

ДЕМОГРАФИЯ

Д. А. Рублева¹

МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

А. Г. Мирзоян²

МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

Е. А. Синякова³

МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

УДК: 330.101.5

doi: 10.55959/MSU0130-0105-6-59-3-12

ВЛИЯНИЕ ИЗМЕНЕНИЯ БРАЧНОГО СТАТУСА НА ЗАРАБОТНУЮ ПЛАТУ ИНДИВИДА В РОССИИ

В работе оценивается влияние смены брачного статуса на заработную плату индивида на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ. Цель исследования: оценить, как изменение брачного статуса (вступление в брак, начало совместного проживания или прекращение брака) влияет на заработную плату мужчин и женщин в России с учетом самоотбора. Для анализа используется несколько подходов: мэтчинг ближайшего соседа с расстоянием Махаланобиса для заработной платы с заданным ограничением по мере склонности, модель с инструментальной переменной и модель с фиксированными эффектами. Отдельно для мужчин и женщин оценен эффект от вступления в брак, начала совместного проживания или развода. Показано, что наличие «премии за брак» для мужчин не является результатом самоотбора — в среднем вступление в брак увеличивает заработную плату индивида на 5140 рублей в течение года. Полученный результат объясняется прежде всего ненаблюдаемыми характеристиками индивида, увеличивающими вероятность как вступления в брак, так и успеха на рынке труда. Для женщин эффект брака неустойчив по отношению к выбираемому методу оценивания, однако материнство негативно сказывается на их заработной плате — с рождением каждого ребенка женщина начинает зарабатывать в среднем на 3% меньше. Развод не влияет на заработную плату мужчин и женщин с учетом самоотбора. Начало совместного проживания положительно сказывается на заработной плате мужчины (заработная плата растет в среднем на 4,8%). Полученные

¹ Рублева Диана Александровна — студент, Экономический факультет МГУ имени М. В. Ломоносова; e-mail: di.rubleva@gmail.com, ORCID: 0000-0002-7578-874X.

² Мирзоян Ашот Гамлетович — ст. преподаватель, Экономический факультет МГУ имени М. В. Ломоносова; e-mail: kell56@yandex.ru, ORCID: 0000-0002-7578-874X.

³ Синякова Екатерина Алексеевна — студент, Экономический факультет МГУ имени М. В. Ломоносова; e-mail: katya.sinyakova.02@mail.ru, ORCID: 0009-0007-1603-7165.

© Рублева Диана Александровна, 2024 

© Мирзоян Ашот Гамлетович, 2024 

© Синякова Екатерина Алексеевна, 2024 

выводы могут быть полезны в контексте социальной и демографической политики Российской Федерации.

Ключевые слова: заработная плата, смена брачного статуса, премия за брак, фиксированные эффекты.

Цитировать статью: Рублева, Д. А., Мирзоян, А. Г., & Сinyaкова, Е. А. (2024). Влияние изменения брачного статуса на заработную плату индивида в России. *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*, 59(3), 259–283. <https://doi.org/10.55959/MSU0130-0105-6-59-3-12>.

D. A. Rubleva

Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia)

A. G. Mirzoyan

Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia)

E. A. Sinyakova

Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia)

JEL: J12, J16, J3, C5

THE IMPACT OF MARITAL STATUS CHANGE ON EARNINGS IN RUSSIA

The paper estimates the impact of marital status change on an individual's salary on the data of The Russia Longitudinal Monitoring Survey - Higher School of Economics. The purpose of the study is to assess how the changes in marital status (marriage, beginning of cohabitation or divorce) affect the wages of men and women in Russia, considering self-selection. We combine several approaches: mahalanobis distance matching within propensity score caliper, the method of instrumental variables estimation and a fixed effects model. The effect of marriage, cohabitation or divorce is estimated separately for men and women. We show that «marriage premium» for men is not the result of self-selection – on average, married men earn 5140 rubles more than those who are not married. The result obtained is primarily due to individual's unobserved characteristics, which increase the likelihood of both marriage and success in the labor market. For women, the impact of marriage depends on the evaluation method chosen, but motherhood has a negative impact on their wages - with the birth of each child a woman starts to earn on average 3% less. Divorce does not affect the earnings of both men and women, considering self-selection. Cohabitation has a positive effect on a man's earnings (earnings are growing by average of 4,8%). The findings may be useful in the context of social and demographic policy of the Russian Federation.

Keywords: salary, marital status change, marriage premium, fixed effects.

To cite this document: Rubleva, D. A., Mirzoyan, A. G., & Sinyakova, E. A. (2024). The impact of marital status change on earnings in Russia. *Lomonosov Economics Journal*, 59(3), 259–283. <https://doi.org/10.55959/MSU0130-0105-6-59-3-12>

Введение

В настоящее время в России наблюдается тенденция к снижению количества браков¹. Так, если в 2007–2015 гг. было зарегистрировано от 7,9 до 9,2 брака на 1000 человек, то с 2016 г. этот показатель не превышал 7,2 даже в годы после снятия ограничений в связи с пандемией COVID-19. При этом в России с 1995 г. повышается средний возраст матери при рождении первого ребенка (Архангельский, Калачикова, 2020). Кроме того, пары, состоящие в отношениях, все чаще отдают предпочтение совместному проживанию без официальной регистрации: уже в 2009–2013 гг. сожителство вне официального брака было в два раза более распространено, чем зарегистрированные браки (Арженовский, 2015).-

Как начало совместного проживания, так и регистрация брака, и рождение детей отражаются на финансовом положении индивида. Мужчины и женщины, состоящие в отношениях, могут более эффективно перераспределять свое время между рыночными и нерыночными видами деятельности. Вместе с тем семейные пары проявляют более высокий спрос на дорогостоящие товары (например, детские вещи), что отражается на выборе между денежным и неденежным вознаграждением, получаемым в качестве оплаты труда.

Кроме того, изменение брачного статуса оказывает разное влияние на заработную плату мужчин и женщин. Для Российской Федерации актуальна проблема гендерного неравенства на рынке труда. По данным Росстата, в 2020 г. отношение заработной платы женщин к заработной плате мужчин в разных сферах варьировалось от 95,2% (в сфере образования) до 74,1% (в сфере транспортировки и хранения)². В качестве одной из причин можно назвать дискриминацию на основе брачного статуса: при прочих равных для работодателя замужняя женщина без детей — менее желанный сотрудник, чем женатый мужчина.

В своем исследовании мы оцениваем, как влияет смена брачного статуса на заработную плату мужчин и женщин в Российской Федерации. Использование нескольких подходов к оцениванию позволяет предложить потенциальные объяснения, которыми обусловлено увеличение или снижение заработной платы индивидов, вступающих в отношения или разрывающих их.

Выявлено, что для мужчин существует «премия за брак» даже с учетом самоотбора. Замужество не влияет на заработную плату женщин при контроле на заработную плату прошлого периода и индивидуальные характеристики. Вместе с тем присутствует «наказание за материнство»: с рождением каждого ребенка женщины начинают зарабатывать в среднем на 3%

¹ Росстат. Демографический ежегодник России 2023.

