

1 Введение

В данной работе предлагается новый подход к оценке эффекта воздействия эндогенной бинарной переменной. Применение предложенного метода рассматривается на примере оценки дискриминации незамужних женщин на рынке труда.

В пользу дискриминации свидетельствует разница в заработных платах замужних и незамужних женщин, которая, по данным РМЭЗ за 2016 год, в среднем составляет порядка 10%. Однако, данная разница может быть обусловлена различием в наблюдаемых и ненаблюдаемых характеристиках замужних и незамужних женщин, которые влияют как на занятость, так и на величину заработной платы, а вовсе не дискриминацией [5, 6].

Новизна предлагаемого исследования заключается в том, что оценивание эффекта дискриминации производится с помощью полученной авторами обобщенной модели с переключением (switch-model), позволяющей учитывать тот факт, что статус брака *marriage* может коррелировать с ошибкой в уравнении ЗП, так как ненаблюдаемые эконометристом факторы (например, привлекательность индивида) могут оказывать влияние как на вероятность брака, так и на величину ЗП. Поскольку данные о ЗП доступны лишь для работающих индивидов, мы учитываем также возникающее при этом *sample selection*. Ненаблюдаемые факторы, влияющие на вероятность брака, также могут влиять и на вероятность занятости.

Для того, чтобы учесть все перечисленные виды связи, мы рассматриваем систему трёх уравнений, два из которых являются уравнениями бинарного выбора и определяют вероятность брака и занятости, а третье – уравнение ЗП, форма которого может отличаться для замужних и незамужних женщин

Предполагается, что наблюдаемые характеристики (стаж, образование и т.д.) могут иметь разный вес при формировании зарплаты замужних и незамужних женщин. Также, могут быть различными распределения ошибок в соответствующих уравнениях зарплаты, что позволяет проверить гипотезу, высказываемую в научной литературе, что смещение отбора в уравнении зарплаты (из-за оценивания по подвыборке занятых) существенно лишь для замужних женщин [13].

Оценивание эффекта дискриминации производится с помощью модификации разложения Оаксаки-Блайндера.

В ходе проводимого исследования рассматриваются также следующие вопросы:

- Различаются ли механизмы, влияющие на участие в рабочей силе замужних и незамужних женщин?
- Можно ли считать переменную статуса семейного положения экзогенной или эндогенной по отношению к занятости?
- Существует ли связь между ненаблюдаемыми характеристиками, влияющими на брак и занятость?
- Как различается зарплата женщин, в зависимости от семейного положения?

Для ответа на эти вопросы оценивается иерархическая система бинарных уравнений для статусов занятости и семейного положения, в которой брачный статус входит в уравнение занятости, как непосредственно, так и в виде перекрестных переменных. Значимая корреляция между ошибками уравнений системы может свидетельствовать в пользу отрицательного и положительного ответа на второй и третий вопросы соответственно.

2 Методология

Обозначим через $X \in R^{n,m_1}$, $W^1 \in R^{n,m_2}$, $W^2 \in R^{n,m_3}$ матрицы независимых переменных. При этом $x_i = [X_{i1} \dots X_{im_1}]$, $w_{1i} = [W_{i1}^1 \dots W_{im_2}^1]$, $w_{2i} = [W_{i1}^2 \dots W_{im_3}^2]$ векторы строки.

Предполагается, что процесс генерации данных выглядит следующим образом.

