

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ НА ЗАРАБОТНУЮ ПЛАТУ РАБОТНИКА

В статье предлагается новый метод оценки влияния эффекта образования на зарплату работника: с помощью обобщенной модели Хекмана с переключением. Использование данного метода позволяет избежать систематической ошибки отбора за счет эндогенного учета неслучайного включения индивидов в число как работающих, так и обладателей высшего образования. Названная модель позволяет оценивать целесообразность получения индивидом высшего образования с точки зрения изменения его ожидаемого дохода. Анализ распределения эффекта уровня образования на зарплату среди работников дает возможность судить об эффективности системы высшего образования в обеспечении населения значимыми на рынке труда навыками и компетенциями.

Одной из основных функций института высшего образования является обеспечение индивидов востребованными на рынке труда знаниями и умениями [1]. Об эффективности реализации данной функции можно косвенно судить по надбавке к заработной плате работников с высшим образованием.

Для адекватной оценки данного вознаграждения следует сравнить уровень заработной платы индивида при условии наличия высшего образования и без него. Получение такой информации на практике бывает затруднительным в тех случаях, когда характеристики индивида существенно различаются до и после окончания высшего учебного заведения (ВУЗ). Поэтому разница в зарплате до и после получения высшего образования может отражать не только эффект последнего, но и воздействие иных социально-экономических факторов: предубеждения работодателей в отношении индивидов студенческого возраста, отсутствие у индивида достаточного коммуникативного опыта и т.д. Увеличение зарплаты индивида могло бы также произойти и без получения им высшего образования, в результате повышения опыта и знаний альтернативным образом: при прохождении онлайн-курсов, путем самообучения и т. д. Однако если индивид уже получил высшее образование, то информация о том, какой доход он бы имел, воспользовавшись альтернативными способами развития своих навыков, остается неизвестной и не может быть получена экспериментальным способом.

Сравнение зарплат людей с высшим образованием и без него также не может служить адекватным критерием оценки рассматриваемого вознаграждения в силу неслучайного отбора в число тех, кто заканчивает высшие учебные заведения. Поступлению в университет предшествует конкурсный отбор. Часть тех, кто его проходит, впоследствии может отсеиваться из-за неуспеваемости. В результате диплом о высшем образовании, как правило, получают наиболее мотивированные и способные индивиды. Они изначально имеют преимущество по востребованным на рынке труда характеристикам (например трудолюбия или знаний) перед теми, кто не заканчивает обучение в университете. Следовательно, разница в зарплатах этих двух социальных категорий будет обусловлена не только высшим образованием, но и изначальным преимуществом тех, кто смог обеспечить себе возможность получить высшее образование.

В данной работе с целью преодоления обозначенной выше проблемы используется обобщенный метод Хекмана с переключением [2]. Использование оценок параметров, полученных с помощью данного метода, при соблюдении некоторых допущений, позволяет «очистить» оценку влияния высшего образования на зарплату от смещения, вызванного неслучайным отбором индивидов в число получателей высшего образования.

Методология оценивания эффекта образования на зарплату. Наиболее часто используемая в современных экономических исследованиях модель индивидуальной заработной платы была предложена Д. Минцером [3]:

$$\ln(w) = \beta + \rho s + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2 + \phi(X) + \tau, \quad (1)$$

где w – зарплата индивида; s – число лет, потраченных на получение образования; x – опыт работы; $\phi(X)$ – функция вектора других индивидуальных характеристик X ; τ – функция случайного вектора ненаблюдаемых характеристик (случайная ошибка).

Популярность данной модели во многом обусловлена устойчивостью оценок применительно к различным наборам данных [4]. Коэффициенты ρ и α_1 , обычно больше нуля, означают, что вложения в образование и преумножение опыта работы положительно связаны с уровнем заработной платы. Коэффициент α_2 , как правило, отрицателен, что свидетельствует о вогнутости функциональной связи между зарплатой и рабочим стажем.