² Росстат. Сборник «Женщины и мужчины России» — 2020.

меньше. Более высокая заработная плата женатых мужчин объясняется прежде всего наличием ненаблюдаемых индивидуальных характеристик, влияющих как на вероятность вступления в брак, так и на успешность на рынке труда.

Развод не оказывает значимого влияния на заработную плату мужчин и женщин. Совместное проживание без официальной регистрации брака положительно сказывается на заработной плате мужчины (по сравнению с теми, кто никогда не был в браке).

Работа состоит из пяти разделов. В первом разделе проведен обзор существующих в данной области теоретических и эмпирических исследований. Во втором разделе представлена методология исследования. В третьем разделе описываются используемые для анализа данные. В четвертом разделе показаны результаты оценивания моделей. В пятом разделе приведены возможные обоснования полученных результатов.

Обзор литературы

Для выявления влияния смены брачного статуса на заработную плату индивида (далее — эффект брака/развода или другого статуса) необходимо учитывать гендерные роли в семье и обществе. Брачный статус и наличие детей не только по-разному отражаются на перераспределении времени мужчин и женщин между рыночными и нерыночными видами деятельности, но и являются одними из ключевых факторов, определяющих различия в заработной плате для работников разного пола (Рошин, Емелина, 2022). Существование положительного эффекта брака для мужчин подтвердилось множество раз — исследователи нередко используют словосочетание «премия за брак» и фокусируются на выявлении причин ее возникновения (Chun, Lee, 2001). Воздействие брака на заработную плату женщин не так очевидно и неразрывно связано с материнством (Harkness, Waldfogel, 1999).

Согласно результатам мета-анализа, «премия за брак» для мужчин составляет 6,8% от заработной платы не состоящих в браке (Millagaha Gedara, 2021). Одним из объяснений положительного влияния брака на заработную плату мужчин является теория продуктивности, предполагающая, что женатые мужчины более работоспособны. (Becker, 1973) связывает это с возможностью более эффективного распределения времени замужней пары. Так, мужчины чаще имеют более высокую отдачу от дополнительного часа работы и увеличивают рабочее время в браке, женщины же берут на себя нерыночные виды деятельности — готовку, уборку и воспитание детей. Эта гипотеза получила как подтверждение (Bardasi, Taylor, 2008), так и опровержение (Hersch, Stratton, 2000). Е. Бардаси и М. Тейлор показали, что каждая дополнительная домашняя обязанность, которую выполняет женщина, увеличивает зарплату мужчины на 2%. Дж. Херш

и Л. Страттон утверждают, что женатые и неженатые мужчины в среднем тратят одинаковое время на домашние обязанности, уделяя при этом меньше внимания «традиционно женским занятиям» (стирка, уборка) и больше — «традиционно мужским». При этом ни время, потраченное на домашние дела, ни распределение времени по «женским» и «мужским» домашним обязанностям не влияет на заработную плату мужчины. Если женатые мужчины действительно более продуктивны, то причина не в оптимизации нерыночных видов деятельности (Hersch, Stratton, 2000).). Заметим, что в России до сих пор значительную роль играет социокультурная модель распределения домашних обязанностей, когда женщина берет на себя больше работы по дому независимо от ее занятости на рынке труда (Bugdaeva, 2023).

Другим возможным объяснением эффекта брака является выбор мужчинами более высокооплачиваемой работы с меньшим неденежным вознаграждением. (Reed, Harford, 1989) считают, что рост заработной платы объясняется не повышенной продуктивностью мужчин, но сменой их приоритетов. Замужняя пара предъявляет спрос на более дорогие товары — например, детские вещи. Авторы показывают, что женатые мужчины чаще оказываются на работе с более высокой заработной платой в ущерб условиям труда.

Еще одной причиной влияния брака на финансовое положение мужчины считается дискриминация в пользу женатых мужчин работодателями (McDonald, 2020). Работодатели могут считать, что женатые мужчины будут более продуктивны и лояльны, так как в большей степени нуждаются в стабильной работе. Однако (Daniel, Becker, 1995) утверждают, что это не может быть единственным объяснением. «Премия за брак» растет с увеличением продолжительности семейного союза и присутствует в том числе для мужчин, проживающих с женщиной вне зарегистрированного брака.

Центральной проблемой, возникающей при выявлении связи между брачным статусом и заработной платой, выступает эндогенность. С одной стороны, заработок мужчины может служить причиной его привлекательности на брачном рынке. На вступлении в брак позитивно сказывается не только ставка заработной платы (Ahituv, Lerman, 2005; Indika, 2018), но и темпы ее роста (Ludwig, Brüderl, 2018). С другой стороны, одной из основных причин различий в зарплате женатых и неженатых мужчин считается существование ненаблюдаемых характеристик, которые одновременно увеличивают вероятность как того, что мужчина окажется женат, так и того, что он будет больше зарабатывать. К подобным ненаблюдаемым характеристикам относятся, например, ответственность и целеустремленность (Kossova et al., 2020), а также стабильность работы (Ahituv, Lerman, 2011).

Изменение заработной платы женщин после вступления в брак, в отличие от мужчин, неоднозначно в связи с эффектом от материнства. (Budig,

England, 2001) утверждают, что с учетом брачного статуса и контролем на человеческий капитал женщины с одним ребенком получают на 5% меньше бездетных, а матери трех детей — уже на 15% меньше.

Рождение детей может влиять на заработную плату женщины по нескольким причинам, сходным с причинами существования эффекта брака для мужчин. Это снизившаяся продуктивность, переход на работу, более удобную для женщины с ребенком, дискриминация работодателей и индивидуальные характеристики, такие как более низкий уровень образования, связанные и с рождением и количеством детей, и с рабочим местом (Budig, England, 2001). Женщины, более успешные на рынке труда и ориентированные на развитие карьеры, могут не захотеть становиться матерями и уходить в декрет. (Lundberg, Rose, 2000) определили, что при контроле на образование, возраст, регион и расу женщины с детьми еще до беременности зарабатывали меньше, чем те, которые не захотели заводить детей.

(Hewitt et al., 2002) не находят значимого влияния брака на заработок женщин, работающих полный день. Для тех, кто работает неполный день, существует «премия за брак». Женщины, которые когда-либо были замужем или находились замужем на момент исследования, зарабатывали значительно больше, чем те, кто никогда не состоял в браке. (Budig, England, 2001) показывают существование положительного эффекта брака и отрицательного эффекта от рождения детей. Российские исследователи также обнаруживают «штраф за материнство» в размере 4% от ежемесячной заработной платы (Бирюкова, Макаренцева, 2017). Беременные женщины и женщины с маленькими детьми в большей степени подвергаются дискриминации на российском рынке труда (Калабихина, 2017). (Gangl, Ziefle, 2009), проводя исследование женщин из трех стран, пришли к выводу о том, что в среднем «штраф за материнство» меньше для незамужних женщин, так как замужние более склонны задерживать выход на работу или на полный рабочий день. Однако для американок разница в заработной плате между замужними и незамужними оказывается незначимой. В некоторых исследованиях (Korenman, Neumark, 1992; Hewitt et al., 2002) связь между заработком женщины и ее брачным статусом или материнством выявлена не была.