$$\begin{aligned} \text{work}_i^* &= \begin{cases} w_{1i}\gamma_{11} + \alpha_1 + (u_{1i}|\text{marriage} = 1), & \text{если } \text{marriage} = 1 \\ w_{1i}\gamma_{12} + (u_{1i}|\text{marriage} = -1), & \text{если } \text{marriage} = -1 \end{cases} \\ \text{marriage}_i^* &= w_{2i}\gamma_2 + u_{2i} \\ \text{work}_i &= \begin{cases} 1, & \text{если } \text{work}_i^* \geq 0 \\ -1, & \text{в противном случае} \end{cases} \quad \text{marriage}_i = \begin{cases} 1, & \text{если } \text{marriage}_i^* \geq 0 \\ -1, & \text{в противном случае} \end{cases} \\ \ln(\text{wage}_i) &= \begin{cases} x_i\beta_1 + \epsilon_{1i} & \text{если } \text{marriage}_i = 1 \\ x_i\beta_2 + \epsilon_{2i} & \text{если } \text{marriage}_i = -1 \end{cases} \\ (u_1, u_2, \epsilon_k) &\sim MVN\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_0 & \sigma_k\rho_{k1} \\ \rho_0 & 1 & \sigma_k\rho_{k2} \\ \sigma_k\rho_{k1} & \sigma_k\rho_{k2} & \sigma_k^2 \end{bmatrix}\right), k \in \{1, 2\} \\ \ln(\text{wage}_i^*) &= \begin{cases} \ln(\text{wage}_i), & \text{если } \text{work}_i = 1 \\ \text{ненаблюдаем,} & \text{в противном случае} \end{cases} \end{aligned}$$

Где $work$, $marriage$ и $wage$ переменные, отвечающие за трудоустройство, замужество и зарплату соответственно. Через $wage^*$ обозначается зарплата работающих индивидов. Если из рассматриваемой системы убрать уравнение заработной платы, то получится двумерная иерархическая пробит модель.

С целью проверки гипотезы о том, что различные характеристики по-разному влияют на занятость замужних и незамужних женщин, вводятся перекрестные коэффициенты на брак для всех экзогенных переменных w_1 , входящих в уравнение занятости. То есть предполагается, что $\gamma_{11} \neq \gamma_{12}$ по крайней мере для некоторых переменных.

Уравнение зарплаты, в зависимости от замужества, различается коэффициентами при экзогенных переменных и распределением случайной ошибки.

Таким образом, *предложенная модель обобщает иерархический пробит и свич-пробит регрессию.*

Корреляция ошибок между уравнениями брака и трудоустройства может быть вызвана тем, что на вероятность замужества и занятости влияют схожие наборы ненаблюдаемых факторов. Корреляция между основным уравнением и уравнением отбора может быть причиной смещения, вызванного тем, что в выборке присутствуют данные о зарплатах лишь работающих индивидов. Наконец, связь уравнения заработной платы с уравнением замужества опосредована не только корреляцией ошибок, но и различием распределения ошибок, в зависимости от того, состоит ли индивид в браке.

С целью лучшего понимания сути предложенного метода оценки уравнения заработной платы обратим внимание на следующие формальные аспекты.

Условное математическое ожидание логарифма заработной платы может быть представлено в виде:

$$\begin{aligned} E(\ln(\text{wage}_i^*) | \text{marriage} = 1) &= E(\ln(\text{wage}_i) | \text{work}_i = 1, \text{marriage}_i = 1) = \\ &= E(\ln(\text{wage}_i^*) | -u_{1i} \leq \gamma_{11}w_{1i} + \alpha, -u_{2i} \leq \gamma_{21}w_{2i}) = \\ &= x_i\beta_1 + E(\epsilon_{1i} | -u_{1i} \leq \gamma_{11}w_{1i} + \alpha, -u_{2i} \leq \gamma_{21}w_{2i}) \end{aligned} \quad (1)$$

По аналогии получаем:

$$E(\ln(\text{wage}_i^*) | \text{marriage} = -1) = x_i\beta_2 + E(\epsilon_{1i} | -u_{1i} \leq \gamma_{12}w_{1i}, u_{2i} \leq -\gamma_{22}w_{2i}) \quad (2)$$

Обозначим через F_ξ и f_ξ функции распределения и плотности случайной величины ξ . Введем обобщенное отношение Миллса:

$$\lambda^\xi(x) = \frac{\nabla F_\xi(x)}{F_\xi(x)} \quad (3)$$

Через $\lambda_i^\xi(x)$ обозначим i -ю компоненту этого отношения.