На базе модели Д. Минцера возник обильный пласт литературы, посвященной влиянию качества образования на уровень оплаты труда работников [4-6]. Как отмечено выше, одной из основных проблем оценки этого влияния является неслучайное распределение индивидов по различным уровням образования. Существуют два основных подхода к решению этой проблемы: *структурный (structural)* и *опирающийся на эффект воздействия (treatment effect)* [6].

Структурный подход моделирует принятие индивидом решения о получении образования по результатам сопоставления издержек и выгод (cost-benefit analysis). Как правило, в качестве выгод рассматривается разница между ожидаемой зарплатой индивида в случае получения определенного уровня образования и без него. К издержкам относится выраженная в денежном отношении разница между отрицательными (временные и финансовые затраты) и положительными (личностный рост, университетская атмосфера и т. д.) аспектами получения соответствующего уровня образования. Разница издержек и выгод обычно оценивается с помощью обобщенной модели Роя [7], либо метода максимального правдоподобия, опирающегося на допущения о распределении функций от ненаблюдаемых компонент этой разницы, либо за счет непараметрических методов [5]. Одним из недостатков данного подхода является предположение, что индивид имеет, по крайней мере, приблизительное представление о выгодах, которые он приобретет от получения соответствующего уровня образования, в частности, насколько это увеличит его ожидаемую заработную плату. Кроме того, данный подход слабо применим к российским реалиям, где, помимо финансовой выгоды, ярко выражены иные стимулы к получению высшего образования, например, желание избежать призыва на срочную военную службу.

Подход, опирающийся на эффект воздействия (treatment effect), предполагает применение таких техник, как мэтчинг [4] и метод инструментальных переменных [8]. Использование мэтчинга требует соблюдения основательного допущения о том, что индивиды со сходными наблюдаемыми характеристиками имеют аналогичные значения ненаблюдаемых характеристик. Данное допущение редко соблюдается на практике, особенно, если наблюдается лишь небольшая часть индивидуальных характеристик. Так, спорным является предположение, что два человека имеют равные интеллектуальные способности (ненаблюдаемая характеристика), на основании того, что они сходны по возрасту, семейному положению, стажу, месту проживания и здоровью (типичные наблюдаемые характеристики). Следовательно, по разнице в зарплатах индивидов со сходными наблюдаемыми характеристиками, но различными уровнями образования, нельзя точно судить об эффекте воздействия образования на уровень заработной платы, так как рассматриваемые индивиды могут существенно различаться по не-

наблюдаемым характеристикам, что не позволяет избавиться от систематической ошибки отбора. Недостатком метода инструментальных переменных является отсутствие учета связи между ненаблюдаемыми характеристиками, которые влияют как на вероятность получения определенного уровня образования, так и на ожидаемую заработную плату. Величины оценок эффекта образования могут также зависеть от выбранного инструмента, тем самым оставляя открытым вопрос о его адекватности.

В отечественных исследованиях [9-11] проблема оценивания влияния эффекта образования на зарплату индивидов рассмотрена с использованием данных российского мониторинга экономического положения и здоровья населения [12], а также различных способов измерения качества вуза (средний вступительный балл по ЕГЭ, рейтинг вузов Министерства образования РФ, наличие НИУ или другого статуса), показавших его положительную связь с уровнем оплаты труда [9-11]. Особенно интенсивной связью оказалась для экономических и технических специальностей [9; 11].

В предшествовавших отечественных исследованиях остался открытым вопрос учета неслучайного отбора в число тех, кто получает высшее образование. Вследствие этого оценки воздействия эффекта образования на зарплату могли оказаться смещенными, поскольку непосредственный эффект и его часть, обусловленная неслучайным отбором, не были дифференцированы. Возможность наличия данной проблемы была ранее отмечена в [11], однако методы ее решения не использовались в силу методологических ограничений.