В своем исследовании мы оцениваем эффекты смены брачного статуса для работающих респондентов обоих полов. Данная работа объединяет несколько методов решения проблемы эндогенности. Нас интересует не только смена статуса индивида «холост / не замужем» на статус «в браке», но и факт сожителства или развод.

На основе рассмотренной литературы мы выдвигаем следующие гипотезы.

Гипотеза 1: эффект брака положителен для мужчин и проявляется в первый год после заключения брака.

Гипотеза 2: эффект брака отрицателен для женщин (без контроля на количество детей) и проявляется в первый год после заключения брака.

Если одной из причин существования «премии за брак» является изменение стимулов, то можно предположить, что сожителство, аналогично браку, воздействует на заработок индивида. Развод приводит к обратным изменениям в распорядке жизни человека, происходит перераспределение времени между рыночными и нерыночными видами деятельности, изменятся соотношения между денежным и неденежным вознаграждением на рабочем месте. Следовательно, можно ожидать негативного влияния развода на заработную плату.

Гипотеза 3: мужчины, живущие с партнершами вне зарегистрированного брака, зарабатывают больше, чем неженатые.

Гипотеза 4: развод оказывает отрицательное влияние на заработную плату мужчин и положительное влияние на заработную плату женщин в течение первого года после развода.

Методология

Оценка воздействия смены брачного статуса на заработную плату индивида осложняется проблемой эндогенности: самоотбором (более обеспеченные люди с более высокой вероятностью создают семью) и наличием ненаблюдаемых характеристик индивида, коррелированных с переменной интереса (например, более ответственные индивиды могут быть более привлекательными как для работодателей, так и для представителей противоположного пола).

Получить оценку влияния брака на заработную плату с учетом эффекта самоотбора можно при помощи мэтчинга. Пусть для всех индивидов из выборки существует множество исходов $\{W_i(0), W_i(1)\}$, где исход $W_i(0)$ означает, что индивид остался в том же брачном статусе, в котором был год назад, а $W_i(1)$ — что индивид за последний год сменил свой брачный статус (1).

$$W_i = W_i(D_i) = \begin{cases} W_i(0), & \text{если } D_i = 0 \\ W_i(1), & \text{если } D_i = 1 \end{cases}, \quad (1)$$

где i — номер индивида;

D_i — бинарная переменная, равная 1 при изменении брачного статуса, и 0 в противном случае;

$W_i(D_i)$ — среднемесячная заработная плата индивида в последние 12 месяцев.

Каждому индивиду, сменившему брачный статус, ставится в соответствие индивид, обладающий сходными характеристиками, но при этом сохранивший свой статус. При большом количестве ковариат предпочтительно использовать мэтчинг по мере склонности. Мера склонности (propensity score) — условная вероятность того, что индивид сменил брач-

ный статус: $e(X) = P(D=1 | X=1) = E(D | X)$, где X — многомерный вектор наблюдаемых характеристик индивида.

Мэтчинг на основе меры склонности позволяет сократить размерность вектора наблюдаемых характеристик индивида и достичь баланса ковариат, однако он не является оптимальным с точки зрения «расстояния» между отдельными характеристиками индивидов в каждой паре. Индивиды, поставленные в соответствие, имеют близкое значение меры склонности, но могут иметь разный уровень образования или находиться в разном возрасте. Чтобы оценить изменение ставки заработной платы для индивидов, сменивших брачный статус, следует формировать пары индивидов с одинаковыми значениями среднемесячной заработной платы в прошлом году. Иначе оценка может оказаться смещенной: так, если в брак с большей вероятностью вступают мужчины, зарабатывающие больше, то их ставка заработной платы в текущем периоде окажется больше не потому, что мы наблюдаем ее рост после смены статуса, но потому что она изначально была выше, чем у индивида из контрольной группы. Мы оцениваем меру склонности для каждого индивида по всем наблюдаемым характеристикам, кроме заработной платы, и проводим мэтчинг ближайшего соседа с расстоянием Махаланобиса по заработной плате за год до смены брачного статуса между индивидами, различие показателя меры склонности для которых не превышает заданное ограничение (mahalanobis distance matching within a propensity score caliper). Отметим, что использование расстояния Махаланобиса для одномерного пространства эквивалентно использованию Евклидова расстояния (с учетом предварительной стандартизации переменной).

На первом шаге при помощи логистической регрессии оценивается вероятность попадания индивида в группу воздействия (в данном случае — сменить брачный статус) в зависимости от вектора характеристик X . На втором шаге для каждого индивида из группы воздействия отбираются индивиды из группы контроля, значение меры склонности для которых отличается не более чем на десятую долю от своего стандартного отклонения (caliper = 0,1). На третьем шаге каждому индивиду из группы воздействия ставится в соответствие k «соседей» из группы контроля с наименьшим значением евклидова «расстояния» между значениями заработной платы прошлого года среди отобранных на втором шаге. Средний эффект воздействия оценивается как разница средней заработной платы индивидов (в текущем году) из группы воздействия и отобранных индивидов из группы контроля. Следует учитывать, что полученный результат не соответствует изолированному эффекту брака — оценка может быть смещенной в связи с наличием ненаблюдаемых характеристик индивида. Отметим также, что использование данного метода имеет ограничение. Мы составляем баланс ковариат по данным за один год до изменения брачного статуса, однако решение об изменении статуса является важ-

ным для индивида и обычно принимается на протяжении более длительного периода. Однако для рассмотрения нескольких лет требуется больший объем выборки.

Другим способом решения проблемы двусторонней причинно-следственной связи являются инструментальные переменные. (McConnell, Valladares-Esteban, 2021) используют для переменной, отвечающей за брак, инструментальную переменную, основанную на социальных нормах в отношении брака, которых придерживаются респонденты.

Мы также используем двухшаговый метод наименьших квадратов, используя в качестве инструментальной переменной возраст, в котором респондент начал жить со своей нынешней женой/партнершей. Если респондент не состоит в браке и не живет с партнером вне брака, то этот показатель равен нынешнему возрасту респондента, как если бы он начал жить с кем-то в данный момент. Чем раньше респондент начал жить с партнером, тем больше вероятность, что в настоящий момент он состоит в зарегистрированном браке. Таким образом, возраст начала сожительства отрицательно связан со статусом «в браке». Следует учитывать, что респонденты могут не всегда отвечать на вопрос о совместном проживании до вступления в брак, из-за чего оценка может быть завышена (по модулю). При этом возраст начала сожительства не зависит от заработной платы в настоящее время (рис. 1).