Используя свойства усеченного многомерного нормального распределения получаем:

$$E(\ln(\text{wage}_i^*)) = \begin{cases} x_i\beta_1 + \sigma_1\rho_{11}\lambda_1^{(-u_{1i}, -u_{2i})}(\gamma_{11}w_{1i} + \alpha, \gamma_2w_{2i}) + \sigma_1\rho_{12}\lambda_2^{(-u_{1i}, -u_{2i})}(\gamma_{11}w_{1i} + \alpha, \gamma_2w_{2i}), & \text{если } \text{marriage}_i = 1 \\ x_i\beta_2 + \sigma_2\rho_{21}\lambda_1^{(-u_{1i}, u_{2i})}(\gamma_{12}w_{1i}, -\gamma_2w_{2i}) - \sigma_2\rho_{22}\lambda_2^{(-u_{1i}, u_{2i})}(\gamma_{12}w_{1i}, -\gamma_2w_{2i}), & \text{если } \text{marriage}_i = -1 \end{cases} \quad (4)$$

Оцениваемая функция правдоподобия имеет вид:

$$L(\rho_0, \rho_{11}, \rho_{12}, \rho_{21}, \rho_{22}, \sigma_1, \sigma_2, \beta_1, \beta_2, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_2, \alpha) = \prod_{i=1}^n r_i$$

$$r_i = \begin{cases} F_{(-u_1, -u_2)|\epsilon_1=\ln(\text{wage}_i^*)-x_i\beta_1}(w_{1i}\gamma_{11} + \alpha, w_{2i}\gamma_2) f_{\epsilon_1}(\ln(\text{wage}_i^*) - x_i\beta_1), & \text{если } \text{work}_i = 1 \text{ и } \text{marriage}_i = 1 \\ F_{(-u_1, u_2)|\epsilon_2=\ln(\text{wage}_i^*)-x_i\beta_2}(w_{1i}\gamma_{12}, -w_{2i}\gamma_2) f_{\epsilon_1}(\ln(\text{wage}_i^*) - x_i\beta_2), & \text{если } \text{work}_i = 1 \text{ и } \text{marriage}_i = -1 \\ F_{(u_1, -u_2)}(-w_{1i}\gamma_{11} - \alpha, w_{2i}\gamma_2), & \text{если } \text{work}_i = -1 \text{ и } \text{marriage}_i = 1 \\ F_{(u_1, u_2)}(-w_{1i}\gamma_{12}, -w_{2i}\gamma_2), & \text{если } \text{work}_i = -1 \text{ и } \text{marriage}_i = -1 \end{cases}$$

3 Модификация разложения

Оаксаки-Блайндера

В данной работе используется классический метод оценки среднего эффекта испытания на испытуемого (АТЕТ — average treatment effect on the treated), подробно описанный в [4].

Обозначим через w_1 зарплату, которую будет получать произвольная женщина, будучи замужней, а через w_2 — незамужней. По аналогии через x_1, w_{11}, w_{21} и x_2, w_{12}, w_{22} обозначим относящиеся к данным группам экзогенные переменные по зарплате, занятости и браку соответственно. Тогда, средний эффект брака для замужних женщин можно рассчитать как ожидаемую разницу между зарплатой замужних женщин, и той зарплатой, которую бы они получали, если бы распределение зарплат замужних женщин было бы таким же, как распределение зарплат незамужних женщин.