В данной работе предлагается новый подход к оценке влияния эффекта образования на уровень зарплаты, позволяющий, при соблюдении определенных условий, избежать систематической ошибки отбора. Учет неслучайного отбора в число занятых и обладателей диплома о высшем образовании осуществляется за счет одновременной оценки системы из трех уравнений: занятости, высшего образования и зарплаты. Исходя из того, что образование, в рамках данной модели, является эндогенной переменной, можно оценить ожидаемую заработную плату индивида в зависимости от наличия и отсутствия высшего образования, отделив эффект неслучайного отбора от непосредственного эффекта образования.

Эконометрическая модель. Используемая в данном исследовании модель является частным случаем обобщенной модели Хекмана с переключением [2].

Предполагается следующий процесс генерации данных:

$$work_i^* = w'_{1i}\gamma_1 + u_{1i}, \quad (2)$$

$$work_i = \begin{cases} 1, & \text{если } work_{si}^* \geq 0, \text{ т.е. } u_{1i} \geq -w'_{1i}\gamma_1, \\ -1, & \text{если } work_{si}^* < 0, \text{ т.е. } u_{1i} < -w'_{1i}\gamma_1, \end{cases} \quad (3)$$

$$educ_i^* = w'_{2i}\gamma_2 + u_{2i}, \quad (4)$$

$$educ_i = \begin{cases} 1, & \text{если } educ_{2i}^* \geq 0, \text{ т.е. } u_{2i} \geq -w'_{2i}\gamma_2, \\ -1, & \text{если } educ_{2i}^* < 0, \text{ т.е. } u_{2i} < -w'_{2i}\gamma_2, \end{cases} \quad (5)$$

$$\ln(wage)_i^* = \begin{cases} x'_i\beta + \alpha + (\varepsilon_i | educ_i = 1), & \text{если } educ_i = 1 \\ x'_i\beta + (\varepsilon_i | educ_i = -1), & \text{если } educ_i = -1 \end{cases} \quad (6)$$

$$(u_{1i}, u_{2i}, \varepsilon_i) \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_0 & \rho_1\sigma \\ \rho_0 & 1 & \rho_2\sigma \\ \rho_1\sigma & \rho_2\sigma & \sigma^2 \end{bmatrix} \right), \quad (7)$$

$$\ln(wage)_i = \begin{cases} \ln(wage)_i^*, & \text{если } work_i = 1, \\ \text{не наблюдаем,} & \text{если } work_i = -1, \end{cases} \quad i \in \{1, \dots, n\}, \quad (8)$$

где $work$ и $educ$ – уравнения на занятость и высшее образование соответственно. Через α обозначен эффект образования на зарплату. Векторы x_i, w_{1i}, w_{2i} содержат характеристики i -го индивида; $\beta, \gamma_1, \gamma_2$ – соответствующие им векторы коэффициентов, с которыми данные характеристики входят в рассматриваемые уравнения. Наконец, предполагается, что ошибки $\varepsilon_i, u_{1i}, u_{2i}$ подчиняются совместному нормальному распределению.

Предложенная модель оценивается с помощью метода максимального правдоподобия. Функция правдоподобия имеет вид:

$$\begin{aligned} L(\alpha, \alpha_2, \beta, \gamma_1, \gamma_2, \rho_0, \rho_1, \rho_2, \sigma) = & \prod_{i \in A \cap B} F_{(-u_{1i}, -u_{2i}) | \varepsilon_i = \ln(w_i) - x_i' \beta - \alpha} (w_i' \gamma_1, w_i' \gamma_2) f_{\varepsilon_i} (\ln(w_i) - x_i' \beta - \alpha) \times \\ & \times \prod_{i \in A \cap B} F_{(-u_{1i}, u_{2i}) | \varepsilon_i = \ln(w_i) - x_i' \beta} (w_i' \gamma_1, -w_i' \gamma_2) f_{\varepsilon_i} (\ln(w_i) - x_i' \beta) \times \prod_{i \in A \cap B} F_{(u_{1i}, -u_{2i}) | \varepsilon_i = \ln(w_i) - x_i' \beta} (-w_i' \gamma_1, w_i' \gamma_2) \times \\ & \times \prod_{i \in A \cap B} F_{(u_{1i}, u_{2i}) | \varepsilon_i = \ln(w_i) - x_i' \beta} (-w_i' \gamma_1, -w_i' \gamma_2), \end{aligned} \quad (9)$$