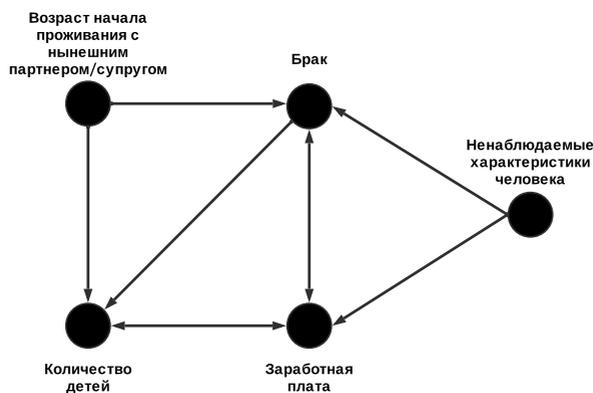


Рис. 1. Схема причинно-следственных связей для характеристик индивида
 Источник: построено авторами.

На первом шаге оценивается вспомогательная регрессия:

$$s_i = \alpha_0 + \mathbf{a}_1 \cdot \mathbf{z}_i + \gamma_1 \cdot x_i^{(1)} + \dots + \gamma_n \cdot x_i^{(n)} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

где s_i — бинарная переменная, принимающая значение, равное единице, для респондентов, состоящих в зарегистрированном браке, и равное нулю в противном случае;

z_i — возраст, в котором респондент начал проживать совместно с партнером (инструментальная переменная);
 $x_i^{(1)}, \dots, x_i^{(n)}$ — экзогенные характеристики респондента;
 ε_i — случайная величина.

На втором шаге оценивается регрессия с зависимой переменной заработной платы (логарифмированной) по предсказанным значениям уравнения первого шага \hat{s}_i и экзогенным регрессорам:

$$\ln(W_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{s}_i + \eta_1 \cdot x_i^{(1)} + \dots + \eta_n \cdot x_i^{(n)} + v_i, \quad (3)$$

где v_i — случайная величина.

Чтобы избавиться от влияния индивидуальных характеристик индивида, мы используем модель с фиксированными эффектами (fixed effects). Рассмотрим следующую спецификацию:

$$\ln(W_{it}) = \beta \cdot s_{it} + \alpha_1 \cdot x_{it}^{(1)} + \dots + \alpha_n \cdot x_{it}^{(n)} + \mu_i + \theta_{it}, \quad (4)$$

где W_{it} — среднемесячная заработная плата респондента i за год t ;
 s_{it} — бинарная переменная, принимающая значение, равное единице, если индивид i в году t имеет рассматриваемый брачный статус;
 $x_{it}^{(1)}, \dots, x_{it}^{(n)}$ — наблюдаемые характеристики индивида i в год t ;
 μ_i — ненаблюдаемые характеристики индивида i , неизменные во времени;
 θ_{it} — случайная величина.

Так как данные о μ_i отсутствуют, и $\text{corr}(\mu_i, s_{it}) \neq 0$, то оценка коэффициента β оказывается смещенной. Для получения несмещенной оценки следует перейти к внутригрупповому преобразованию (Korenman, Neumark, 1988), что приводит к сокращению неизменных во времени ненаблюдаемых переменных:

$$\begin{aligned} & \ln(W_{it}) - \overline{\ln(W_i)} = \\ & = \beta \cdot (s_{it} - \bar{s}_i) + \gamma_1 \cdot (x_{it}^{(1)} - \overline{x_i^{(1)}}) + \dots + \gamma_n \cdot (x_{it}^{(n)} - \overline{x_i^{(n)}}) + (\theta_{it} - \bar{\theta}_i). \end{aligned} \quad (5)$$

Данные

В работе использованы данные лонгитюдного обследования домохозяйств РМЭЗ НИУ ВШЭ за период с 2001 по 2021 г. Опрос содержит подробную информацию об условиях проживания, заработной плате, брачном статусе и других характеристиках жителей России.

Исследование проводится для работающих респондентов с ненулевой заработной платой. В выборку включены только индивиды в возрасте от 16 до 60 лет: в Российской Федерации невозможна официальная регистрация брака для индивидов младше 16¹, а пенсионный возраст для мужчин до 2019 г. начинался с 60 лет². Из выборки исключены респонденты, которые в момент проведения опроса находились в неоплачиваемом отпуске, так как среднемесячная заработная плата для них может быть занижена. В выборку также не вошли женщины, находящиеся в декрете, — их заработная плата не связана с часами работы или продуктивностью.

Перед построением моделей данные были очищены от выбросов и недостоверных наблюдений. Ограничение по скорректированной заработной плате составляет 160 000 руб. в месяц, максимальное количество детей в семье — четыре. В выборку не входят респонденты, указавшие среднюю продолжительность рабочей недели 80 часов и более, а также те, стаж работы которых превышает их возраст. Итоговая выборка содержит в себе 105 394 наблюдения.

Так как опрос проводился в разные годы в разных субъектах Российской Федерации, значение заработной платы было скорректировано на уровень инфляции: с использованием индекса потребительских цен заработная плата была приведена к ценам 2022 г.³ Полученные значения заработной платы были умножены на отношение прожиточного минимума в данном регионе к среднему прожиточному минимуму в РФ в 2022 г.⁴ В Приложении А приведены описательные статистики полученной выборки данных (табл. А1). Средние значения большинства переменных соотносятся с данными Росстата, однако наблюдается смещение в сторону респондентов с низким уровнем дохода: средняя заработная плата, рассчитанная по выборочным данным, составила 47 427 руб., хотя по данным Росстата среднее значение заработной платы в Российской Федерации в 2022 г. составило 65 338 руб.⁵

Результаты

Влияние брачного статуса на заработную плату мужчин. В табл. 1 показаны результаты оценки эффекта брака для мужчин при помощи мэтчинга

¹ Семейный кодекс Российской Федерации. Статья 13.

² Как менялся пенсионный возраст в России. URL: <https://www.kommersant.ru/doc/3657884> (дата обращения: 20.04.2023).

³ Индексы потребительских цен на товары и услуги по Российской Федерации, федеральным округам и субъектам Российской Федерации (с 1992 г.). Величина прожиточного минимума, установленная с 1 января 2022 г., в целом по Российской Федерации и по субъектам Российской Федерации. URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 20.04.2023).

⁴ Росстат. Сведения о величине прожиточного минимума.

⁵ Росстат. Сведения о средней номинальной заработной плате.

ближайшего соседа с расстоянием Махаланобиса для заработной платы с заданным ограничением по мере склонности (0,1 стандартного отклонения). Так как размер группы контроля в несколько раз превышает размер группы воздействия, каждому индивиду из группы воздействия мы сопоставляем двух индивидов из контрольной группы для увеличения количества наблюдений и сокращения стандартной ошибки оценки. Соответствие устанавливается между респондентами, проходившими опрос в один и тот же год. При построении оценки не учитывалось количество детей, поскольку в этом случае не достигается баланс ковариат — мужчины, вступившие в брак, в среднем имеют больше детей, чем те, кто в браке не состоит. Список переменных, по которым осуществлялся мэтчинг, и результаты проверки соблюдения баланса ковариат представлены в Приложении Б (табл. Б1).

