

Эконометрический анализ влияния смены семейного статуса на заработную плату в России

Как влияет смена семейного статуса индивида на его заработную плату в России? В работе использовался метод мэтчинга (простая мэтчинг-оценка и мэтчинг-оценка на основе меры склонности) по данным Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) за 2000–2009 гг. На основе полученных оценок проанализированы различные варианты смены семейного статуса («не замужем — зарегистрированный брак», «зарегистрированный брак — в разводе», «разведен — гражданский брак», «разведен — зарегистрированный брак», «зарегистрированный брак — вдова (вдовец)», «зарегистрированный брак — гражданский брак») и их влияние на заработную плату для мужчин и женщин. Получено, что женщины наиболее подвержены влиянию перемен в личной жизни на поведение на рынке труда: для женщин большинство рассматриваемых переходов ведут к определенным издержкам в заработной плате, за исключением перехода «разведен — зарегистрированный брак». Для мужчин значимо влияет на заработную плату только переход «зарегистрированный брак — развод».

Ключевые слова: семейное положение; смена семейного статуса; заработная плата; эффект воздействия; мэтчинг; мэтчинг-оценка на основе меры склонности.

JEL classification: C01; J12; J31.

1. Введение

Современная демографическая ситуация в большинстве развитых стран мира, как правило, характеризуется снижением рождаемости, изменением брачного поведения (снижение числа браков, увеличение количества разводов, повышение возраста вступления в брак и т. д.) Что происходит в России? О чем свидетельствуют статистические данные? На фоне снижающейся рождаемости (рис. 1) также происходит изменение брачной модели.

Общий коэффициент брачности на 1000 жителей в 2000 г. составил 6.2 по сравнению с 8.9 в 1990 г. и 12.5 в 1960 г. (рис. 2). Однако сейчас наметилась тенденция к росту: в 2010 г. общий коэффициент брачности на 1000 жителей составил 8.5. Средний возраст женщин при вступлении в первый брак в России вырос с 21.9 лет в 1991 г. до 23 лет в 2002 г. (хотя в 1960 г. он был равен 24.7). Общий коэффициент разводимости на 1000 жителей составил 5.9 в 2002 г. по сравнению с 1.5 в 1960 г., к 2010 г. наметилось снижение числа разводов (до 4.5). Растет число незарегистрированных союзов (а также детей, рожденных в таких союзах). Отечественные демографы заговорили о новой модели брака в России (Захаров, 2006).

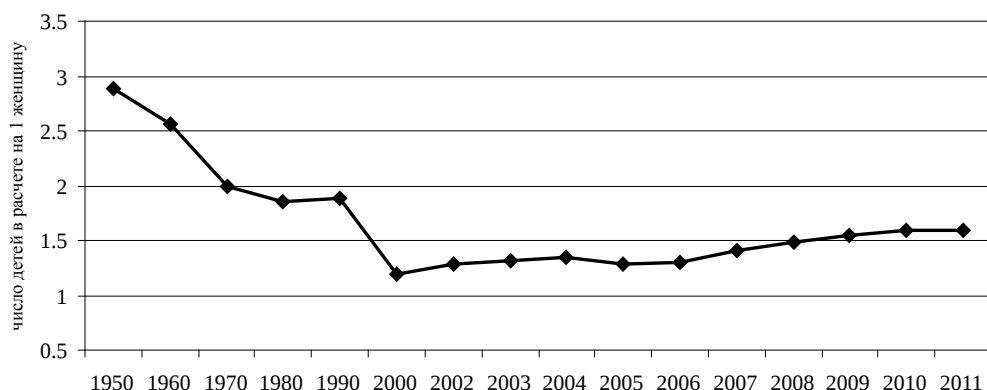


Рис. 1. Суммарный коэффициент рождаемости в России 1950–2011 гг.

Источник: <http://www.demoscope.ru/weekly/app/app4007e.php>.

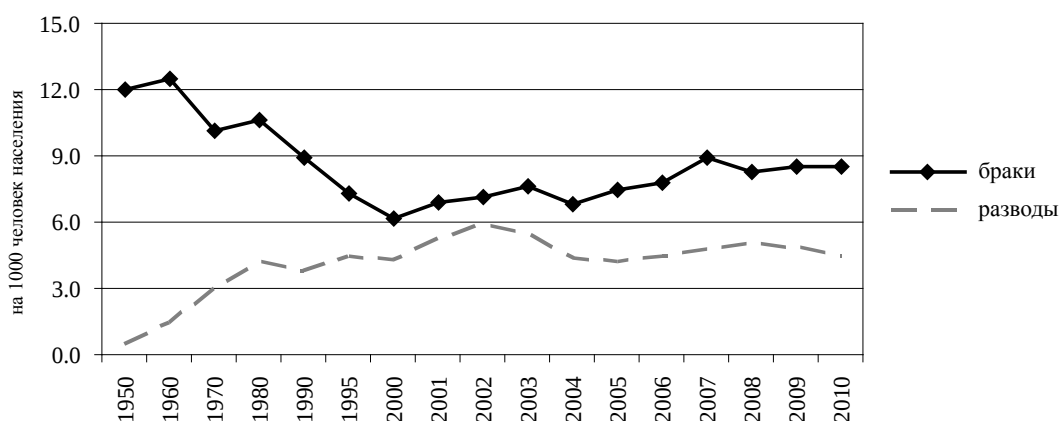


Рис. 2. Браки и разводы в России (на 1000 чел.)

Источник: <http://www.gks.ru/>.

В свою очередь, современные демографические тренды привели к увеличению значимости структуры домохозяйства и семейного статуса индивида, что нашло отражение в исследованиях его поведения на рынке труда. Сложная демографическая ситуация, связанная со спадом рождаемости, требует, в частности от женщин, принятия оптимального решения относительно того, родить ребенка и покинуть рынок труда ради его воспитания, или продолжать работать. Очевидно, что на это решение будет оказывать влияние семейный статус женщины, поддержка со стороны супруга, распределение ролей внутри домохозяйства.

Семейный статус также накладывает определенные ограничения на характер работы. Например, замужние женщины, ввиду их большой занятости в домашнем хозяйстве, предпочитают такие места работы, которые не предполагают командировок, регулярных переработок, ненормируемый график работы, необходимость дополнительного повышения квалификации, требующего временных затрат, что в свою очередь отразится на величине их заработной платы. Для одной работы, связанной с командировками и ненормированным рабочим днем, семья может служить помехой, а для других должностей (особенно

это актуально для мужчин) семья — это определенный статус в обществе, стабильность и надежность. В рамках настоящей статьи сделана попытка изучить вопрос о том, как меняются поведение на рынке труда и стратегии женщин и мужчин после смены семейного статуса (например, после брака, развода и т. д.). В частности, целью настоящего исследования является оценка влияния смены семейного статуса на заработную плату индивидов.

2. Обзор современного состояния изучаемой проблемы

Взаимосвязаны ли семейное положение индивида и его заработная плата? Многие исследования показывают, что решения о занятости, а также величина заработной платы, как правило, зависят от семейного статуса. Becker (1974) попытался обосновать эту взаимосвязь с экономической точки зрения. В своей теории брака он утверждал, что выгоды от супружества зависят от разделения труда в домохозяйстве и на рынке труда, которое отрицательно коррелирует с отношением заработных плат жены и мужа. Беккер одним из первых в экономической литературе сформулировал гипотезу о роли «специализации» в супружестве: мужчина является «кормильцем», зарабатывает деньги для семьи, а женщина в большей степени посвящает себя работе по дому и заботе о детях. Сокращение разницы между заработными платами мужчины и женщины снижает склонность к браку, а «специализация» выгодна семьям с высоким доходом супруга.