где F_ξ и f_ξ – функции распределения и плотности случайного вектора ξ , а множества A и B включают индексы всех работающих и имеющих высшее образование индивидов соответственно.

Для ускорения сходимости оптимизационного алгоритма в качестве начальных точек были взяты оценки параметров, полученные с помощью двухшаговой процедуры [2].

Введем обобщенное отношение Миллса:

$$\lambda^\xi(x) = [\nabla F_\xi(x)] / [F_\xi(x)]. \quad (10)$$

Обозначим в точке x i -ю компоненту этого отношения $\lambda_i^\xi(x)$.

Используя свойства усеченного многомерного нормального распределения, подробно описанные в [2], получим:

$$E(\ln(wage)_i^*) = \begin{cases} x_i \beta + \underbrace{\alpha}_{\text{эффект образования}} + \underbrace{\sigma \rho_1 \lambda_1^{(-u_{1i}, -u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, \gamma_2 w_{2i})}_{\text{смещение отбора по занятости}} + \\ + \underbrace{\sigma \rho_2 \lambda_2^{(-u_{1i}, -u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, \gamma_2 w_{2i})}_{\text{смещение отбора по образованию}}, & \text{если } educ_i = 1, \\ x_i \beta + \underbrace{\sigma \rho_1 \lambda_1^{(-u_{1i}, u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, -\gamma_2 w_{2i})}_{\text{смещение отбора по занятости}} - \\ - \underbrace{\sigma \rho_2 \lambda_2^{(-u_{1i}, u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, -\gamma_2 w_{2i})}_{\text{смещение отбора по образованию}}, & \text{если } educ_i = -1. \end{cases} \quad (11)$$

Предельный эффект высшего образования на ожидаемую заработную плату может быть представлен следующим образом:

$$\begin{aligned} & E(\ln(wage)_i^* | educ_i = 1) - E(\ln(wage)_i^* | educ_i = -1) = \\ & = \underbrace{\alpha}_{\text{эффект образования}} + \underbrace{\sigma \rho_1 (\lambda_1^{(-u_{1i}, -u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, \gamma_2 w_{2i}) - \lambda_1^{(-u_{1i}, u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, -\gamma_2 w_{2i}))}_{\text{разница в смещении отбора по занятости в зависимости от условия на занятость}} + \\ & + \underbrace{\sigma \rho_2 (\lambda_2^{(-u_{1i}, -u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, \gamma_2 w_{2i}) + \lambda_2^{(-u_{1i}, u_{2i})} (\gamma_1 w_{1i}, -\gamma_2 w_{2i}))}_{\text{разница в смещении отбора по образованию в зависимости от условия на образование}}. \end{aligned} \quad (12)$$

К интерпретации представленного предельного эффекта следует подходить крайне аккуратно. Эффект образования α отражает изменение в ожидаемой оплате труда безотносительно смещения отбора, т. е. независимо от того, должен ли индивид, согласно имеющимся у него характеристикам, принадлежать к числу занятых или обладателей диплома о высшем образовании. Если наличие высшего образования положительно сказывается на зарплате, то коэффициент α будет больше нуля.