$$\begin{aligned} ATET &= E(\ln(w_1)|\text{work} = 1, \text{marriage} = 1, x = x_1, w_1 = w_{11}, w_2 = w_{21}) - E(\ln(w_2)|\text{work} = \\ & 1, \text{marriage} = 1, x = x_1, w_1 = w_{11}, w_2 = w_{21}) = E(x_1\beta_1) + E(\epsilon_1|\text{work} = 1, \text{marriage} = 1, x = \\ & x_1, w_1 = w_{11}, w_2 = w_{21}) - E(x_1\beta_2) - E(\epsilon_2|\text{work} = 1, \text{marriage} = 1, x = x_1, w_1 = w_{11}, w_2 = \\ & w_{21}) = E(x_1)(\beta_1 - \beta_2) + (\sigma_1\rho_{11} - \sigma_2\rho_{21})E(\lambda_1^{(-u_1, -u_2)}(\gamma_{11}w_{11} + \alpha, \gamma_2w_{21})) + (\sigma_1\rho_{12} - \\ & \sigma_2\rho_{22})E(\lambda_2^{(-u_1, -u_2)}(\gamma_{11}w_{11} + \alpha, \gamma_2w_{21})) = E(x_1)(\beta_1 - \beta_2) + ATET_2 = ATET_1 + ATET_2 \end{aligned}$$

$ATET_1$ отражает средний эффект дискриминации: разницу в стоимости одних и тех же наблюдаемых характеристик, в зависимости от брачного

статуса, то есть классическую дискриминацию. ATE_T представляет собой среднюю разницу в стоимости одних и тех же ненаблюдаемых характеристик и может отражаться представлениями работодателя о распределении ненаблюдаемых характеристик среди замужних и незамужних женщин, то есть статистическую дискриминацию.

Метод Оахака-Блиндера [7, 20] является классическим подходом к разложению разниц средних значений зависимой переменной для двух групп на разницу в экзогенных переменных и разницу в коэффициентах. В контексте рынка труда это позволяет разложить разницу в зарплатах на обусловленную дискриминацией и различием в социально-экономических характеристиках.

С учетом предложенной нами модели выражение для АТЕТ разложения Оаксаки-Блайндера принимает вид:

$$E(\ln(w_1)|work = 1, marriage = 1, x = x_1, w_1 = w_{11}, w_2 = w_{21}) - E(\ln(w_2)|work = 1, marriage = -1, x = x_2, w_1 = w_{12}, w_2 = w_{22}) = ATE_T + E(\ln(w_2)|work = 1, marriage = 1, x = x_1, w_1 = w_{11}, w_2 = w_{21}) - E(\ln(w_2)|work = 1, marriage = -1, x = x_2, w_1 = w_{12}, w_2 = w_{22}) = ATE_T + E(x_1)(\beta_1 - \beta_2) + (E(x_1) - E(x_2))\beta_1 + \sigma_2\rho_{21}(E(\lambda_1^{(-u_1, -u_2)}(\gamma_{11}w_{11} + \alpha, \gamma_2w_{21})) - \lambda_1^{(-u_1, u_2)}(\gamma_{12}w_{11}, -\gamma_2w_{22})) + \sigma_2\rho_{22}(E(\lambda_2^{(-u_1, -u_2)}(\gamma_{11}w_{11} + \alpha, \gamma_2w_{21})) + \lambda_2^{(-u_1, u_2)}(\gamma_{12}w_{11}, -\gamma_2w_{22}))$$

Где помимо АТЕТ, интерпретируется $(E(x_1) - E(x_2))\beta_1$, как различие в зарплатах, обусловленное разницей в средних наблюдаемых характеристиках. Оставшаяся часть разложения обусловлена разницей в ненаблюдаемых характеристиках замужних и незамужних женщин.

4 Оценка моделей

Коэффициент корреляции между ошибками уравнений зарплаты и занятости оказался значим лишь для замужних женщин. Следовательно, возможно, смещение отбора характерно лишь для женщин, состоящих в браке. Также, лишь ошибка уравнения зарплаты замужних женщин значимо коррелирует с ошибкой уравнения замужества. Что может говорить о статистической дискриминации.

Ошибки уравнений труда и замужества значимо положительно коррелированы. Это согласуется с выдвинутой гипотезой о связи между ненаблюдаемыми характеристиками, влияющими на брак и занятость.

Согласно полученным оценкам, инвалидность негативно влияет на вероятность трудоустройства, что согласуется с результатами предшествовавших отечественных [2, 3] и зарубежных [8, 16] работ. Аналогичный эффект инвалидности наблюдается и в отношении вероятности вступления в брак.