Большая часть литературы посвящена изучению влияния наличия детей на предложение труда женщин и их заработную плату (Heckman, MaCurdy, 1980; Hotz, Miller, 1988; Moffitt, 1984). Другая часть работ рассматривает различные подходы, объясняющие потенциальные источники семейных выгод, оказывающих влияние на поведение на рынке труда. Например, McElroy, Horney (1981) и Chiappori (1988) связывали семейные выгоды с потреблением и распределением времени внутри домохозяйства и на рынке труда, используя теоретико-игровые модели. Достаточно много работ посвящено тестированию гипотезы о «специализации», в особенности для мужчин. Результаты эмпирических исследований показывают, что женатые мужчины зарабатывают больше, чем одинокие, в среднем на 10–20% (Hill, 1979; Korenman, Neumark, 1991; Dougherty, 2006). Для женщин «премия за вступление в брак» вдвое меньше, а после замужества этот эффект снижается, в отличие от мужчин (Dougherty, 2006).

В России поведение индивидов на рынке труда и уровень заработной платы ранее исследовались и моделировались рядом авторов, однако нет работ, специально посвященных влиянию семейного статуса на заработную плату, что подтверждает важность настоящего исследования. Остановимся на некоторых работах, косвенно связанных с данной темой.

Рощин (2003) провел эмпирический анализ факторов, влияющих на принятие населением решения об экономической активности на основе данных РМЭЗ¹ за 1994–2000 гг. Было

¹ 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: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>.

выявлено устойчивое влияние семейного статуса на уровень участия в рабочей силе по гендерным группам, причем у мужчин направленность этого влияния постоянна, а у женщин — меняется. Влияние семейного статуса на заработную плату автором не исследовалось, однако важность учета семейного статуса при моделировании поведения индивида на рынке труда представляется очевидной.

Мальцева (2005) исследовала влияние различий в профессиональной мобильности мужчин и женщин на гендерную сегрегацию на российском рынке труда за период 1998–2002 гг. Относительно влияния семейного статуса было получено, что не имеющие семьи работники (особенно мужчины) в среднем более мобильны. Наличие детей, в том числе младших возрастов, а также характеристики семейного статуса не оказывают заметного сдерживающего влияния на смену профессии женщинами. Мужчины, имеющие детей до семи лет, более мобильны, чем те, у кого нет маленьких детей.

Ниворожкина, Арженовский, Ниворожкин (2007) исследовали влияние материнства на заработную плату женщин на основе данных НОБУС² за 2003 г. Результаты анализа выявили наличие существенной дифференциации в заработках женщин с детьми и без детей. При этом замужние женщины уступают в заработках женщинам других групп: незамужним, никогда не состоявшим в браке, вдовам в среднем на 2–3%, наибольший разрыв в заработках наблюдается для замужних и разведенных женщин — в среднем 6% (с детьми и без детей).

Матвеевко, Савельев (2005) на основе панельных данных РМЭЗ за 1994–2000 гг. исследовали факторы, определяющие предложение труда мужчин и женщин на основной работе. Семейное положение оказалось значимым фактором. Было получено, что наибольшую роль играет экономическое положение семьи, а для замужних женщин — социальный статус мужа. Женатые мужчины зарабатывают в среднем на 9% больше, чем не состоящие в браке. Для женщин это различие составляет 3–5% в пользу незамужних.

Ощепков (2006), анализируя различия в заработной плате мужчин и женщин по данным НОБУС, получил, что наличие семьи имеет значимый положительный эффект на заработную плату мужчин (в среднем различие составляет 12.5%), но практически не влияет на заработную плату женщин.

Ким, Рошин (2009), исследуя влияние потребления алкоголя на заработную плату по данным РМЭЗ, получили косвенные результаты о том, что заработная плата женатых мужчин больше, чем неженатых, в среднем на 20%, а женщины, состоящие в браке, зарабатывают меньше, чем незамужние. Различия для женщин составили в среднем 2%.

Рощина, Рошин (2006) исследовали заключение и расторжение брака с точки зрения экономического подхода, в том числе влияние заработной платы и занятости на брачные возможности мужчин и женщин. Было получено, что статус безработного снижает вероятность для мужчины вступить в брак, для женщин, наоборот, статус безработного не оказывает существенного влияния, а статус экономической неактивности повышает шансы вступить в брак.

Таким образом, обзор отечественных и зарубежных исследований показывает, что семейный статус является важной детерминантой при моделировании заработной платы индивида. Большинство работ свидетельствует о том, что женатые мужчины в среднем за-

² НОБУС — Национальное обследование благосостояния и участия населения в социальных программах, проводившееся Росстатом в 2003 г.

рабатывают больше на 10–20% по сравнению со всеми остальными категориями мужчин, а замужние женщины уступают в заработках одиноким и разведенным. Следует отметить, что применяемая методология в изученных работах — это построение моделей с фиксированными эффектами по панельным данным и использование процедуры Хекмана для устранения смещения, возникающего при моделировании заработной платы из-за пропущенных наблюдений по неработающим индивидам.

3. Исследовательские гипотезы

Опираясь на опыт отечественных и зарубежных исследований, теоретические предпосылки, а также на современное состояние рынка труда, сформулируем ряд основных гипотез относительно влияния смены семейного статуса на заработную плату, для проверки которых был проведен эконометрический анализ.

Гипотеза 1. *Женатые мужчины имеют более высокий заработок.*

В основу этой гипотезы положено предположение Беккера о роли «специализации» в супружестве: мужчина зарабатывает деньги для семьи, а женщина в большей степени посвящает себя ведению хозяйства и воспитанию детей. Логично предположить, что мужчина, став главой семьи, приложит больше усилий к увеличению своего заработка.

Гипотеза 2. *Замужние женщины зарабатывают меньше женщин из других групп (незамужних, разведенных и вдов).*

Вступая в брак, женщина, как правило, неформально берет на себя обязательства по ведению домашнего хозяйства и в перспективе по уходу за детьми. В этом случае, например, для нее будут наиболее выгодны «женские» профессии, позволяющие совмещать работу и домашние обязанности, что в свою очередь отразится на ее заработной плате. Беккер обосновал, что семейные обязанности ограничивают доступ женщин к рабочим местам, предполагающим командировки, переработки, ненормированный рабочий день, что в свою очередь ограничивает ее заработную плату.

Гипотеза 3. *Смена семейного статуса существенно меняет заработную плату женщины.*

Переход из одного семейного статуса в другой для женщины, по сути, означает смену ее жизненного курса и переоценку ценностей. Незамужняя женщина обеспечивает свою жизнь сама, она не имеет бремени семейных обязанностей, имеет более высокую производительность, а следовательно, может иметь высокий заработок. Вступление в брак требует от женщины совмещения семейных обязанностей с работой, что вероятнее всего приведет к уменьшению ее усилий на работе и к снижению заработной платы, при этом женщина начинает получать материальную поддержку со стороны супруга. Разведенная женщина оказывается в ситуации, когда она вынуждена сама «кормить» себя и, возможно, несовершеннолетних детей, которые уже появились к моменту развода. Это требует от нее повышения интенсивности труда и, следовательно, женщина будет искать более высокооплачиваемые формы занятости. Для вдов не очевидно, как изменится их заработная плата: с одной стороны, может быть ситуация, как в случае с разведенными женщинами, а с другой стороны, вдовы — это чаще всего женщины уже преклонного возраста, имеющие взрослых детей, у них нет необходимости в более высокой зарплате (например для содержания детей).