Коэффициент ρ_2 окажется положительным, если премия за ненаблюдаемые характеристики больше для тех, кто имеет высшее образование, чем для индивидов, не окончивших высшее учебное заведение. Исследователи американского рынка труда обнаружили положительный отбор в число обладателей высшего образования [6]. Однако имеются существенные причины, по которым коэффициент ρ_2 может оказаться отрицательным для российского рынка труда.

Во-первых, российская система высшего образования не направлена на развитие востребованных на рынке труда гибких навыков (soft skills) [13], в то время как их роль в формировании зарплаты работника является существенной [14;15]. При этом те, кто не получали высшего образования, могли либо уже обладать достаточным для получения удовлетворяющей их работы объемом гибких навыков, либо, за счет большего количества свободного времени или раннего карьерного старта, заниматься их развитием. Поэтому преимущество в распределении гибких навыков могут иметь люди, не имеющие высшего образования. Следовательно, чем сильнее влияние гибких навыков на зарплату, тем существенней может оказаться смещение коэффициента ρ_2 в область отрицательных значений.

Во-вторых, высшее образование в России является более массовым, чем в развитых европейских странах и США. Доступность высшего образования достигается, в частности, за счет того, что конкурсный отбор также является менее жестким, а значит, устанавливаемая им граница между людьми с более и менее развитыми навыками оказывается достаточно размытой. Следовательно, преимущество людей с высшим образованием по ряду характеристик, влияющих и на прохождение конкурсного отбора, и на оплату труда, может оказаться несущественным.

Эмпирическая база исследования. Анализ был осуществлен на данных РМЭЗ за 2011 г. [12]. Выборка состоит из мужчин в возрасте от 25 до 40 лет включительно. Нижняя граница возрастного интервала обусловлена тем, что к 25-летнему возрасту большинство людей в России заканчивают обучение и выходят на рынок труда. Верхняя граница установлена на уровне, позволяющем исключить из выборки тех, кто оканчивал ВУЗ в СССР, что обеспечивает большую степень однородности выборки с точки зрения специфики полученного образования. Выбор 2011 г. связан с тем, что лишь в этом и 2006 г. респондентам задавался вопрос об образовании родителей, ответ на который важно учитывать при моделировании механизма получения индивидом высшего образования [6]. Наконец, в выборке представлены мужчины в силу того, что механизмы участия женщин на рынке труда существенно различаются [16]. При этом предлагаемая в данной статье модель может быть оценена и по выборке из женщин.

Зависимой переменной в уравнении образования является наличие у индивида высшего образования (включая ученые степени и аспирантуру). Такое ранжирование качества образования весьма приблизительно, поскольку само высшее образование также может различаться в зависимости, например, от качества вуза [9-11]. Кроме того, спрос рынка труда на кандидатов и докторов наук в отличие от прочих индивидов с высшим образованием может обладать собственной, не учитываемой в данном исследовании спецификой [17]. Однако более детальный анализ привел

бы к «истощению» выборки, поскольку подробную информацию можно получить об образовании не всех индивидов. Это могло бы негативно сказаться на точности оценок используемого метода, поскольку их свойства являются асимптотическими. Также пришлось бы прибегать к использованию других баз данных, которые не всегда содержат подробную информацию о других существенных характеристиках индивидов, таких как, например, образование родителей.

В качестве независимых переменных в уравнении образования выступают образование родителей, обучение в лицее, а также тип населенного пункта, в котором окончена школа.

Уравнения зарплаты и занятости были специфицированы классическим образом и включают стандартный набор независимых переменных*, описательные статистики которых представлены в табл. 1 и 2.