Таблица 1

Результаты оценивания моделей мэтчинга для заработной платы в течение года после смены брачного статуса для мужчин

Зависимая переменная — заработная плата, руб.		
Константа	46 167*** (1474)	51 956*** (1891)
Женились	5140** (2526)	
Развелись		-3663 (3250)
Количество наблюдений	408	328

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: составлено авторами.

Мужчины, женившиеся в течение последнего года, зарабатывают в среднем на 5140 руб. больше, чем те, кто так и не вступил в брак (табл. 1). Эффект брака остается значимым при исключении из выборки индивидов, получающих заработную плату менее прожиточного минимума, и составляет 4287 руб. (значение t-статистики равно 1,7). Развод в среднем не оказывает значимого влияния на заработную плату мужчин в течение года (см. табл. 1).

В табл. 2 представлены оценки, полученные двухшаговым методом наименьших квадратов. Расчетное значение F-статистики для теста, проверяющего гипотезу о равенстве нулю коэффициента при инструментальной переменной в уравнении первого шага больше 10, что свидетельствует о релевантности инструментальной переменной. В модели с контролем на количество детей (2) коэффициент при переменной интереса выше, чем в модели (1). Это согласуется с теорией — количество детей положительно коррелирует с переменной, отвечающей за брак, поэтому оценка

коэффициента при переменной интереса в модели (1) оказывается завышенной. Тем не менее в модели (2) оценка влияния брака на заработную плату индивида остается положительной и значимой. Женатые мужчины зарабатывают на 9,6% больше, чем неженатые, и этот эффект не связан с тем, что в брак с большей вероятностью вступают более обеспеченные.

Таблица 2

**Результаты оценивания второго шага МНК
с инструментальной переменной для мужчин
без включения переменной количества детей (1) и с включением (2)**

	Зависимая переменная — логарифм заработной платы	
	(1)	(2)
Константа	9,554*** (0,149)	9,652*** (0,150)
Женат	0,159*** (0,034)	0,092*** (0,035)
Возраст	0,036*** (0,007)	0,031*** (0,007)
Областной центр	0,224*** (0,025)	0,240*** (0,025)
Город	0,154*** (0,027)	0,165*** (0,027)
ПГТ	0,115** (0,051)	0,128*** (0,051)
Начальное образование	-0,099*** (0,034)	-0,101*** (0,034)
Высшее образование	0,189*** (0,020)	0,192*** (0,020)
Часы работы	0,009*** (0,001)	0,008*** (0,001)
Значение возраста в квадрате	-0,0005*** (0,00009)	-0,0005*** (0,00009)
Количество детей		0,059*** (0,011)
Количество наблюдений	2241	2241
R ²	0,170	0,181
Скорректированный R ²	0,166	0,177
F-статистика	50,6***	49,3***

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Примечание: в качестве инструментальной переменной используется возраст, в котором респондент начал проживать с партнершей. Оценки коэффициентов перед переменными, отвечающими за начальное и высшее образование, приведены в сравнении со средним уровнем образования.

Источник: составлено авторами.

Чтобы избавиться от влияния ненаблюдаемых характеристик индивида, мы построили модель с фиксированными эффектами (табл. 3). Согласно оценкам, полученным в регрессии пула, женатые мужчины в среднем зарабатывают на 17,6% больше, чем неженатые. Мужчины, проживающие с партнершей вне брака, зарабатывают на 4,8% больше холостых, а разведенные — на 6,6% больше. В модели с фиксированными эффектами коэффициенты перед переменными, отвечающими за брачный статус, оказываются незначимыми. Оценка коэффициента перед переменной количества детей в регрессии пула больше, чем в модели с фиксированными эффектами, при этом в обеих моделях коэффициент оказывается значим.

Таблица 3

Результаты оценки моделей пула и фиксированных эффектов для мужчин

	Зависимая переменная — логарифм заработной платы	
	Регрессия пула	Фикс. эффекты
Константа	9,840*** (0,063)	
Возраст	0,027*** (0,003)	0,044*** (0,008)
В браке	0,162*** (0,013)	0,020 (0,027)
Значение возраста в квадрате	−0,0004*** (0,00004)	−0,0006*** (0,00008)
Часы работы	0,007*** (0,0005)	0,003*** (0,0005)
Овдовели	0,031 (0,048)	0,101 (0,104)
Сожительство	0,047*** (0,015)	−0,008 (0,027)
Развелись	0,064*** (0,022)	0,002 (0,033)
В браке, но не живут вместе	0,138** (0,050)	0,044 (0,047)
Количество детей	0,028*** (0,005)	0,019** (0,009)
Город	0,196*** (0,011)	
ПГТ	0,181*** (0,019)	
Областной центр	0,287*** (0,010)	
Начальное образование	−0,105*** (0,013)	

Зависимая переменная — логарифм заработной платы		
	Регрессия пула	Фикс. эффекты
Высшее образование	0,196*** (0,008)	
Количество наблюдений	13 621	13 621
R ²	0,193	
Внутригрупповой R ²		0,023
F-статистика	232,2***	19,3***

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Примечание: в регрессии пула оценки коэффициентов перед переменными, отвечающими за начальное и высшее образование, приведены в сравнении со средним уровнем, а тип населенного пункта, в котором проживает респондент — по сравнению с сельской местностью. Из модели с фиксированными эффектами исключены переменные, отвечающие за уровень образования респондента и тип населенного пункта, в котором он проживает, так как только для малого числа индивидов значения этих переменных изменяются на протяжении исследуемого периода. Из 2744 респондентов 15% изменило свой брачный статус в течение рассматриваемого периода.

Источник: составлено авторами.

Влияние брачного статуса на заработную плату женщин. В табл. 4 представлены результаты оценивания изменения заработной платы женщин, которые вышли замуж или развелись в течение последнего года, по сравнению с незамужними при помощи мэтчинга ближайшего соседа с расстоянием Махаланобиса для заработной платы с заданным ограничением по мере склонности (0,1 стандартного отклонения). Для сокращения стандартной ошибки мы сопоставляем каждому индивиду из группы воздействия двух индивидов из контрольной группы, численность которой в несколько раз превышает численность группы воздействия. Соответствие устанавливается между респондентами, проходившими опрос в один и тот же год. Результаты проверки соблюдения баланса ковариат представлены в Приложении Б (табл. Б2).

Таблица 4

**Результаты оценивания моделей мэтчинга для заработной платы
в течение года после смены брачного статуса для женщин**

Зависимая переменная — заработная плата, руб.		
Константа	37 501*** (1411)	43 021*** (1110)
Вступили в брак	3435 (2429)	
Развелись		2919 (1920)
Количество наблюдений	323	661

Источник: составлено авторами.

Переход из статуса «не замужем» в статус «в браке» не оказывает значимого влияния на заработную плату для женщин (табл. 4). Развод в среднем также не оказывает значимого влияния на заработную плату женщин в течение года (см. табл. 4). Результаты устойчивы по отношению к исключению из выборки индивидов, получающих заработную плату ниже прожиточного минимума.