4. Методология исследования и данные

4.1. Данные

В настоящей работе использовались данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE) за 2000–2009 гг. Для анализа были выбраны респонденты в возрасте 15–72 лет (трудоспособные согласно определению Международной организации труда). Здесь также следует обратить внимание на допустимый возраст вступления в брак. В России брачный возраст устанавливается в 18 лет (п. 1 ст. 13 Семейного Кодекса РФ), однако в брак могут вступить граждане и в более молодом возрасте (с 15 лет, что соответствует началу трудоспособного возраста) при предоставлении определенных документов.

Семейный статус. На вопрос о семейном положении в анкете РМЭЗ допускались следующие ответы: «Никогда в браке не состоял», «Состою в зарегистрированном браке», «Живем вместе, но не зарегистрированы», «Разведены и в браке не состою», «Вдовец (вдова)», «Официально зарегистрированы, но вместе не проживаем».

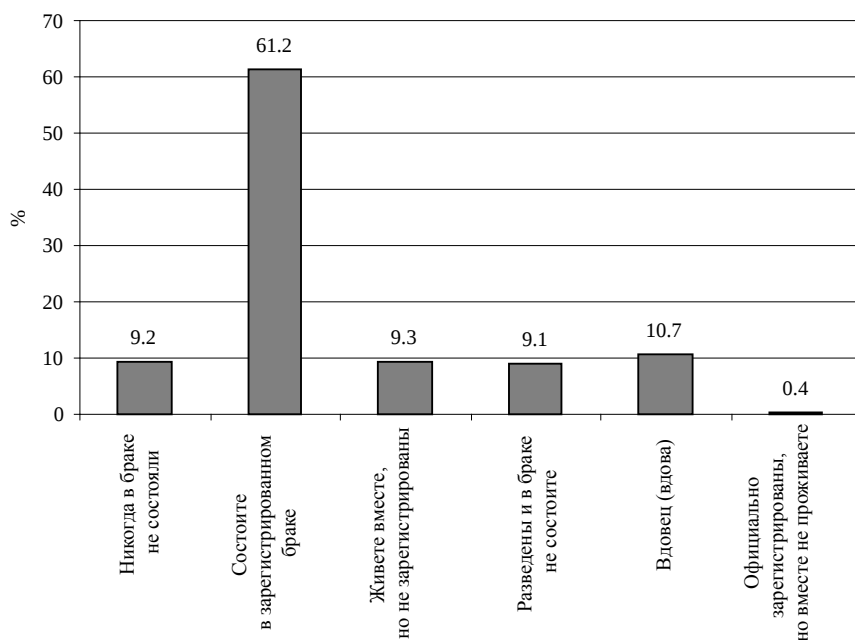


Рис. 3. Ответы на вопрос о семейном положении в 2009 г.

Источник: данные РМЭЗ (вся выборка).

Из рисунка 3 видно, что подавляющее большинство выборки — это семейные респонденты, доля которых в 2009 г. составила 61.2%. Отметим, что вариант ответа на вопрос о семейном статусе «Официально зарегистрированы, но вместе не проживаем» отсутствует в анкетах за 2000, 2001, 2003–2005 гг. В те годы, где такой вариант ответа присутствовал, его давали, как правило, только 0.3–0.8% респондентов, поэтому такие респонденты были отнесены к тем, кто состоит в зарегистрированном браке, т. к. наличие «штампа» в паспорте может быть определенным сигналом на рынке труда.

Проанализируем структуру выборки по семейному статусу за рассматриваемый период. Следует отметить, что в изучаемой выборке РМЭЗ за последние 10 лет произошли небольшие изменения. Число состоящих в браке снизилось на 2% (с 63.6% в 2000 г. до 61.9% в 2009 г.), значительно уменьшилось (на 8%) число никогда не состоявших в браке, выросла доля разведенных, доля состоящих в гражданском браке и доля вдовцов (вдов) (рис. 4).

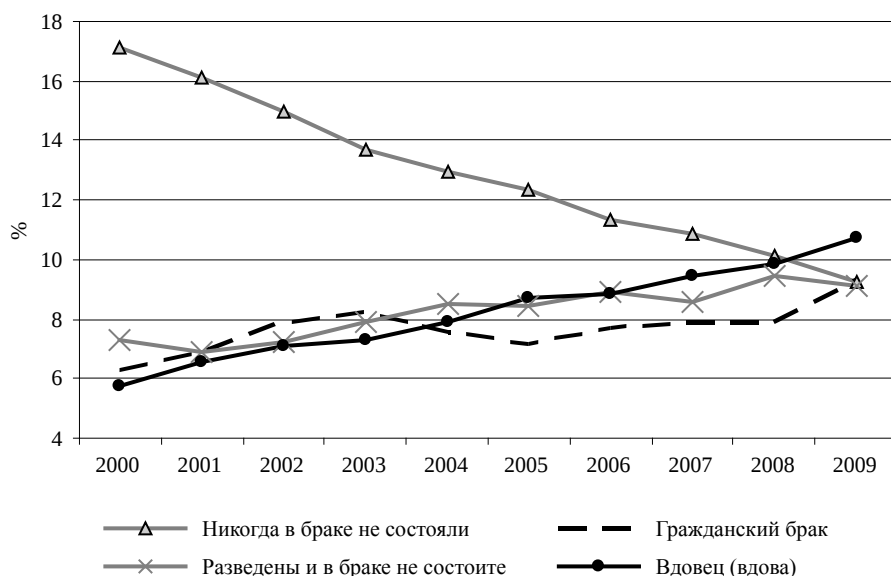


Рис. 4. Изменение структуры выборки в зависимости от семейного статуса
Источник: данные РМЭЗ (вся выборка).

Немного другая тенденция наблюдается в гендерных группах (рис. 5). За период 2000–2009 гг. намечился незначительный рост (на 1%) с 71.9% до 73.1% доли состоящих в браке

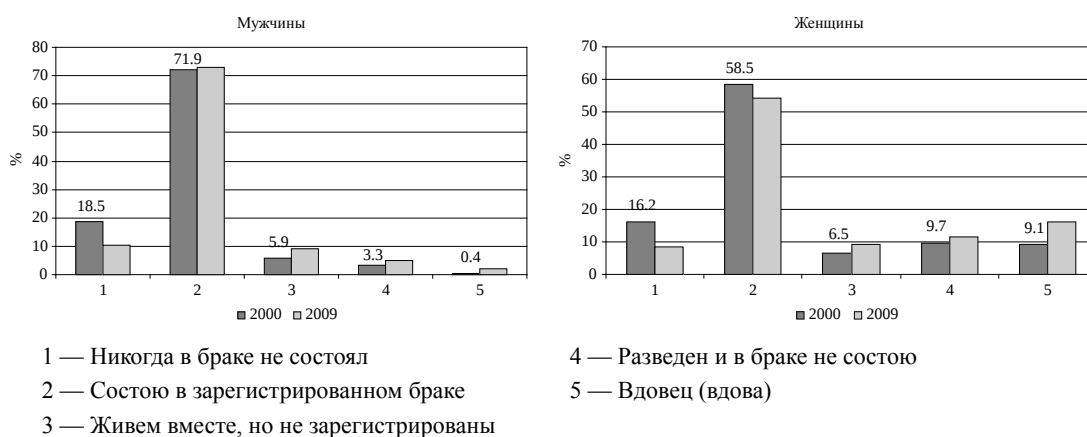


Рис. 5. Изменение структуры выборки в зависимости от семейного статуса по гендерным группам
Источник: данные РМЭЗ.