Таблица 1

Описательные статистики для индивидов с высшим образованием, 338 наблюдений

Переменная	Среднее значение	Медианное значение	Стандартное отклонение среднего
Зарплата	26122	20000	936
Стаж (лет)	9,27638	9	0,27303
Средняя зарплата по региону	22784	18773	475
Региональный уровень безработицы	5,85562	6	0,13037
Возраст	31,31361	31	0,23354
	Доля		Количество
Москва или С.-Петербург	0,15089		51
Областной центр	0,44083		149
Город	0,24852		84
Субъективная оценка здоровья (хорошая или очень хорошая)	0,61538		208
Наличие несовершеннолетних детей	0,61538		208
Официальный брак	0,65089		220
Мать имела высшее образование	0,42604		144
Отец имел высшее образование	0,40533		137
Окончил гимназию или лицей	0,14793		50
Окончил школу в Москве или С.-Петербурге	0,10947		37
Окончил школу в областном центре	0,37870		128
Окончил школу в городе	0,30473		103
Работает	0,93491		316

Средняя и медианная зарплаты работников с высшим образованием заметно выше: приблизительно на 40 и 25% соответственно. При этом доля незанятых среди них меньше примерно в 2,5 раза. С точки зрения этих показателей образованные работники занимают более выгодные позиции на рынке труда. Однако первичный анализ не позволяет установить, какая часть этого преимущества обусловлена непосредственным эффектом образования на зарплату и занятость, а какая – смещением отбора.

Наблюдаются существенные различия в распределении наблюдаемых характеристик людей с высшим образованием и без него. Так, среднее и медианное значения стажа больше для работников без высшего образования, приблизительно, на два года. Это может быть связано с тем, что не получившие высшего образования, имеют возможность раньше начать трудовую деятельность. Кроме того, получившие высшее образование, как правило, проживают в крупных городах и областных центрах. Такое распределение вызвано, скорее всего, тем, что в больших городах выше концентрация высших учебных заведений и высокооплачиваемых предложений на рынке труда, требующих высокой квалификации [18]. Наконец, люди с выс-

* Обзор классических детерминантов заработной платы и занятости на российском рынке труда может быть найден, например, в [2] или [11].

шим образованием, чаще учились в гимназии или лицее, а также часто были выходцами из семей, где один или оба родителя оканчивали высшее учебное заведение. Данные различия в качестве школы и образования семьи в свою очередь могли сказываться на различиях в распределении востребованных на рынке труда навыков

Таблица 2

Описательные статистики для индивидов без высшего образования,
567 наблюдений

Переменная	Среднее	Медианное значение	Стандартное отклонение среднего
А	1	2	3
Зарплата	18424	16000	441
Стаж (лет)	11,05556	11	0,26524
Средняя зарплата по региону	20707	18416	300,45
Региональный уровень безработицы	6,41323	6	3636
Возраст	32,5	33	0,20021
	Доля		Количество
Москва или С.-Петербург	0,06878		39
Областной центр	0,28571		162
Город	0,30511		173
Субъективная оценка здоровья хорошая или очень хорошая	0,58201		330
Наличие несовершеннолетних детей	0,64727		367
Официальный брак	0,58730		333
Мать имела высшее образование	0,12875		73
Отец имел высшее образование	0,13580		77
Окончил гимназию или лицей	0,03880		22
Окончил школу в Москве или С.-Петербурге	0,05996		34
Окончил школу в областном центре	0,26808		152
Окончил школу в городе	0,33862		192
Работает	0,83068		96

Смещение отбора возникает в том случае, если в зависимости от наличия высшего образования имеются различия в распределении не только наблюдаемых, но и ненаблюдаемых характеристик, влияющих на зарплату работника. Как было сказано ранее, различия в распределениях ненаблюдаемых характеристик могут быть обусловлены, в частности, механизмом отбора в высшие учебные заведения, а также проблемами последних в обеспечении развития гибких навыков. С целью учета смещения отбора и получения состоятельных оценок параметров была использована описанная выше обобщенная модель Хекмана с переключением.