Оценка, полученная двухшаговым методом наименьших квадратов, свидетельствует о значимом негативном влиянии брака на заработную плату женщин — в среднем замужние женщины зарабатывают на 4,9% меньше, чем незамужние или проживающие отдельно от супруга (табл. 5, модель 1). При контроле на количество детей коэффициент для переменной, отвечающей за статус «в браке», становится незначимым (табл. 5, модель 2). Инструмент является релевантным: расчетное значение F-статистики для теста, проверяющего гипотезу о равенстве нулю коэффициента при инструментальной переменной в уравнении первого шага, больше 10.

Таблица 5

**Результаты оценивания второго шага МНК
с инструментальной переменной для женщин без включения переменной
количества детей (1) и с включением (2)**

	Зависимая переменная — логарифм заработной платы	
	(1)	(2)
Константа	9,160*** (0,131)	9,076*** (0,133)
Замужем	-0,050** (0,021)	-0,033 (0,022)
Возраст	0,036*** (0,006)	0,041*** (0,007)
Областной центр	0,181*** (0,022)	0,173*** (0,022)
Город	0,088*** (0,024)	0,083*** (0,024)
ПГТ	0,110*** (0,034)	0,107*** (0,035)
Начальное образование	-0,131*** (0,037)	-0,125*** (0,037)
Высшее образование	0,319*** (0,017)	0,316*** (0,017)
Часы работы	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,001)

Зависимая переменная — логарифм заработной платы		
Значение возраста в квадрате	-0,0004*** (0,00008)	-0,0005*** (0,00008)
Количество детей		-0,030*** (0,010)
Количество наблюдений	2662	2662
R ²	0,226	0,229
Скорректированный R ²	0,224	0,226
F-статистика	86,2***	78,7***

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Примечание: в качестве инструментальной переменной используется возраст, в котором женщина начала проживать с партнером. Оценки коэффициентов перед переменными, отвечающими за начальное и высшее образование, приведены в сравнении со средним уровнем образования.

Источник: составлено авторами.

Согласно оценкам из объединенной модели, женщины в браке зарабатывают в среднем на 3% меньше, чем незамужние женщины (с контролем на количество детей) (табл. 6). Разведенные женщины зарабатывают в среднем на 2,4% больше, чем те, кто никогда не был замужем. Этот эффект достигается за счет ненаблюдаемых характеристик — при добавлении в модель фиксированных эффектов коэффициенты перестают быть значимыми (табл. 6). В модели с фиксированными эффектами коэффициент перед переменной, отвечающей за сожительство, положителен и значим — женщины, которые проживают с партнером вне брака, зарабатывают на 4% больше, чем незамужние. Однако в регрессии пула этот коэффициент не значим. Полученный результат может объясняться тем, что ненаблюдаемые характеристики женщин, которые чаще становятся сожительницами, отрицательно влияют на заработную плату. Дети отрицательно влияют на заработную плату женщин в обеих полученных моделях (с рождением каждого ребенка заработная плата снижается на 3–4%). Оценку эффекта вдовства в модели с фиксированными эффектами получить не удастся в связи с недостаточным количеством наблюдений.

Таблица 6

Оценка моделей пула и фиксированных эффектов для женщин

Зависимая переменная — логарифм заработной платы	Зависимая переменная — логарифм заработной платы	
	Регрессия пула	Фикс. эффекты
Константа	9,213*** (0,059)	
Возраст	0,036*** (0,003)	0,057*** (0,010)

Зависимая переменная — логарифм заработной платы		
	Регрессия пула	Фикс. эффекты
В браке	-0,030** (0,011)	0,027 (0,025)
Значение возраста в квадрате	-0,0004*** (0,00004)	-0,0007*** (0,00008)
Часы работы	0,012*** (0,0005)	0,006*** (0,0006)
Овдовели	-0,040** (0,019)	0,056** (0,036)
Сожительство	-0,020 (0,013)	0,042** (0,022)
Развелись	0,024* (0,014)	0,030 (0,026)
В браке, но не живут вместе	0,006 (0,045)	0,054 (0,038)
Количество детей	-0,035*** (0,005)	-0,042*** (0,018)
Город	0,121*** (0,010)	
ПГТ	0,172*** (0,015)	
Областной центр	0,222*** (0,009)	
Начальное образование	-0,165*** (0,016)	
Высшее образование	0,324*** (0,007)	
Количество наблюдений	16 569	16 569
R ²	0,240	
Внутригрупповой R ²		0,041
F-статистика	373***	43,9***

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Примечание: в регрессии пула оценки коэффициентов перед переменными, отвечающими за начальное и высшее образование, приведены в сравнении со средним уровнем образования, а тип населенного пункта, в котором проживает респондент — по сравнению с сельской местностью. Из модели с фиксированными эффектами исключены переменные, отвечающие за уровень образования респондента и тип населенного пункта, в котором он проживает, так как только для малого числа индивидов значения этих переменных изменяются на протяжении исследуемого периода. Из 3331 респондентов 20% изменило свой брачный статус в течение рассматриваемого периода.

Источник: составлено авторами.

Дискуссия

Для мужчин существует «премия за брак», в том числе с учетом эффекта самоотбора (см. табл. 1). Положительное влияние вступления в брак на заработную плату представителей мужского пола объясняется прежде всего ненаблюдаемыми характеристиками индивида. Мужчины, являющиеся наиболее привлекательными кандидатами для заключения брака, оказываются более успешными и на рынке труда. Женатые мужчины в среднем зарабатывают больше, чем неженатые. Кроме того, выявлен положительный эффект отцовства — мужчины с большим количеством детей в среднем получают более высокую заработную плату (см. табл. 2 и 3). Однако переменная, отвечающая за количество детей, в данном случае может быть эндогенной — семьи готовы завести ребенка при условии, что могут его финансово обеспечить. Полученный результат может объясняться и перераспределением между денежным и неденежным вознаграждением — мужчины, являющиеся отцами, могут выбирать более высокооплачиваемую профессию в ущерб условиям труда.

В отличие от (McConnell, Valladares-Esteban, 2021), показавших, что в США с середины 2000-х гг. замужние женщины зарабатывают больше незамужних, мы получили, что в Российской Федерации для женщин эффект от вступления в брак с учетом самоотбора отсутствует. Модель мэтчинга не выявляет влияния замужества на заработную плату (см. табл. 4). Оценка, полученная двухшаговым методом наименьших квадратов, значима и отрицательна, но при добавлении в регрессию переменной, отвечающей за количество детей, коэффициент перед инструментальной переменной вступления в брак становится незначимым (см. табл. 5). Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами свидетельствуют о том, что более низкий заработок замужних женщин, полученный в модели пула, может объясняться их индивидуальными характеристиками. Таким образом, вступление в брак не влияет на финансовое положение женщин — различия в заработной плате замужних и незамужних представительниц женского пола объясняется их особенностями — как эффектом самоотбора, так и наличием ненаблюдаемых характеристик.

Женщины с детьми в среднем получают более низкую заработную плату — их заработная плата уменьшается в среднем на 3% с рождением каждого ребенка (см. табл. 5). Этот результат устойчив по отношению к использованному методу оценки. Таким образом, можно сделать вывод о наличии «наказания за материнство». Полученные результаты согласуются с более ранними исследованиями, проведенными на данных НОБУС и РМЭЗ (Ниворожкина и др., 2008; Журавлева, Гаврилова, 2017).