Результаты оценивания модели говорят о том, что с возрастом, вероятности замужества и трудоустройства сначала увеличиваются, приблизительно вплоть до 35-39 лет, а затем падают. Схожая картина наблюдалась и если вместо возрастных групп используется непрерывная переменная возраста: линейный эффект был положителен, а квадратичный – отрицательным, при этом оба оказались значимы. Важно отметить, что, согласно отрицательным перекрестным коэффициентам в уравнении занятости, влияние возрастных отличий на вероятность трудоустройства существенно меньше для замужних женщин.

В соответствии с оценками предшествовавших работ [12, 18, 17, 14] была обнаружена значимая вогнутая связь между стажем и зарплатой. Также, были обнаружены негативные эффекты дохода мужа и нетрудового дохода на вероятность занятости. Причем, для замужних женщин, эффект нетрудового дохода на занятость значительно меньше. Это может быть связано с убывающей отдачей на мотивацию к трудоустройству от дополнительного дохода: замужние женщины располагают не только собственным нетрудовым доходом, но и частью доходов супруга. В связи с чем предельный эффект нетрудового дохода для них может быть ниже.

Количество детей дошкольного возраста негативно влияет на вероятность участия в рабочей силе. Причем негативный эффект значительно сильнее в случае с детьми, не достигшими трёхлетнего возраста, что согласуется с результатами отечественных [1] исследований. Кроме того, была обнаружена негативная связь занятости с доходами супруга и доходами, полученными нетрудовым путем. Следует отметить, что, в соответствии с выдвинутой ранее гипотезой и результатами предшествовавших работ [9], негативный эффект наличия детей на занятость сильнее выражен для замужних женщин, что может быть связано с тем, что некоторые незамужние женщины вынуждены работать для того, чтобы самостоятельно обеспечить своих детей.

В соответствии с полученными оценками проживание в более круп-

ных городах положительно связано с ожидаемой заработной платой. Однако, у незамужних женщин ярко выражена прибавка в ожидаемой зарплате при условии проживания в ПГТ, причем не только по сравнению с проживанием в селе, но и в городе или областном центре. Данный эффект может существовать по следующей причине. Значительную часть ПГТ составляют рабочие поселки с развитым промышленным производством. Проживание в них замужних женщин может быть связано с тем, что там работает муж. В то время как незамужние женщины могут приезжать в рабочие поселки на заработки. Наконец, отрицательные коэффициенты при географических переменных в уравнении замужества согласуются с тем, что доля женщин, состоящих в браке, больше в селе.

Также, была обнаружена значимая разница в эффектах инвалидности на зарплату среди незамужних и замужних женщин. Лишь оплата труда последних, согласно полученным оценкам, уменьшается при условии наличия инвалидности. Возможно, это связано с уменьшением предложения труда замужними женщинами, в случае возникновения проблем со здоровьем, в связи с возможностью использования доходов супруга.

Эффект среднего образования на занятость, в соответствии с оценками модели, значим лишь для незамужних женщин. Среднее специальное и высшее образование увеличивают вероятность трудоустройства, причем, в большей степени для незамужних женщин. При этом, более высокий уровень образования положительно связан как с зарплатой, так и с вероятностью замужества. Последнее, согласуется с результатами, полученными в [10, 11].

С целью проверки гипотезы совпадения распределений случайных ошибок в уравнениях зарплат замужних и незамужних женщин была оценена модель с ограничениями $\sigma_1 = \sigma_2$, $\rho_{11} = \rho_{12}$ и $\rho_{21} = \rho_{22}$. По результатам LR теста гипотеза о равенстве была отвергнута на 0.01 уровне значимости. Следовательно, различия между замужними и незамужними женщинами в распределении ненаблюдаемых характеристик, влияющих на зарплату, значимы. В связи с чем оценка общего уравнения зарплаты для женщин может дать несостоятельные оценки.

Таблица 1

Одновременная оценка уравнений зарплаты, трудоустройства и замужества методом максимального правдоподобия.