Анализ оценок эконометрической модели. Согласно результатам оценивания модели (табл. 3), коэффициент ρ_2 является значимым, что свидетельствует о неслучайном отборе в число обладателей высшего образования. При этом в соответствии с высказанными ранее предположениями коэффициент оказался отрицательным. Результат устойчив к изменению отраслевой структуры выборки и возможности различия коэффициентов β , а также дисперсий ошибок уравнения зарплаты и их корреляции с ошибками уравнений образования и занятости в зависимости от наличия высшего образования. Коэффициент остается значимым и отрицательным если, например, в модель включены данные об индивидах, относящихся только к бюджетным отраслям (образование, наука и т.д.), либо только к коммерческим (связь, строительство и т.д.). Полученный результат может служить косвенным свидетельством о недостатках существующей системы образования в отношении развития ряда профессиональных компетенций и гибких навыков работников, а также о несовершенстве системы отбора в высшие образовательные учреждения.

Таблица 3

Результаты оценивания обобщенной модели Хекмана

Переменная	Логарифм заработной платы	Занятость	Высшее образование
Константа	0,86807 (0,78108)	1,92711*** (0,41759)	-0,24721 (0,3243)
Стаж	0,03300*** (0,01131)		
Стаж в квадрате	-0,00113** (0,00005)		
Логарифм региональной зарплаты	0,86441*** (0,07828)		
Москва или С.-Петербург	0,07333 (0,08405)	-0,48917** (0,22843)	0,37851** (0,17826)
Областной центр	0,12205*** (0,05013)	0,76946*** (0,1295)	0,29765** (0,11676)
Город	0,0631 (0,05033)	0,90326*** (0,14098)	0,21949* (0,11233)
Субъективная оценка здоровья	0,04294 (0,03445)	0,18927* (0,10763)	
Высшее образование (α)	0,37576*** (0,08969)		
Возраст		-0,02123* (0,01189)	-0,02034** (0,00973)
Несовершеннолетние дети		0,13171 (0,13713)	
Официальный брак		0,54784*** (0,12954)	
Безработица в регионе		-0,17862*** (0,02596)	
Высшее образование матери			0,70402*** (0,11042)
Высшее образование отца			0,57561*** (0,11109)
Лицей или гимназия			0,54854*** (0,17288)
σ	0,48017*** (0,0186)		
ρ_1		0,21527*** (0,07103)	0,21527*** (0,07103)
ρ_1	-0,51751*** (0,13099)	-0,51751*** (0,13099)	
ρ_2	-0,27933** (0,1141)		-0,27933** (0,1141)

Примечание: p-values: 0,1*, 0,05**, 0,01***

Параметр α оказался статистически значим и положителен. В соответствии с полученным результатом наличие высшего образования оказывает позитивное влияние на зарплату работника. Следует отметить, что при использовании метода наименьших квадратов и классического метода Хекмана оценка непосредственного эффекта образования оказывалась, приблизительно, в 1,25-1,5 раза меньше, поскольку включала не учитываемое данными методами отрицательное смещение отбора по образованию.

Поскольку коэффициент ρ_0 статистически значимо больше нуля, то, возможно, существует положительная связь между ненаблюдаемыми характеристиками, влияющими на занятость и высшее образование. Так, положительно на оба фактора может влиять трудолюбие. Наконец, в соответствии с полученными оценками образование родителей, качество школы, а также ее расположение в крупных населенных пунктах положительно сказываются на вероятности получения высшего образования, что согласуется с результатами исследований (см. [6]).

Выводы. В рамках данной работы охарактеризован метод, позволяющий оценить влияние образования на зарплату в условиях неслучайного отбора. Как и в предшествовавших исследованиях, обнаружен значимый положительный эффект высшего образования на зарплату [5-6; 9-11]. Также статистически подтверждена гипотеза об отрицательной роли отбора в число обладателей высшего образования, что может быть вызвано как несовершенством государственного регулирования процедуры набора абитуриентов, так и проблемами развития у студентов востребованных на современном рынке труда гибких навыков [13]. При этом следует отметить, что обнаруженный отрицательный отбор, скорее всего, не характерен для ведущих высших учебных заведений страны, поступление в которые осуществляется на высококонкурентной основе.