Мужчины, проживающие вместе с партнершей, в среднем зарабатывают больше, чем те, кто никогда не был в браке (см. табл. 3). Значимое положительное влияние проживания с партнершей было выявлено в ре-

грессии пула, в модели с фиксированными эффектами коэффициент перед переменной сожителства незначим (см. табл. 3). Это может объясняться тем, что представители мужского пола, проживающие с партнершей, более успешны на рынке труда. Для женщин эффект сожителства выявлен только в модели с фиксированными эффектами (оценка в регрессии пула статистически не отличается от нуля), что можно объяснить разнонаправленностью влияния ненаблюдаемых характеристик и факта сожителства на заработную плату (см. табл. 6). Можно предположить, что сожительницами чаще оказываются женщины, в среднем получающие более низкую заработную плату.

Заключение

В данном исследовании произведена оценка влияния смены брачного статуса на заработную плату мужчин и женщин. В работе используются данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ за 20 лет.

Гипотеза 1 подтверждается. Выявлено, что при вступлении в брак мужчины начинают зарабатывать в среднем на 17,6% больше, чем неженатые, а женщины — на 4,9% меньше, чем незамужние. Несмотря на то что в брак вступают мужчины, чей труд в среднем оплачивается выше, «премия за брак» существует даже с учетом этого фактора и объясняется ненаблюдаемыми характеристиками индивида. Однако для женщин при контроле на заработную плату прошлого периода эффект брака отсутствует — гипотеза 2 отвергается.

Мужчины, являющиеся отцами одного или нескольких детей, в среднем зарабатывают больше, чем те, у кого нет детей. Однако утверждать о наличии причинно-следственной связи нельзя: можно предположить, что семьи решают завести ребенка только в том случае, когда могут его обеспечивать. Для женщин выявлен негативный эффект материнства. Замужние женщины начинают зарабатывать в среднем на 3% меньше с рождением каждого ребенка.

Гипотеза 3 подтверждается. Сожителство положительно влияет на заработную плату мужчины (по сравнению со статусом «не состоит в браке»). По результатам построения модели фиксированных эффектов можно сделать вывод о том, что сожителями чаще оказываются мужчины, успешные на рынке труда, а сожительницами — женщины с более низкой заработной платой.

Гипотеза 4 отвергается. Развод не влияет на заработную плату мужчин и женщин с учетом самоотбора. Оценки, полученные методом наименьших квадратов в регрессии пула, объясняются наличием ненаблюдаемых характеристик — существуют факторы, одновременно увеличивающие вероятность развода и воздействующие на заработную плату.

Список литературы

Арженовский, С. В. (2015). Эконометрическое моделирование влияния семейного статуса на субъективное благополучие. *Учет и статистика*, 4(40), 92–104.

Архангельский, В. Н., & Калачикова, О. Н. (2020). Возраст матери при рождении первого ребенка: динамика, региональные различия, детерминация. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз*, 13(5), 200–217. <https://doi.org/10.15838/esc.2020.5.71.12>

Бирюкова, С. С., & Макаренцева, А. О. (2017). Оценки «штрафа за материнство» в России. *Население и экономика*, 1(1), 50–70. <https://doi.org/10.3897/porecon.1.e36032>

Журавлева, Т. Л., & Гаврилова, Я. А. (2017). Анализ факторов рождаемости в России: что говорят данные РМЭЗ НИУ ВШЭ? *Экономический журнал ВШЭ*, 21(1), 145–187.

Калабихина, И. Е. (2017). Родительские обязанности и дискриминация в сфере занятости. *Население и экономика*, 1(1), 89–116. <https://doi.org/10.3897/porecon.1.e36034>

Ниворожкина, Л. И., Ниворожкин, А. М., & Арженовский, С. В. (2008). Цена материнства: эконометрическая оценка. *Вестник Таганрогского института управления и экономики*, 1.

Рошин, С. Ю., & Емелина, Н. К. (2022). Мета-анализ гендерного разрыва в оплате труда в России. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 26(2), 213–239. <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2022-26-2-213-239>

Ahituv, A., & Lerman, R. I. (2005). How Do Marital Status, Wage Rates, and Work Commitment Interact? *IZA Discussion*, 1688. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.773950>

Ahituv, A., & Lerman, R. I. (2011). Job turnover, wage rates, and marital stability: How are they related? *Review of Economics of the Household*, 9, 221–249. <https://doi.org/10.1007/s11150-010-9101-6>

Bardasi, E., & Taylor, M. P. (2008). Marriage and Wages: A Test of the Specialization Hypothesis. *Economica*, 75, 569–591. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00630.x>

Becker, G. S. (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81(4), 813–846.

Budig, M. J., & England, P. (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66, 204–225. <https://doi.org/10.2307/2657415>

Bugdaeva, S. E. (2023). Household time allocation in Russia: economic or sociocultural model? *Population and Economics*, 7(3), 70–104. <https://doi.org/10.3897/popecon.7.e101852>

Chun, H., & Lee, I. (2001). Why do married men earn more: productivity or marriage selection? *Economic Inquiry*, 39, 307–319. <https://doi.org/10.1093/ei/39.2.307>

Daniel, K., & Becker, G. (1995). The marriage premium. *The New Economics of Human Behaviour*, 113–126. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511599040.009>

Gangl, M., & Ziefle, A. (2009). Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*, 46, 341–369. <https://doi.org/10.1353/dem.0.0056>

Harkness, S., & Waldfogel, J. (1999). The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialised Countries. *Centre for Analysis of Social Exclusion, Working Paper*, 219.

Hersch, J., & Stratton, L. S. (2000). Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium. *Industrial & Labor Relations Review*, 54, 78–94.

Hewitt, B., Western, M., & Baxter, J. (2002). Marriage and Money: The Impact of Marriage on Men's and Women's Earnings. *Negotiating the Life Course*, 1–33.

Indika, N. (2018). Does marriage affect men's labor market outcomes? A semiparametric longitudinal analysis. *Journal of International and Global Economic Studies*, 11(1).

Korenman, S., & Neumark, D. (1992). Marriage, Motherhood, and Wages. *The Journal of Human Resources*, 27, 233–255. <https://doi.org/10.2307/145734>

Kossova, E., Potanin, B. S., & Sheluntcova M. (2020). Estimating effect of marriage on male wages in Russia. *Journal of Economic Studies*, 47, 1649–1667. <https://doi.org/10.1108/JES-04-2019-0184>

Ludwig V., & Brüderl, J. (2018). Is there a male marital wage premium? New evidence from the United States. *American Sociological Review*, 83(4), 744–770. <https://doi.org/10.1177/0003122418784909>

Lundberg, S. J., & Rose, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women. *Labour Economics*, 7, 689–710. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(00\)00020-8](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(00)00020-8)

McConnell, B., & Valladares-Esteban, A. (2021). *On the marriage wage premium*.