Независимые переменные	Уравнение заработной платы		Уравнения занятости		Уравнение замужества
	Замужние женщины	Незамужние женщины	Женщины	Перекрестные коэффициенты с замужеством	
Константа	9.3273*** (0.0993)	9.3693*** (0.1125)	-0.3993*** (0.1755)		-0.6729*** (0.1036)
<i>Законченное образование (базовое - незаконченное образование)</i>					
Среднее	0.1003* (0.0608)	0.0652 (0.0644)	0.4191*** (0.1167)	-0.3518** (0.1520)	0.1591* (0.0857)
Среднее специальное	0.1719*** (0.0635)	0.1348*** (0.0647)	0.7846*** (0.1239)	-0.3428** (0.1494)	0.2451*** (0.0857)
Высшее	0.4192*** (0.0624)	0.3935*** (0.0687)	1.1960*** (0.1343)	-0.4031*** (0.1512)	0.3769 (0.0839***)
<i>Опыт работы</i>					
Стаж	0.0122** (0.0054)	0.0166*** (0.0067)			
Стаж ²	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)			
<i>Место проживания (базовое - село)</i>					
Москва	0.7625*** (0.0567)	0.7457*** (0.0645)	-0.0479 (0.1299)	-0.1909 (0.1554)	-0.346*** (0.0886)
Санкт-Петербург	0.6907*** (0.1118)	0.5493*** (0.1002)	-0.0732 (0.2048)	-0.2449 (0.2718)	0.6105*** (0.1567)
Областной центр	0.3049*** (0.0365)	0.2146*** (0.0485)	0.2937*** (0.106)	-0.2993*** (0.1101)	-0.2583*** (0.0594)
Город	0.207*** (0.0357)	0.1097** (0.0460)	0.3178*** (0.1025)	-0.1668 (0.1100)	-0.123** (0.0596)
ПГТ	0.0921 (0.0569)	0.3481*** (0.0656)	-0.0101 (0.136)	-0.1303 (0.0923)	-0.192***
<i>Возраст (базовый - 20-24)</i>					
25-29			0.9388*** (0.1174)	-0.5753*** (0.194)	0.6427*** (0.0873)
30-34			1.1792*** (0.1229)	-0.6158*** (0.2044)	0.8917*** (0.0844)
35-39			1.2433*** (0.1280)	-0.5666*** (0.2007)	0.9458*** (0.0856)
40-44			1.2763*** (0.1243)	-0.6963*** (0.2035)	0.8841*** (0.0864)
45-49			1.2177*** (0.1269)	-0.7513*** (0.2024)	0.7304*** (0.0914)
50-55			1.1437*** (0.1131)	-0.6727*** (0.1914)	0.8830*** (0.0877)
<i>Дети</i>					
Количество детей в возрасте до двух лет			-0.8001*** (0.1635)	-0.2881*** (0.1469)	
Количество детей в возрасте от трех до шести лет			-0.0305 (0.0842)	-0.1560* (0.0896)	
Наличие детей от семи до восемнадцати лет			0.2978* (0.1036)	-0.2693*** (0.1132)	
Помощь родственникам в уходе за детьми			0.0882*** (0.0908)	0.1436 (0.1132)	
<i>Характеристики домохозяйства и нетрудового доход</i>					
Замужество			-0.057 (0.401)		
Логарифм дохода мужа			-0.0253** (0.0143)		
Логарифм нетрудового дохода женщины			-0.0871*** (0.0099)	0.0236** (0.0096)	
<i>Характеристики здоровья</i>					
Инвалидность	-0.2203*** (0.1284)	-0.1032 (0.1132)	-0.7487*** (0.1641)	0.0277 (0.2215)	-0.3895*** (0.1227)
<i>Оценки совместного распределения ошибок</i>					
σ	0.4767*** (0.0185)	0.4462*** (0.0106)			
ρ_0 - корреляция ошибок уравнений замужества и трудоустройства	0.7946*** (0.1249)	0.7946*** (0.1249)			
ρ_1 - корреляция ошибок уравнений зарплаты и трудоустройства	-0.2429*** (0.1021)	-0.0701 (0.1379)			
ρ_2 - корреляция ошибок уравнений зарплаты и замужества	-0.4554*** (0.1376)	0.0526 (0.2063)			
Логарифм правдоподобия	-5604.571				
Количество наблюдений	2459				

Значимость:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

В скобках указаны стандартные ошибки.

