых $m_j \cdot tr$ показывают статистически значимое повышение зарплаты в отдельные месяцы (по сравнению с уровнем, наблюдавшимся за девять месяцев до повышения квалификации, за вычетом соответствующего изменения зарплаты контрольной группы). Статистически значимые коэффициенты в отдельные месяцы (без видимой закономерности) позволяют предположить, что в данном случае наблюдается отдача от специфического человеческого капитала (которым обладают работники, прошедшие повышение квалификации), а не от мобильности, хорошо контролируемой выбором соответствующей контрольной группы (рис. 6). Полученный результат говорит о том, что для данной категории работников мобильность является не единственным механизмом роста их ежемесячных доходов.

6. Заключение

Основным достоинством настоящей работы является предложенная в ней спецификация эконометрической модели, позволяющая проследить распределение во времени эффекта воздействия по методологии DID. Данная спецификация была использована для решения прикладной задачи — оценивание отдачи от ДПО. Под «отдачей» понималась статистически значимая связь с изменением доходов респондентов.

Для получения оценок параметров модели использованы ежемесячные индивидуальные (обезличенные) официальные данные о работниках российского металлургического предприятия за 2006–2010 гг.

Одной из особенностей данного исследования является выделение нескольких видов ДПО: переподготовка, повышение квалификации, обучение на рабочем месте (ученичество).

Выбор контрольной группы с наиболее близкой к группе воздействия мобильностью, сопоставление оценок параметров модели, полученных в настоящей работе для различных программ ДПО (с разным качеством выбора контрольной группы по критерию мобильности), позволили прийти к выводу, что для программ переподготовки (в рамках рассмотренного предприятия) изменение почасовых и ежемесячных доходов объясняется внутрифирменной мобильностью. Результаты качественно согласуются с предположением о неслучайном «отборе» работников предприятия в группы переподготовки: перед переподготовкой наблюдалось снижение ежемесячных зарплат работников.

В работе получена статистически значимая отдача от повышения квалификации для ежемесячной зарплаты в отдельные месяцы. Согласно используемой методике, данный результат не может быть объяснен только мобильностью (в рамках использованной в настоящей статье детализации), но может быть проявлением отдачи от специфического человеческого капитала в условиях отсутствия жесткой привязки зарплат к выделенным ступеням горизонтального и вертикального перемещения работника в рамках предприятия.

Ученичество в настоящей работе является контрпримером, в котором использована DID с «неудачным» выбором контрольной группы. В такой ситуации необходима корректная интерпретация полученных результатов. В случае значительных различий мобильности работников из группы воздействия и контрольной группы, использованная в работе методология DID не позволяет отделить «чистый» эффект ДПО от эффекта мобильности. Выбор контрольной группы с низкой мобильностью привел к статистически значимой отдаче от ученичества в плане роста доходов, как почасовых, так и ежемесячных. Сопоставление данного результата со статистически незначимой отдачей от переподготовки (когда мобильность контрольной группы была близка к мобильности группы воздействия) является отражением механизма повышения зарплат достаточно широкой категории работников. ДПО для них открывает возможности смены рода деятельности, служебных обязанностей, структурного подразделения и т. п. Реализация этих возможностей сопровождается повышением зарплат.

Благодарности. Настоящая работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 14-06-00253).

Список литературы

Аистов А., Александрова Е. (2014). Оценки индивидуальной отдачи от дополнительного профессионального обучения — пример промышленного предприятия. *Прикладная эконометрика*, 34 (2), 56–79.

Вулдридж Д. М. (2009). Оценивание методом разность разностей. *Квантиль,* 6, 25–47.

Денисова И., Лазарева О., Цухло С. (2011). Подготовка на производстве: российский опыт. В кн.: В. Гимпельсон, Р. Капелюшников (ред.). *Российский работник*: *образование*, *профессия*, *квалификация*, 462–515. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ.

Ениколопов Р. (2009). Оценивание эффекта воздействия. *Квантиль*, 6, 3–14.

Нестерова Д. В., Мальцева И. О. (2009) Внутрифирменная трудовая мобильность: карьера и заработная плата. *Препринт WP15/2009/10*. М.: Изд. дом ГУ–ВШЭ.