мужчин, а доля состоящих в браке женщин снизилась с 58.5% до 54.4%. Значительно выросла доля вдов (с 9.1% до 16%).

Такие изменения связаны, прежде всего, с возрастными изменениями изучаемой совокупности за 10-летний период. В целом тенденция изменения семейного статуса по данным РМЭЗ согласуется с тенденциями брачности и разводимости в России в последние годы (рис. 2).

Заработная плата. Кто зарабатывает больше всех? Средние значения заработной платы в 2009 г.³ показывают, что самыми высокооплачиваемыми являются «семейные индивиды», которые зарабатывают 11 781.36 руб. (в месяц), наименьший заработок имеют вдовцы (вдовы) — 8 097.49 руб. Небольшой заработок вдовцов (вдов) можно связать с их возрастом: действительно, средний возраст в этой группе составляет 60.5 лет, однако в 2009 г. 41% всех вдовцов (вдов) имели возраст 29–59 лет. На рисунке 6 представлены изменения заработной платы в зависимости от семейного статуса и пола в период 2000–2009 гг. Заработная плата была выражена в ценах 2009 г. на основе индекса потребительских цен.

Из рисунка 6 видно, что преимущество в заработной плате в среднем имеют мужчины, состоящие в зарегистрированном браке или живущие в гражданском браке. Меньше всех зарабатывают разведенные мужчины. Однако следует отметить, что доля разведенных мужчин и вдовцов в общем объеме выборки мала, и здесь возможны смещенные оценки. Другая картина наблюдается для женщин. Среди женщин наибольший заработок в среднем имеют разведенные женщины. Это можно объяснить необходимостью самостоятельно обеспечивать свою семью после развода. Далее следуют женщины, никогда не состоявшие в браке. Меньше всех в среднем зарабатывают женщины, живущие в гражданском браке.

4.2. Методология исследования

Для ответа на главный вопрос данного исследования: как влияет смена семейного статуса на заработную плату респондента, будем использовать оценку среднего эффекта воздействия (estimation of average treatment effects). Остановимся на основной идее данного подхода (Rubin, 1973a, b, 1974; Abadie et al., 2004; Ениколопов, 2009). В терминах «эффекта воздействия» интерес представляет оценка среднего эффекта бинарного воздействия — смены семейного статуса, например, респондент сначала был неженатым, а потом обзавелся семьей. Как изменилась его заработная плата? Пусть для всех индивидов выборки $i = 1, \dots, N$ определено множество двух возможных исходов $\{Y_i(0), Y_i(1)\}$, где исход $Y_i(1)$ наступает, если индивид i меняет свой семейный статус (в терминах «эффекта воздействия» он подвергается активному воздействию $W_i = 1$), исход $Y_i(0)$ соответствует случаю, когда индивид i не меняет свой семейный статус (подвергается контрольному воздействию $W_i = 0$):

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

Таким образом, всю наблюдаемую выборку можно разделить на две группы: активного воздействия и контрольную. В обоих случаях величины $Y_i(1)$ и $Y_i(0)$ наблюдаемы, а эффект для каждого индивида i может быть вычислен как разность $Y_i(1) - Y_i(0)$.

³ По ответам самих респондентов.

Средний эффект воздействия можно рассчитать по формуле

$$\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{Y_i(1) - Y_i(0)\}.$$

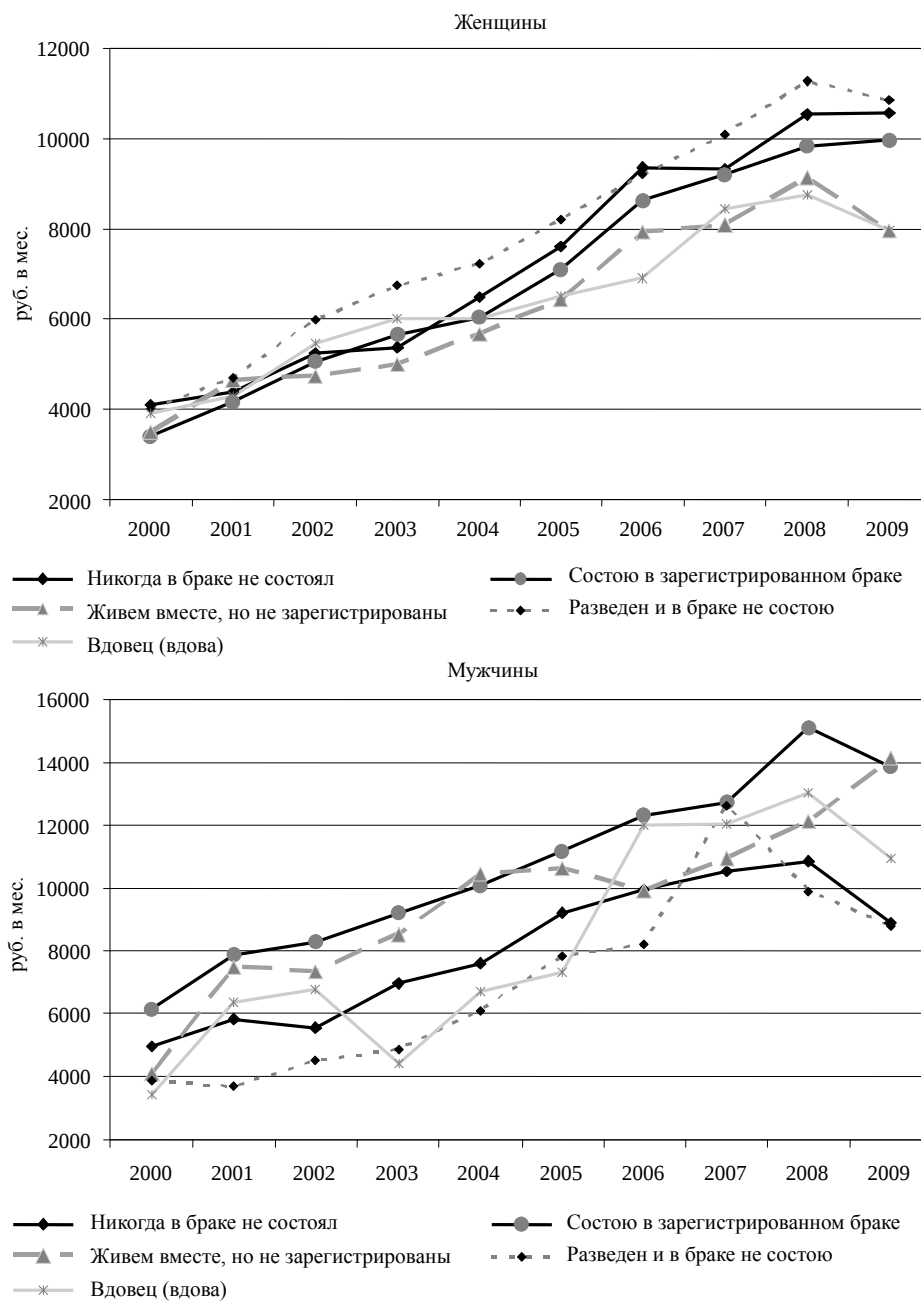


Рис. 6. Средняя заработная плата за период 2000–2009 гг.
в зависимости от семейного статуса и пола (в ценах 2009 г.)

Источник: данные РМЭЗ.