Наконец, обратим внимание на результаты модифицированной декомпозиции Оахака-Блиндера и АТЕТ (см. Таблица №2). Поскольку $ATET_1 = 0.0166$, то разница коэффициентов при экзогенных переменных и константа

(непосредственный эффект) вносят незначительный вклад в дифференциацию заработных плат, что свидетельствует об отсутствии значительной дискриминации в классическом смысле. В то же время, достаточно большое значение $ATE_2 = -0.1394$ позволяет говорить о вероятном наличии статистической дискриминации в отношении замужних женщин. Наконец, поскольку разница в средних характеристиках $\beta_1(E(x_1) - E(x_2)) = -0.0112$ вносит довольно небольшой вклад в дифференциацию зарплат, то, возможно, распределение человеческого капитала, по крайней мере связанного с учтенными в модели характеристики, не зависит от брачного статуса.

Таблица 2

Модифицированная декомпозиция Оахака-Блиндера разницы зарплат замужних и незамужних женщин

Модель	Исходная спецификация	Дополненная спецификация
Средняя разница логарифма зарплат по выборке	-0.0928	-0.0928
Оценка средней разницы логарифма зарплат по методу Оахака-Блиндера	-0.1405	-0.0978
Классическая дискриминация $ATE_1 = E(x_1)(\beta_1 - \beta_2)$	0.0166	0.0185
Статистическая дискриминация ATE_2	-0.1394	-0.1103
Разница в средних характеристиках $\beta_1(E(x_1) - E(x_2))$	-0.0112	-0.0208

Дополнения спецификация предполагает включение в уравнение заработной платы среднего количества рабочих часов в неделю и его квадратичного эффекта.

Доля объясненного разрыва превышает реальный. Это может говорить о существовании неучтенных в анализе механизмов, положительно влияющих на зарплату замужних, по сравнению с незамужними. С целью уточнения результатов анализа была оценена дополнительная модель¹, отличающаяся от исходной включением в уравнение заработной платы, в качестве независимых переменных, среднего числа рабочих часов в неделю и его квадрата. В этом случае разница предсказанной и реальной зарплатах практически нивелируется. Что может свидетельствовать о высокой точности объясняющей силы модели по части разрыва в зарплатах в зависимости от брачного статуса.

¹Модель показала, что средняя продолжительность рабочей недели имеет положительный линейный и отрицательный квадратичный эффекты на зарплату. Согласно LR тесту, эффект средней продолжительности рабочей недели не значимо различается между замужними и незамужними женщинами. По части остальные коэффициентов модели значимых различий в результатах оценки обнаружено не было.

5 Заключение

В рамках данной работы была предложена и применена модель, позволяющая осуществить одновременную оценку уравнений заработной платы, занятости и замужества.

С помощью рассмотрения АТЕТ [4] и разложения его на две основные составляющие была обнаружена значительная статистическая дискриминация в отношении замужних женщин, по сравнению с незамужними. Это может быть связано, например, с тем, что работодатели предполагают более высокие риски ухода в декрет среди незамужних женщин, либо худшее распределение значимых на рынке труда характеристик среди замужних. При этом не было получено существенных подтверждений наличия классической дискриминации и дифференциации влияющих на зарплату характеристик.