Травкин П. (2014). Оценка отдачи от дополнительного профессионального обучения российских работников: учет влияния способностей на заработную плату. *Прикладная эконометрика*, 33 (1), 51–70.

Abbring J. (2008). The event-history approach to program evaluation. In: D. L. Millimet, J. Smith, E. Vytlacil (eds.). *Advances in Econometrics*. Vol. 21. Modeling and evaluating treatment effects in econometrics, 33–55. Elsevier Science, Amsterdam.

Abbring J., Heckman J. (2007). Econometric evaluation of social programs. Part III: Distributional treatment effects, dynamic treatment effects, dynamic discrete choice, and general equilibrium policy evaluation. In: J. J. Heckman and E. Leamer (eds.). *Handbook of Econometrics*, 6B, 5145–5303.

Albert C., Garcia-Serrano C., Hernanz V. (2010). On-the-job training in Europe: Determinants and wage returns. *International Labour Review*, 149 (3), 315–341.

Arulampalam W., Bryan M., Booth A. (2004). Training in Europe. *Journal of the European Economic Association*, 2 (2–3), 346–360.

Ashenfelter O. (1978). Estimating the effect of training programs on earnings. *Review of Economics and Statistics*, 60 (1), 47–57.

Ashenfelter O. (1987). The case for evaluating training programs with randomized trials. *Economics of Education Review*, 6 (4), 333–338.

Ashenfelter O. (2014). The early history of program evaluation and the department of labor. *Industrial and Labor Relations Review*, 67 (Suppl.), 574–577.

Ashenfelter O., Card D. (1985). Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs. *The Review of Economics and Statistics*, 67 (4), 648–660.

Barnow B. (1977). Bias in the estimates of treatment effects in quasi-experimental evaluations. *ASPER Technical Analysis Paper* No. 53. Washington, DC/U.S. Department of Labor.

Barnow B. (1986). Evaluating employment and training programs. *Evaluation and Program Planning*, 9 (1), 63–72.

Barnow B., Smith J. (2009). What we know about the impacts of workforce investment programs. In: M. Tousaint-Comeau, B. Meyer (eds.). *Strategies for Improving Economic Mobility Programs*. Kalamazoo, MI. W. E.Upjohn Institute for Employment Research, 165–178.

Berger M. C., Earle J. S., Sabirianova Peter K. (2001). Worker training in a restructuring economy: Evidence from the Russian transition. In: S. W. Polachek (ed.). *Worker Wellbeing in a Changing Labor Market*, 159–189. W. E. Upjohn Institute for Employment Research.

Bertrand M., Duflo E., Mullainathan S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 119, 249–275.

Bills D. B., Hodson R. (2007). Worker training: A review, critique, and extension. *Research in Social Stratification and Mobility*, 25 (4), 258–272.

Card D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrics*, 69, 1127–1160.

Cleves M., Gould W. W., Gutierrez R. G., Marchenko Y. (2010). *An introduction to survival analysis using Stata* (*3rd edition*). College Station, TX: Stata Press.

De Beyer J. (1990). The incidence and impact on earnings of formal training provided by enterprises in Kenya and Tanzania. *Economics of Education Review*, 9 (4), 321–330.

Fitzenberger B., Lickleder S., Zwiener H. (2015). Mobility across firms and occupations among graduates from apprenticeship. *Labour Economics*, 34, 138–151.

Florens J.-P., Fougere D., Mouchart M. (1996). Duration models. In: L. Mátyás, P. Sevestre (eds.). *The econometrics of panel data: A handbook of the theory with applications*, 491–536. Springer.

Gibbons R., Katz L., Lemieux T., Parent D. (2005) Comparative advantage, learning and sectoral wage determination. *Journal of Labor Economics*, 23 (4), 681–724.

Gibbons R., Waldman M. (2006) Enriching a theory of wage and promotion dynamics inside firm. *Journal of Labor Economics*, 24 (1), 59–107.

Hashimoto M. (1981) Firm specific capital as a shared investment. *American Economic Review*, 71 (3), 475–482.

Heckman J. J., Lalonde R. J., Smith J. A. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In: A. Ashenfelter, D. Card (eds.). *Handbook of labor economics*, Vol. 3. Elsevier.

Heckman J., Ichimura H., Todd P. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*, 64 (4), 605–654.