Выявленное противоречие между положительным непосредственным эффектом высшего образования и отрицательным смещением отбора может косвенно указывать на несовершенство системы оплаты труда, поскольку многие люди с высшим образованием, проигрывая по части развития ряда востребованных на рынке труда навыков, могут получать надбавку к зарплате.

Приведенные в статье расчеты показали, что использованная для предсказания доходов работников модель их зависимости от наличия у них высшего образования может успешно использоваться при проведении мер государственной политики в области образования. Однако для получения более точных оценок, необходимо использовать развернутые данные, включающие более детализированную градацию высших учебных заведений и отраслевую специфику образования, а также учитывать неслучайный отбор индивидов в различные профессии.

Литература

1. Гуртов В.А., Гарифуллина Н.Ю., Сизова С.В. О прогнозной кадровой потребности российской экономики: качественный аспект // *Проблемы прогнозирования*. 2016. № 1. С. 90-101.
2. Kossova E.V., Potanin B.S. Heckman method and switching regression model multivariate generalization // *Applied Econometrics, Publishing House «SINERGIA PRESS»*. 2018. Vol. 50. Pp. 114-143.
3. Mincer J. *Schooling, Experience and Earnings* // New York: National Bureau of Economic Research. 1974.
4. Heckman J.J., Lochner L.J., Todd P.E. Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond // *Handbook of the Economics of Education*. 2006. Vol. 1. Pp. 307-458.
5. Eisenhauer P., Heckman J.J., Mosso S. Estimation of Dynamic Discrete Choice Models by Maximum Likelihood and the Simulated Method of Moments // *International Economic Review*. 2015. Vol. 56. № 2. Pp. 331-357.
6. Veramendi G., Humphries J.E., Heckman, J.J. Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health and Smoking // *Working Paper*. 2016.
7. Eisenhauer P., Heckman J.J., Vytlačil E. The Generalized Roy Model and the Cost-Benefit Analysis of Social Programs // *Journal of Political Economy*. 2015. Vol. 123. № 2. Pp. 413-443.
8. Angrist J.D., Guido W.I. Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Intensity // *Journal of the American Statistical Association*. 1995. Vol. 90. № 430. Pp. 431-442.
9. Денисова И.А., Карцева М.А. Отдача на уровни, типы и качество образования // *Зарботная плата в России: эволюция и дифференциация* / Под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшниковой. Гл. 7. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ. 2007.
10. Андрущак Г.В., Кононова А.Е. Где лучше учиться: дифференциация зарботков выпускников вузов // *Вестник Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS – HSE)*. 2012. С. 129-136.
11. Роцин С.Ю., Рудаков В.Н. Влияние «качества» вуза на зарботную плату выпускников // *Вопросы экономики*. 2016. № 8. С. 74-95.
12. «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. Сайты обследования RLMS-HSE. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>.
13. Deming D.J. The Growing Importance of Social Skills in the Labor Market // *The Quarterly Journal of Economics*. 2017. Vol. 132. № 4. Pp. 1593-1640.
14. Heckman J.J., Kautz T.D. Hard Evidence on Soft Skills // *Labour Economics*. 2012. Vol 19. № 4. Pp. 451-464.
15. Heckman J., Killingsworth M. Female labor supply: a survey // O. Ashenfelter and R. Layard (eds.) *Handbook of Labor Economics*. 1987. Vol. 1. Pp. 103-204.
16. Гуртов В.А., Щеголева Л.В. Прогнозирование потребности экономики в кадрах высшей научной квалификации // *Проблемы прогнозирования*. 2018. № 4. С. 106-115.
17. Флоринская Ю.Ф. Выпускники школ из малых городов России: образовательные и миграционные стратегии // *Проблемы прогнозирования*. 2017. № 1. 114-124.