При оценивании среднего эффекта воздействия необходимо определить набор характеристик индивида, которыми он обладал до воздействия, т. е. до смены семейного статуса. Такой вектор наблюдаемых характеристик будем обозначать X_i . Предполагая, что решение сменить свой семейный статус для индивидов является случайным, можно использовать средние исходы некоторых индивидов со схожими характеристиками, не подвергшихся воздействию (из противоположной группы), для оценивания возможных исходов в случае $W_i = 0$. Другими словами, т. к. на практике мы наблюдаем только один из возможных исходов, то второй ненаблюдаемый исход позволяет ответить на вопрос: «что было бы, если бы объект попал в другую группу» — если женатый респондент не женился, какую заработную плату он бы получал? Это и есть основная идея оценок мэтчинга (matching estimators).

Простая мэтчинг-оценка. Для каждого наблюдения i единичный эффект воздействия: $\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$, однако возможен только один потенциальный исход $Y_i(1)$ или $Y_i(0)$, а другой — ненаблюдаем или пропущен. Мэтчинг-оценка «предсказывает» пропущенный потенциальный исход на основе средних исходов для индивидов с похожими значениями наблюдаемых характеристик.

Рассмотрим X_i — множество наблюдаемых характеристик для индивида i . Пусть $\|x\|_V = (x'Vx)^{1/2}$ — норма вектора с положительно определенной матрицей V . Тогда $\|z - x\|_V$ есть расстояние (расстояние Махаланобиса) между векторами x и z , где z представляет вектор величин для потенциального сопоставления наблюдению i . Пусть $d_M(i)$ — расстояние от объекта i , для которого задан набор наблюдаемых характеристик X_i , до M -го ближайшего сопоставимого объекта из противоположной группы. Предполагается, что $d_M(i) > 0$ и удовлетворяет условиям

$$\sum_{l: W_l=1-W_i} \mathbf{1}\{\|X_l - X_i\|_V < d_M(i)\} < M, \quad \sum_{l: W_l=1-W_i} \mathbf{1}\{\|X_l - X_i\|_V \leq d_M(i)\} \geq M,$$

где $\mathbf{1}\{\cdot\}$ — индикаторная функция, равная 1, если выражение в скобках верно, и 0 — в противном случае.

Определим $J_M(i)$ как множество значений, используемых для сопоставлений наблюдению i , которые близки как M -й объект:

$$J_M(i) = \{l = 1, \dots, N \mid W_l = 1 - W_i, \|X_l - X_i\|_V \leq d_M(i)\}.$$

Простая мэтчинг-оценка строится для пары потенциальных исходов:

$$\hat{Y}_i(0) = \begin{cases} Y_i, & \text{если } W_i = 0 \\ \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j, & \text{если } W_i = 1 \end{cases},$$

$$\hat{Y}_i(1) = \begin{cases} \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j, & \text{если } W_i = 0 \\ Y_i, & \text{если } W_i = 1 \end{cases},$$

где $\#J_M(i)$ — число элементов множества $J_M(i)$.

Один из потенциальных исходов наблюдаем для каждого объекта i : $Y_i = Y_i(0)$ или $Y_i(1)$. Ненаблюдаемый исход оценивается путем усреднения наблюдаемых исходов для объектов из противоположной группы, имеющих максимально похожие с объектом i значения наблюдаемых характеристик. Оценив потенциальные исходы, можно рассчитать средний эффект воздействия как

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{\hat{Y}_i(1) - \hat{Y}_i(0)\}.$$

Следует отметить, что важным допущением в методе мэтчинга является то, что отбор в выборку осуществляется на основании наблюдаемых данных (условие «отсутствия ненаблюдаемых факторов»). Главным недостатком мэтчинг-оценок является их смещенность. Abadie, Imbens (2006) показали, что мэтчинг-оценки имеют смещение порядка $O(N^{-1/K})$, где K — количество наблюдаемых характеристик, используемых в мэтчинге для сопоставления наблюдений. При увеличении количества характеристик индивида $K > 2$ оценка становится несостоятельной. Использование некоторых модификаций метода мэтчинга, например рассмотренный далее мэтчинг на основе меры склонности, позволяет бороться с данными проблемами.

Мэтчинг на основе меры склонности (PSM). Меру склонности ввели Rosenbaum, Rubin (1983) как условную вероятность того, что имеет место воздействие при заданных характеристиках

$$p(X) \equiv \Pr\{D=1 | X\} = E\{D | X\}.$$

Вектор $D = \{0, 1\}$ является индикатором отсутствия или наличия воздействия, X — многомерный вектор наблюдаемых характеристик индивида. Rosenbaum, Rubin (1983) показали, что если мера склонности известна, то средний эффект воздействия может быть найден в следующем виде:

$$\begin{aligned} \tau &= E\{Y_i(1) - Y_i(0) | D_i = 1\} = E\{E\{Y_i(1) - Y_i(0) | D_i = 1, p(X_i)\}\} = \\ &= E\{E\{Y_i(1) | D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_i(0) | D_i = 0, p(X_i)\} | D_i = 1\}, \end{aligned}$$

где $Y_i(0)$, $Y_i(1)$ — потенциальные исходы в случае, когда воздействие отсутствовало или имело место быть соответственно.

Основная идея метода заключается в следующем. Чтобы избавиться от смещения в простых мэтчинг-оценках, которое зависит от количества параметров, достаточно использовать для сравнения не весь набор наблюдаемых характеристик индивида, а только меру склонности, которая оценивается в два этапа. На первом этапе с помощью моделей бинарного выбора оценивается условная вероятность того, был ли индивид подвержен воздействию или нет (сменил семейный статус или нет) — мера склонности в зависимости от наблюдаемых характеристик. На втором этапе предсказанные значения вероятности используются в качестве меры склонности для вычисления мэтчинг-оценок.

Несмотря на то что мэтчинг на основе меры склонности дает лучшие оценки, по-прежнему остаются проблемы, связанные, например, с ненаблюдаемыми характеристиками и выбором факторов в модели условной вероятности.

В настоящей работе строилась простая мэтчинг-оценка и мэтчинг на основе меры склонности, когда для сопоставления объектов использовался метод ближайшего соседа.

4.3. Построение групп активного воздействия и контрольных групп

Для применения процедуры мэтчинга необходимо определить, какой тип воздействия будет оцениваться, затем контрольную группу и группу активного действия. Поскольку в данной работе исследуется влияние смены семейного статуса на заработную плату респондента, то сначала рассмотрим все возможные переходы из одного семейного статуса в другой в течение рассматриваемого периода 2000–2009 гг.

Таблица 1. Транзитивная матрица возможных переходов из одного семейного статуса в другой

Раунд T		Раунд $T + 1$				
		1	2	3	4	5
Никогда в браке не состоял	1	ch_{11}	ch_{12}	ch_{13}		
Состою в зарегистрированном браке	2		ch_{22}		ch_{24}	ch_{25}
Живем вместе, но не зарегистрированы	3	ch_{31}	ch_{32}	ch_{33}	ch_{34}	ch_{35}
Разведен и в браке не состою	4		ch_{42}	ch_{43}	ch_{44}	ch_{45}
Вдовец (вдова)	5		ch_{52}	ch_{53}	ch_{54}	ch_{55}

При работе с панельными данными становится возможным проследить, как меняется семейный статус от года к году, и построить матрицы переходов («транзитивные матрицы») из одного состояния в другое. Величина ch_{ij} в табл. 1 показывает частоту события «изменение семейного статуса из состояния i в состояние j », на основе которой может быть рассчитана вероятность перехода. Так, например, величина ch_{12} будет отражать, сколько респондентов, будучи неженатыми в году T , в году $T + 1$ стали женатыми. В таблице 1 указаны возможные с точки зрения здравого смысла переходы. Был рассмотрен 10-летний период, но в качестве примера приведем первые и последние два периода: 2000–2001, 2008–2009 гг. и переходы респондентов, построенные на основе их ответов (табл. 2).