Iacus S. M., King G., Porro G. (2011). Multivariate matching methods that are monotonic imbalance bounding. *Journal of the American Statistical Association*, 106 (493), 345–361.

Iacus S. M., King G., Porro G. (2012). Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20 (1), 1–24.

Imbens G. W., Wooldridge J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47 (1), 5–86.

King G., Nielsen R. (2016). Why propensity scores should not be used for matching. http://j.mp/1sexgVw.

Leuven E., Oosterbeek H. (2008). An alternative approach to estimate the wage returns to private-sector training. *Journal of Applied Econometrics*, 23 (4), 423–434.

Maddala G. S., Lee L. (1976). Recursive models with qualitative endogenous variables. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5 (4), 525–545.

Meyer B. D. (1995). Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (2), 151–161.

Parent D. (1999). Wages and mobility: The impact of employer-provided training. *Journal of Labor Economics*, 17 (2), 298–317.

Parent D. (2003). Employer-supported training in Canada and its impact on mobility and wages. *Empirical Economics*, 28 (3), 431–459.

Rosenbaum P. R., Rubin D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70 (1), 41–55.

Rubin D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66 (5), 688–701.

Поступила в редакцию 11.04.2016;
принята в печать 11.08.2016.

Aistov A., Aleksandrova E. Time-distributed difference-in-differences approach: The case of wage returns to training. *Applied Econometrics*, 2016, v. 43, pp. 5–28.

Andrey Aistov
National Research University Higher School of Economics, Nizhny Novgorod, Russian Federation;
aaistov@hse.ru

Ekaterina Aleksandrova
National Research University Higher School of Economics, Saint Petersburg, Russian Federation;
ea.aleksandrova@hse.ru

Time-distributed difference-in-differences approach: The case of wage returns to training

In this article we introduce econometric model specification that describes time-distributed treatment effect basing on the difference-in-differences approach. It gives us possibility to control for mobility in estimates of wage returns to professional training on the data of a Russian enterprise of 2006–2010. We show that wage growth after some kinds of professional trainings is well explained by the mobility.

Keywords: earnings function; difference-in-differences; treatment effect; panel data; internal labour market; training; mobility.

JEL classification: J24; J31; M51; M53.

References

Aistov A., Aleksandrova E. (2014). Individual returns to training: Evidence from Russian firm. *Applied Econometrics*, 34 (2), 56–79 (in Russian).

Wooldridge J. M. (2009). Difference-in-differences estimation. *Quantile*, 6, 25–47 (in Russian).

Denisova I., Lazareva O., Cuhlo S. (2011). Podgotovka na proizvodstve: rossijskij opyt. In: V. Gimpel'son, R. Kapeljushnikov (red.). *Rossijskij rabotnik*: *obrazovanie*, *professija*, *kvalifikacija*, 462–515. NRU HSE (in Russian).

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

Nesterova D. V., Maltseva I. O. (2009). Intrafirm labor mobility: Career and wages. *Working paper WP15/2009/10*, NRU HSE (in Russian).

Travkin P. (2014). The impact of the on-the-job training on Russian worker's salary: The effect of abilities approach. *Applied Econometrics*, 33 (1), 51–70 (in Russian).

Abbring J. (2008). The event-history approach to program evaluation. In: D. L. Millimet, J. Smith, E. Vytlacil (eds.) *Advances in Econometrics*. Vol. 21. Modeling and evaluating treatment effects in econometrics, 33–55. Elsevier Science, Amsterdam.

Abbring J., Heckman J. (2007). Econometric evaluation of social programs. Part III: Distributional treatment effects, dynamic treatment effects, dynamic discrete choice, and general equilibrium policy evaluation. In: J. J. Heckman and E. Leamer (eds.). *Handbook of Econometrics*, 6B, 5145–5303.

Albert C., Garcia-Serrano C., Hernanz V. (2010). On-the-job training in Europe: Determinants and wage returns. *International Labour Review*, 149 (3), 315–341.

Arulampalam W., Bryan M., Booth A. (2004). Training in Europe. *Journal of the European Economic Association*, 2 (2–3), 346–360.

Ashenfelter O. (1978). Estimating the effect of training programs on earnings. *Review of Economics and Statistics*, 60 (1), 47–57.