Также, было обнаружено значительное различие в механизмах участия на рынке труда среди замужних и незамужних женщин. В частности, это может объясняться тем, что наличие детей у незамужних женщин может мотивировать последних к занятости, с целью получения дополнительных средств для обеспечения ребенка. Также, смещение отбора оказалось значимым лишь для замужних женщин. Причем, согласно отрицательному знаку коэффициента корреляций ошибок уравнений занятости и заработной платы, среди замужних женщин чаще оказываются трудоустроенными те, кто могут получить меньшую заработную плату. Это может быть вызвано тем, что многие замужние женщины выходят на рынок труда с целью поиска дополнительных средств обеспечения семьи, в силу нехватки доходов супруга. Такая причина выхода на рынок труда, зачастую, может быть сопряжена с серьезной или даже острой необходимостью обеспечения дополнительных средств домохозяйству, вследствие чего происходит снижение средней резервной заработной платы работающих замужних женщин, по сравнению с неработающими. Кроме того, значимая положительная корреляция ошибок уравнений занятости и замужества свидетельствует о смещении отбора в уравнении занятости, по признаку брачного статуса. То есть существуют ненаблюдаемые факторы, которые увеличивают как вероятность замужества, так и вероятность занятости.

Список литературы

1. Казакова, Ю. М. Влияние издержек ухода за ребенком дошкольного возраста на предложение труда женщин : препринт WP15/2012/04 [Текст] / Ю. М. Казакова ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2012. – 76 с.
2. Лукьянова А. Л., Демьянова А. В. Влияние статуса инвалидности на предложение труда в России / НИУ ВШЭ. Серия WP15 "Научные труды Лаборатории исследований рынка труда". 2016. № WP15/2016/05.
3. Кузьмич О.С., Роцин С.Ю. (2008) Лучше ли быть здоровым? Экономическая отдача от здоровья в России // Экономический журнал ВШЭ. №1. С. 29–55.
4. Angrist, Joshua. (2008). Treatment Effect. In book: The New Palgrave Dictionary of Economics, pp.1-8. DOI: 10.1057/978-1-349-95121-5_2533-1
5. Becker, Gary S. (1964), Human Capital. New York: Columbia University Press.
6. Becker, Gary S. Human capital, Effort and the sexual Division Labour. Journal of Labour Economics, Vol 3, No 5, 1985, p. 33-58.
7. Blinder, Alan S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. In: The Journal of Human Resources, Vol. 8, Number 4, pp. 436P455.
8. Charles K.K. (2003) The Longitudinal Structure of Earnings Losses among Work-Limited Disabled Workers // The Journal of Human Resources. No. 38. P. 618–646.
9. Dolton, P. and G. Makepeace. 1987. "Marital Status, Child Rearing and Earnings Differentials in the Graduate Labor Market, "The Economic Journal 97 (December): 897-922.
10. Goldstein J. R. and Kenney C. T. (2001) 'Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women', American Sociological Review 66: 506–519.
11. Grossbard-Shechtman, S, (1993), On the Economics of Marriage. Boulder, Colo,: Westview Press.
12. Heckman, J. and T. MaCurdy (1980) "A life cycle model of female labour supply Review of Economic Studies, 47:47-74.
13. Killingsworth, M.R. and J.J. Heckman (1987), "Female Labor Supply: A

- Survey,"in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.) Handbook of Labor Economics, vol. 1, 103-204, Elsevier
14. Heckman, J.; Lochner, L.; Todd, P, "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond Handbook of the Economics of Education Volume 1, 2006, Pages 307-458
 15. Hill, M. 1979. "The wage Effects of Martial Status and Children,"The Journal of Human Resources. 14 (4): 579-594.
 16. Meyer B.D., Mok W. (2013) Disability, earnings, income and consumption. NBER working paper, 18869.
 17. Mincer, Jacob and Solomon Polachek (1974), Family Investments in Human Capital: Earnings of Women, Journal of Political Economy, 82:2, Part 2, March, S76—S108.
 18. Mroz, T.A. (1987): "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions Econometrica, 55, 765-799.
 19. Sanders Korenman and David Neumark. Marriage, Motherhood, and Wages. The Journal of Human Resources Vol. 27, No. 2 (Spring, 1992), pp. 233-255
 20. Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". International Economic Review. 14 (3): 693-709