Анализ таблицы 2 показывает, что респонденты иногда отвечают непоследовательно. Например, по данным за 2000–2001 гг. видно, что один респондент, будучи в 2000 году женатым, в 2001 году ответил, что никогда в браке не состоял. Вторая проблема заключается в количестве наблюдений. Очевидно, что самыми распространенными являются переходы: «не замужем — зарегистрированный брак» (1→2), «зарегистрированный брак — в разводе» (2→4), «разведен — гражданский брак» (4→3), «разведен — зарегистрированный брак» (4→2), «зарегистрированный брак — вдова (вдовец)» (2→5), «зарегистрированный брак — гражданский брак» (2→3). Последний переход «зарегистрированный брак — гражданский брак» (2→3) представляется нелогичным, но респонденты так отвечали: в 2000–2001 гг. от зарегистрированного брака к гражданскому перешли 19 человек, в 2008–2009 гг. — 34 респондента. Остальные переходы являются малочисленными, что затрудняет вычисление и интерпретацию оценок, и далее они не рассматривались.

Для проведения анализа эффекта воздействия смены семейного статуса рассмотрим описанные выше пять переходов. Определимся, как разделить выборку на группы активного воздействия и контрольную.

Таблица 2. Смена семейного статуса респондентами в 2000–2001 гг. и 2008–2009 гг. (РМЭЗ), чел.

Статус в 2000 г.	Статус в 2001 г.					Всего
	1	2	3	4	5	
1	414	12	21	7	1	455
2	1	1640	19	21	13	1694
3	6	26	119	9	7	167
4	8	13	21	144	7	193
5	0	1	3	3	146	153
Всего	429	1692	183	184	174	2662

Статус в 2008 г.	Статус в 2009 г.					Всего
	1	2	3	4	5	
1	230	15	24	0	1	270
2	3	1593	34	21	18	1669
3	4	23	172	3	6	208
4	7	6	15	210	14	252
5	2	2	2	8	247	261
Всего	246	1639	247	242	286	2660

1 — никогда в браке не состоял

4 — разведен и в браке не состою

2 — состою в зарегистрированном браке

5 — вдовец (вдова)

3 — живем вместе, но не зарегистрированы

Таблица 3. Описание групп активного воздействия и контрольных групп

Переход	Группа активного воздействия (TG)	Контрольная группа (CG)
1→2	Респонденты, ответившие в году T «Никогда в браке не состоял», а в году $T + 1$ — «Состою в зарегистрированном браке»	Респонденты, ответившие в году T и $T + 1$ «Никогда в браке не состоял»
2→4	Респонденты, ответившие в году T «Состою в зарегистрированном браке», а в году $T + 1$ — «Разведен»	Респонденты, ответившие в году T и $T + 1$ «Состою в зарегистрированном браке»
4→3	Респонденты, ответившие в году T «Разведен», а в году $T + 1$ — «Гражданский брак»	Респонденты, ответившие в году T и $T + 1$ «Разведен»
4→2	Респонденты, ответившие в году T «Разведен», а в году $T + 1$ — «Состою в зарегистрированном браке»	Респонденты, ответившие в году T и $T + 1$ «Разведен»
2→5	Респонденты, ответившие в году T «Состою в зарегистрированном браке», а в году $T + 1$ — «Вдовец (вдова)»	Респонденты, ответившие в году T и $T + 1$ «Состою в зарегистрированном браке»
2→3	Респонденты, ответившие в году T «Состою в зарегистрированном браке», а в году $T + 1$ — «Гражданский брак»	Респонденты, ответившие в году T и $T + 1$ «Состою в зарегистрированном браке»

Примечание. Описание семейных статусов 1–5 приведено в табл. 2.

Отметим, что количество респондентов в контрольных группах при переходах 2→4, 2→5, 2→3 может различаться в силу того, что рассматриваются переходы на протяжении 10-летнего периода. Для примера возьмем респондента, который на протяжении исследуемого периода несколько раз менял свой статус в соответствии со следующей схемой:

Год	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Семейный статус	1	2	2	2	4	4	2	5	5	5

С точки зрения перехода 2→4 данный респондент попадет в группу *активного воздействия* как «разведенный», т. к. в 2003–2004 гг. был зафиксирован переход 2→4, и далее уже не было перехода 2→2, когда респондент находится в статусе «зарегистрированный брак» хотя бы 2 года. Но с точки зрения перехода 2→3 данный респондент попадет уже в *контрольную* группу, т. к. на протяжении 2001–2002 и 2002–2003 гг. он не менял свой статус, находясь в зарегистрированном браке, а на протяжении всего периода 2000–2009 гг. в гражданский брак не вступал. При изучении перехода 2→5 респондент опять попадет в группу *активного воздействия*, но уже как «вдовец (вдова)», т. к. в 2006–2007 гг. был зафиксирован переход 2→5 и далее этот статус не менялся. Таким образом, один и тот же индивид может по-разному рассматриваться при изучении различных переходов. Аналогичная ситуация с переходами 4→3, 4→2: количество респондентов контрольных групп тоже может различаться для этих переходов.

При проведении мэтчинга в качестве характеристик индивида рассматривались следующие переменные: возраст, часы работы, стаж, уровень образования, профессиональный статус, степень урбанизации и регион проживания. Анализ проводился по гендерным группам. Дескриптивные статистики наблюдаемых характеристик приведены в табл. 4. Для сопоставимости данных по регионам и учета инфляции переменная заработной платы была дефлирована на прожиточный минимум в регионе и на индекс потребительских цен. Таким образом, заработная плата была приведена к ценам 2009 года и учитывала региональные особенности.

5. Результаты

Рассмотрим процедуру мэтчинга для каждого перехода отдельно.

Переход 1: «никогда в браке не состоял — зарегистрированный брак» (1→2). За период 2000–2009 гг. 162 респондента сменили статус «1→2» и, соответственно, составили группу активного воздействия, в качестве контрольной группы были отобраны 332 респондента, которые в течение периода 2000–2009 гг. оставались в статусе «никогда в браке не состоял». Информация по заработной плате имеется лишь для 274 респондентов. Контрольную группу и группу активного воздействия, выбранные для исследования влияния перехода из семейного статуса «никогда в браке не состоял» в статус «зарегистрированный брак», условно будем называть группой «1→2».

С помощью дисперсионного анализа была проверена гипотеза о несущественности влияния смены статуса на заработную плату. Анализ показал, что в группе «1→2» фактор смены семейного статуса не оказывает влияния на заработную плату мужчин ($F_{\text{набл.}} = 1.52$), в то время как для женщин это влияние значимо ($F_{\text{набл.}} = 8.228$). Сравнение средних месячных заработных плат показывает, что различия в заработной плате для холостых и женатых

Таблица 4. Дескриптивные статистики наблюдаемых характеристик респондентов

Наблюдаемые характеристики	Среднее	Стандартное отклонение
Возраст респондента	44.7	11.7
Часы работы в неделю	43.28	12.41
Занятость респондента (1 — работает, 0 — нет)	1.38	0.48
Стаж работы, лет	13.84	9.99
Пол (1 — мужчина, 2 — женщина)	1.62	0.48
Уровень образования (1 — начальное, незаконченное среднее; 2 — среднее; 3 — среднее специальное; 4 — высшее)	1.45	0.96
Тип населенного пункта (1 — областной центр; 2 — город; 3 — ПГТ; 4 — село)	2.47	1.24
Профессиональный статус (1 — военнослужащие; 2 — законодатели, крупные чиновники, управляющие; 3 — профессионалы с высшим образованием; 4 — профессионалы со средним специальным образованием; 5 — служащие конторские и по обслуживанию клиентов; 6 — занятые в сфере обслуживания; 7 — квалифицированные с/х работники и работники рыбной промышленности; 8 — ремесленники; 9 — промышленные рабочие; 10 — разнорабочие)	5.12	2.68

мужчин составили 1130 руб. в пользу женатых, а для женщин — 2461 руб., но в пользу незамужних.