Ashenfelter O. (1987). The case for evaluating training programs with randomized trials. *Economics of Education Review*, 6 (4), 333–338.

Ashenfelter O. (2014). The early history of program evaluation and the department of labor. *Industrial and Labor Relations Review*, 67 (Suppl.), 574–577.

Ashenfelter O., Card D. (1985). Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs. *The Review of Economics and Statistics*, 67 (4), 648–660.

Barnow B. (1977). Bias in the estimates of treatment effects in quasi-experimental evaluations. *ASPER Technical Analysis Paper* No. 53. Washington, DC/U.S. Department of Labor.

Barnow B. (1986). Evaluating employment and training programs. *Evaluation and Program Planning*, 9 (1), 63–72.

Barnow B., Smith J. (2009). What we know about the impacts of workforce investment programs. In: M. Tousaint-Comeau, B. Meyer (eds.). *Strategies for Improving Economic Mobility Programs*. Kalamazoo, MI. W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 165–178.

Berger M. C., Earle J. S., Sabirianova Peter K. (2001). Worker training in a restructuring economy: Evidence from the Russian transition. In: S. W. Polachek (ed.). *Worker Wellbeing in a Changing Labor Market*, 159–189. W. E. Upjohn Institute for Employment Research.

Bertrand M., Duflo E., Mullainathan S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 119, 249–275.

Bills D. B., Hodson R. (2007). Worker training: A review, critique, and extension. *Research in Social Stratification and Mobility*, 25 (4), 258–272.

Card D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrics*, 69, 1127–1160.

Cleves M., Gould W. W., Gutierrez R. G., Marchenko Y. (2010). *An introduction to survival analysis using Stata (3rd edition)*. College Station, TX: Stata Press.

De Beyer J. (1990). The incidence and impact on earnings of formal training provided by enterprises in Kenya and Tanzania. *Economics of Education Review*, 9 (4), 321–330.

Fitzenberger B., Lickleder S., Zwiener H. (2015). Mobility across firms and occupations among graduates from apprenticeship. *Labour Economics*, 34, 138–151.

Florens J.-P., Fougere D., Mouchart M. (1996). Duration models. In: L. Mátyás, P. Sevestre (eds.). *The econometrics of panel data: A handbook of the theory with applications*, 491–536. Springer.

Gibbons R., Katz L., Lemieux T., Parent D. (2005) Comparative advantage, learning and sectoral wage determination. *Journal of Labor Economics*, 23 (4), 681–724.

Gibbons R., Waldman M. (2006) Enriching a theory of wage and promotion dynamics inside firm. *Journal of Labor Economics*, 24 (1), 59–107.

Hashimoto M. (1981) Firm specific capital as a shared investment. *American Economic Review*, 71 (3), 475–482.

Heckman J. J., Lalonde R. J., Smith J. A. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In: A. Ashenfelter, D. Card (eds.). *Handbook of labor economics*, Vol. 3. Elsevier.

Heckman J., Ichimura H., Todd P. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*, 64 (4), 605–654.

Iacus S. M., King G., Porro G. (2011). Multivariate matching methods that are monotonic imbalance bounding. *Journal of the American Statistical Association*, 106 (493), 345–361.

Iacus S. M., King G., Porro G. (2012). Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20 (1), 1–24.

Imbens G. W., Wooldridge J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47 (1), 5–86.

King G., Nielsen R. (2016). Why propensity scores should not be used for matching. http://j.mp/1sexgVw.

Leuven E., Oosterbeek H. (2008). An alternative approach to estimate the wage returns to private-sector training. *Journal of Applied Econometrics*, 23 (4), 423–434.

Maddala G. S., Lee L. (1976). Recursive models with qualitative endogenous variables. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5 (4), 525–545.

Meyer B. D. (1995). Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (2), 151–161.

Parent D. (1999). Wages and mobility: The impact of employer-provided training. *Journal of Labor Economics*, 17 (2), 298–317.

Parent D. (2003). Employer-supported training in Canada and its impact on mobility and wages. *Empirical Economics*, 28 (3), 431–459.

Rosenbaum P. R., Rubin D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70 (1), 41–55.

Rubin D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66 (5), 688–701.

Received 11.04.2016; accepted 11.08.2016.