McDonald, P. (2020). The male marriage premium: Selection, productivity, or employer preferences? *Journal of Marriage and Family*, 82(5), 1553–1570. <https://doi.org/10.1111/jomf.12683>

Millagaha Gedara, N. I. (2021). The men's marriage premium in the United States: What remains after controlling for publication bias and heterogeneity? *Colombo Business Journal*, 12(2), 53–79.

Reed, W. R., & Harford, K. (1989). The marriage premium and compensating wage differentials. *Journal of Population Economics*, 2, 237–265. <https://doi.org/10.1007/BF00171003>

References

Arkhangel'skii, V. N., & Kalachikova, O. N. (2022). Maternal age at first birth: dynamics, regional differences, determination. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*, 13(5), 200–217. <https://doi.org/10.15838/esc.2020.5.71.12>

Arzhenovskiy, S. V. (2015). Econometric modelling of marital status on subjective well-being. *Accounting and Statistics*, 4(40), 92–104.

Biryukova, S., & Makarentseva, A. (2017). Estimates of the motherhood penalty in Russia. *Population and Economics*, 1(1), 50–70. <https://doi.org/10.3897/popecon.1.e36032>

Kalabikhina, I. (2017). Parental responsibilities and discrimination in employment. *Population and Economics*, 1(1), 89–116. <https://doi.org/10.3897/popecon.1.e36034>

Nivorozhkina, L. I., Nivorozhkin, A. M., & Arzhenovskij, S. V. (2008). The price of motherhood: econometric estimation. *Vestnik Taganrogskogo instituta upravlenija i jekonomiki*, 1.

Roshchin, S. Yu., & Yemelina, N. K. (2022). Meta-analysis of the Gender Pay Gap in Russia. *HSE Economic Journal*, 26(2), 213–239. <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2022-26-2-213-239>

Zhuravleva, T. L., & Gavrilova, Ja. A. (2017). Analysis of Fertility Determinants in Russia: What do RLMS Data Say? *HSE Economic Journal*, 21(1), 145–187.

Приложение А

Таблица А.1

Описательная статистика

Переменная	Среднее	Станд. откл.	Минимум	Максимум
Возраст	40,324	10,236	16	59
Опыт работы (лет)	18,239	10,621	0	43
Мужчина	0,447	0,497	0	1
<i>Тип поселения</i>				
Областной центр	0,434	0,496	0	1
Город	0,298	0,457	0	1
ПГТ	0,056	0,231	0	1
Село	0,212	0,409	0	1
<i>Образование</i>				
Незаконченное среднее	0,085	0,278	0	1
Среднее или среднее специальное	0,586	0,493	0	1
Высшее	0,330	0,470	0	1
Часы работы в неделю	42,470	9,514	1	79
Заработная плата	47427	26697	1035	159769
<i>Брачный статус</i>				
Никогда не были в браке	0,117	0,321	0	1
В браке	0,608	0,488	0	1
Сожительство	0,133	0,339	0	1
Разведены	0,099	0,299	0	1
Овдовели	0,037	0,190	0	1
В браке, но живут отдельно	0,006	0,078	0	1
Количество детей	1,318	0,882	0	4

Источник: составлено авторами.

Приложение Б

Таблица Б.1(а)

Баланс ковариат в модели мэтчинга для заработной платы в течение года после вступления в брак для мужчин

	Холостые	Женились	Разница средних	p-value
Возраст	28,3	28,4	0,1	0,9
Опыт	7,6	7,7	0,1	0,8
Областной центр	0,442	0,439	-0,003	0,9
Город	0,349	0,309	-0,040	0,4

Окончание табл. Б.1(а)

	Холостые	Женились	Разница средних	p-value
ПГТ	0,048	0,058	0,010	0,7
Село	0,160	0,194	0,034	0,4
Начальное образование	0,123	0,137	0,014	0,7
Среднее образование	0,602	0,590	-0,012	0,8
Высшее образование	0,275	0,273	-0,002	1,0
Часы работы	43,6	44,3	0,7	0,4
Зарботная плата в предыдущий год	45 102,2	48 270,5	3168,3	0,2

Примечание: соответствие устанавливается по двум ближайшим соседям.

Источник: составлено авторами.

Таблица Б.1(б)

Баланс ковариат в модели мэтчинга для заработной платы в течение года после развода для мужчин

	В браке	Развелись	Разница средних	p-value
Возраст	38,3	38,7	0,4	0,7
Опыт	17,0	17,5	0,5	0,6
Областной центр	0,438	0,396	-0,042	0,5
Город	0,300	0,342	0,042	0,4
ПГТ	0,078	0,099	0,021	0,5
Село	0,184	0,162	-0,022	0,6
Начальное образование	0,078	0,072	-0,006	0,8
Среднее образование	0,756	0,784	0,028	0,6
Высшее образование	0,166	0,144	-0,022	0,6
Часы работы	45,6	45,9	0,3	0,8
Зарботная плата в предыдущий год	48473,7	48848,5	374,8	0,9

Примечание: соответствие устанавливается по двум ближайшим соседям.

Источник: составлено авторами.

Таблица Б.2(а)

Баланс ковариат в модели мэтчинга для заработной платы в течение года после вступления в брак для женщин

	Не замужем		В браке	
	Не замужем	В браке	Разница средних	p-value
Возраст	29,2	29,0	-0,2	0,8
Опыт	8,3	8,4	0,1	1,0
Областной центр	0,537	0,514	-0,023	0,7
Город	0,285	0,294	0,009	0,9

Окончание табл. Б.2(а)

	Не замужем		В браке	
	Не замужем	В браке	Разница средних	p-value
ПГТ	0,047	0,046	-0,001	1,0
Село	0,131	0,147	0,016	0,7
Начальное образование	0,010	0,018	0,008	0,5
Среднее образование	0,467	0,468	0,001	1,0
Высшее образование	0,523	0,513	-0,010	0,9
Часы работы	40,6	40,6	-0,002	1,0
З/п в предыдущий год	36 984,9	37 540,1	555,2	0,8

Примечание: соответствие устанавливается по двум ближайшим соседям.

Источник: составлено авторами.

Таблица Б.2(б)

Баланс ковариат в модели мэтчинга для заработной платы в течение года после развода для женщин

	В браке	Развелись	Разница средних	p-value
Возраст	38,4	38,3	-0,1	0,9
Опыт	16,9	16,7	-0,2	0,8
Областной центр	0,390	0,406	0,016	0,7
Город	0,325	0,308	-0,017	0,7
ПГТ	0,095	0,090	-0,005	0,8
Село	0,189	0,195	0,006	0,9
Начальное образование	0,038	0,045	0,007	0,7
Среднее образование	0,529	0,552	0,023	0,6
Высшее образование	0,432	0,403	-0,029	0,5
Часы работы	40,5	40,3	-0,2	0,8
З/п в предыдущий год	41 477,7	42 713,1	1235,4	0,5

Примечание: соответствие устанавливается по двум ближайшим соседям.

Источник: составлено авторами.