При проведении процедуры мэтчинга рассчитывались две оценки: обычная — средний эффект воздействия (ATE) и оценка на основе меры склонности (PSM). Для удобства все результаты сведены в табл. 5. Анализ мэтчинг-оценок для женщин показал (табл. 5), что средний эффект от смены семейного статуса «никогда в браке не состоял» на «зарегистрированный брак» отрицателен: вступив в брак, семейные женщины начинают в среднем зарабатывать меньше по сравнению с теми, кто продолжает жить в одиночестве. Оценка этого эффекта варьируется от 1377.35 руб. в месяц (PSM) до 2225.27 руб. в месяц (ATE) в зависимости от метода. Для мужчин этот эффект оказался незначимым, что подтверждают результаты дисперсионного анализа.

Таблица 5. Различия в заработной плате при переходе «никогда в браке не состоял — зарегистрированный брак»

Пол	Группа	Средняя заработная плата по группам, руб. в месяц	Различия в средних заработных платах, руб. в месяц	Дисперсионный анализ, $F_{набл.}$	ATE, в скобках — стандартная ошибка	PSM, в скобках — стандартная ошибка
Мужчины	CG	6970.34	1130.48	1.522	1169.55	708.84
	TG	8100.82				
Женщины	CG	7874.46	-2460.82	8.228	-2225.27*	-1377.35*
	TG	5413.64				

Примечание. TG — группа активного действия, CG — контрольная группа; * — оценка значима на 5%-ном уровне.

Переход 2: «зарегистрированный брак — в разводе» (2→4). За период 2000–2009 гг. контрольная группа составила 1790 респондентов, которые оставались в статусе «зарегистрированный брак», в группу активного воздействия были отобраны 134 индивида, сменившие свой статус с «зарегистрированный брак» на «в разводе». Информация по заработной плате имеется для 1078 респондентов. Различия в заработной плате для мужчин между контрольной группой и группой активного воздействия составили 4527 руб., а для женщин это различие значительно меньше — 532.82 руб. (в месяц). С помощью дисперсионного анализа была проверена гипотеза о несущественности влияния смены статуса на заработную плату. Анализ показал, что в группе «2→4» фактор смены семейного статуса не оказывает влияния на заработную плату женщин ($F_{\text{набл.}} = 0.493$), а для мужчин это влияние значимо на 5%-ном уровне ($F_{\text{набл.}} = 4.501$).

Таблица 6. Различия в заработной плате при переходе «зарегистрированный брак — в разводе»

Пол	Группа	Средняя заработная плата по группам, руб. в месяц	Различия в средних заработных платах, руб. в месяц	Дисперсионный анализ, $F_{\text{набл.}}$	ATE, в скобках — стандартная ошибка	PSM, в скобках — стандартная ошибка
Мужчины	CG	10 860.35	–4527.83	4.501	–5217.11*	–2244.92*
	TG	6332.52		(влияет)	(2264.24)	(960.53)
Женщины	CG	7248.06	–532.82	0.493	–738.38	–54.20
	TG	6715.24		(не влияет)	(971.94)	(634.54)

Примечание. TG — группа активного действия, CG — контрольная группа; * — оценка значима на 5%-ном уровне.

Анализ мэтчинг-оценок показал (табл. 6), что средний эффект от смены семейного статуса «зарегистрированный брак» на «в разводе» отрицательный: после развода мужчины начинают в среднем зарабатывать меньше по сравнению с семейными мужчинами. Оценка этого эффекта варьируется от 2245 руб. в месяц (PSM) до 5217 руб. в месяц (ATE), в зависимости от метода. Возможно, такой эффект связан с тем, что именно финансовые проблемы мужчины на работе часто приводят к сложностям в семье и, как следствие, к разводу. Для женщин этот эффект оказался незначимым, что также подтверждается результатами дисперсионного анализа. Женщины после развода вынуждены обеспечивать свою семью, в которой, как правило, остаются дети, а следовательно, женщины не могут себе позволить зарабатывать меньше, чем и объясняется незначимость эффекта для женщин.

Переход 3: «разведен — гражданский брак» (4→3). За период 2000–2009 гг. всего в группу «4→3» было отобрано 344 индивида, контрольная группа составила 263 респондента, которые оставались в статусе «разведен», в группу активного воздействия был отобран 81 индивид, сменивший свой статус с «разведен» на «гражданский брак». Информация по заработной плате имеется лишь для 209 респондентов. Различия в заработной плате для мужчин между контрольной группой и группой активного воздействия составили всего 340 руб., а для женщин это различие значительно — 2581 руб. (в месяц). Дисперсионный анализ показал, что в группе «4→3» фактор смены семейного статуса не оказывает влияния на заработную плату мужчин ($F_{\text{набл.}} = 0.04$), а для женщин это влияние значимо на уровне 5% ($F_{\text{набл.}} = 5.284$).

Таблица 7. Различия в заработной плате при переходе «разведен — гражданский брак»

Пол	Группа	Средняя заработная плата по группам, руб. в месяц	Различия в средних заработных платах, руб. в месяц	Дисперсионный анализ, $F_{\text{набл.}}$	ATE, в скобках — стандартная ошибка	PSM, в скобках — стандартная ошибка
Мужчины	CG	7190.65	340.81	0.04	–1342.15	–578.59
	TG	7531.46		(не влияет)	(1719.8)	(1390.89)
Женщины	CG	8141.48	–2581.07	5.284	–2409.01*	–1730.77*
	TG	5560.41		(влияет)	(1399.65)	(885.29)

Примечание. TG — группа активного действия, CG — контрольная группа; * — оценка значима на 5%-ном уровне.

Анализ мэтчинг-оценок показал (табл. 7), что средний эффект от смены семейного статуса «разведен» на «гражданский брак» отрицателен для женщин: после вступления в гражданский брак женщины начинают в среднем зарабатывать меньше по сравнению с разведенными женщинами. Оценка этого эффекта варьируется от 1731 руб. в месяц (PSM) до 2409 руб. в месяц (ATE) в зависимости от метода. Этот эффект объясняется возможностью дополнительного дохода мужчины, с которым женщина начинает жить в гражданском браке. Для мужчин эффект от смены семейного статуса «4→3» оказался незначимым, что также подтверждается результатами дисперсионного анализа. Однако стоит отметить, что полученные оценки, возможно, являются смещенными из-за небольшого количества наблюдений.

Аналогичный анализ был проведен для трех других переходов: «разведен — зарегистрированный брак» (4→2), «зарегистрированный брак — вдова (вдовец)» (2→5), «зарегистрированный брак — гражданский брак» (2→3). Результаты расчетов сведены в табл. 8. В рассматриваемых переходах смена семейного статуса оказалась значима только для женщин при переходе «зарегистрированный брак — вдова (вдовец)» (2→5) и «зарегистрированный брак — гражданский брак» (2→3). В обоих случаях женщины теряют в заработках.

Таблица 8. Различия в заработной плате при переходах (4→2), (2→5), (2→3)

Пол	Группа	Число наблюдений по группам	Средняя заработная плата по группам, руб. в месяц	Различия в средних заработных платах, руб. в месяц	Дисперсионный анализ, $F_{\text{набл.}}$	ATE, в скобках — стандартная ошибка	PSM, в скобках — стандартная ошибка
(4→2) «Разведен — зарегистрированный брак»							
Мужчины	CG	26	7385.43	1896.11	0.496	1504.81	1890.28
	TG	6	9281.54		(не влияет)	(2905.84)	(2559.10)
Женщины	CG	146	8184.57	–904.81	0.391	–1443.57	–1706.09
	TG	23	7279.77		(не влияет)	(2070.68)	(1559.23)
(2→5) «Зарегистрированный брак — вдова (вдовец)»							
Мужчины	CG	453	10 817.93	–2287.83	0.451	–2553.98	–559.62
	TG	7	8530.10		(не влияет)	(4467.44)	(2775.45)

Окончание табл. 8

Пол	Группа	Число наблю- дений по группам	Средняя заработная плата по группам, руб. в месяц	Различия в средних заработных платах, руб. в месяц	Дисперсионный анализ, $F_{набл.}$	ATE, в скобках — стандартная ошибка	PSM, в скобках — стандартная ошибка
Женщины	CG	557	7329.27	−2143.47	5.741	−2703.49*	−3911.30*
	TG	45	5185.80		(влияет)	(1455.80)	(917.19)
	(2→3) «Зарегистрированный брак — гражданский брак»						
Мужчины	CG	438	10 637.49	973.87	0.377	983.15	1647.01
	TG	33	11 611.36		(не влияет)	(1819.49)	(1652.82)
Женщины	CG	577	7202.04	−2498.37	5.958	−2091.02*	−2029.97*
	TG	33	4703.67		(влияет)	(899.13)	(544.14)

Примечание. TG — группа активного действия, CG — контрольная группа; * — оценка значима на 5%-ном уровне.

6. Заключение

В работе проанализировано влияние смены семейного статуса на заработную плату мужчин и женщин в России по данным РМЭЗ за период 2000–2009 гг. Основными инструментами анализа были построение и анализ мэтчинг-оценок двух типов: простой оценки и оценки на основе меры склонности. Были проанализированы различные смены семейного статуса («не замужем — зарегистрированный брак», «зарегистрированный брак — в разводе», «разведен — гражданский брак», «разведен — зарегистрированный брак», «зарегистрированный брак — вдова (вдовец)», «зарегистрированный брак — гражданский брак») и их влияние на заработную плату отдельно для мужчин и женщин. Получено, что женщины наиболее подвержены влиянию перемен в личной жизни на поведение на рынке труда. Практически все значимые оценки свидетельствуют о том, что смена семейного статуса имеет негативное влияние на заработную плату: для женщин большинство рассматриваемых переходов ведет к определенным потерям в заработной плате, за исключением перехода «разведен — зарегистрированный брак», т. е. при повторном браке, и в случае развода. Причем наибольшие издержки несут женщины, вступающие в первый брак и в гражданский брак после развода.

Данное явление можно объяснить тем, что при первом замужестве или вступлении в гражданский брак основные заботы по ведению совместного быта и воспитанию детей ложатся, в первую очередь, на женщину, а это может приводить в начале замужества к сокращению отработанных часов, поиску других форм занятости и снижению заработной платы. В целом, неизменность семейного статуса для женщины является залогом ее стабильного положения на рынке труда, а следовательно, и величины ее заработка.

Для мужчин значимо влияет на заработную плату только развод, т. е. смена семейного статуса «зарегистрированный брак» на «развод». Но здесь возможно, что снижение заработной платы может стать причиной ухудшения материального положения и, как следствие, причиной развода. Сравнивая полученные результаты с опытом предшествующих

исследований, можно отметить, что, действительно, женатые мужчины в среднем зарабатывают больше других категорий мужчин, однако в настоящем исследовании влияние смены статуса «никогда в браке не состоял — зарегистрированный брак» оказалось незначимым. Возможно, что увеличение заработной платы мужчин при вступлении в брак связано с другими факторами, такими как накопление человеческого капитала, увеличении стажа работы и производительности труда в силу естественных причин, не связанных с изменением семейного статуса.

Список литературы

- Ениколопов Р. (2009). Оценивание эффекта воздействия. *Квантиль*, 6, 3–15.
- Захаров С. В. (2006). Брачность в России: история и современность. *Демоскоп Weekly*, 261–262.
- Ким В. В., Рошин С. Ю. (2009). Влияние потребления алкоголя на заработную плату. *Препринт ГУ ВШЭ*, WP15/2009/01.
- Мальцева И. О. (2005). Гендерные различия в профессиональной мобильности и сегрегация на рынке труда: опыт российской экономики. *Научные доклады* 05/11. М.: EERC.
- Матвеев В. Д., Савельев П. А. (2005). Предложение труда в России: исследование роли сторонних возможностей занятых. *Финальный отчет по проекту № 00–215*. М.: EERC.
- Ниворожкина Л. И., Арженовский С. В., Ниворожкин А. М. (2007). Материнство и заработная плата: почему женщины с детьми зарабатывают меньше? В кн.: *Социальная политика: реалии XXI в.*, GP3/2007. М.: НИСП, 72–126.
- Ощепков А. Ю. (2006). Гендерные различия в оплате труда в России. *Препринт ГУ ВШЭ*, WP3/2006/08.
- Рошин С. Ю. (2003). Предложение труда в России: микроэкономический анализ активности населения. *Препринт ГУ ВШЭ*, WP3/2003/02.
- Рошина Я. М., Рошин С. Ю. (2006). Брачный рынок в России: выбор партнера и факторы успеха. *Препринт ГУ ВШЭ*, WP4/2006/04.
- Abadie A., Imbens G. W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74 (1), 235–267.
- Abadie A., Drukker D., Herr J. L., Imbens G. W. (2004). Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *Stata Journal*, 4 (3), 290–311.
- Becker G. (1974). A theory of marriage. In: *Economics of the Family: marriage, children and human capital*. Chicago: The University of Chicago Press, 299–344.
- Chiappori P. A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica*, 56 (1), 63–90.
- Dougherty C. (2006). The marriage earnings premium as a distributed fixed effect. *Journal of Human Resources*, 41 (2), 433–443.
- Heckman J. J., MaCurdy T. (1980). A life cycle model of female labour supply. *Review of Economic Studies*, 47, 47–74.
- Hill M. (1979). The wage effects of marital status and children. *Journal of Human Resources*, 14 (4), 579–594.
- Hotz V. J., Miller R. A. (1988). An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply. *Econometrica*, 56, 91–118.

Korenman S., Neumark D. (1991). Does marriage really make men more productive? *The Journal of Human Resources*, 26 (2), 282–307.

McElroy M. B., Horney M. J. (1981). Nash bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, 22, 333–350.

Moffitt R. (1984). Profiles of fertility, labour supply and wages of married women: A complete life-cycle model. *Review of Economic Studies*, 51, 263–278.

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

Rubin D. B. (1973a). Matching to remove bias in observational studies. *Biometrics*, 29, 159–184.

Rubin D. B. (1973b). The use of matched sampling and regression adjustment to remove bias in observational studies. *Biometrics*, 29, 185–203.

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