

Эконометрическая оценка «наказания» за одиночество в России: риски или новые возможности в жизни?

Рафаэль А. Ахтемзянов¹

¹ МГУ имени М. В. Ломоносова, Москва, 119991, Россия

Получено 16 June 2022 ♦ Принято в печать 11 February 2023 ♦ Опубликовано 27 March 2023

Цитирование: RA Akhtemzyanov (2023) An Econometric Assessment of the “Punishment” for Singlehood in Russia: Risks or New Opportunities in Life? Population and Economics 7(1):33–53. <https://doi.org/10.3897/pop econ.7.e89168>

Аннотация

Работа посвящена влиянию наличия брачного партнера на здоровье и благополучие россиян по сравнению с их одинокими соотечественниками. Разница в здоровье между состоящими в браке и одинокими может объясняться как защитным эффектом брака, так и отбором в брак. Используя модель пропорциональных рисков Кокса на данных по самооценке здоровья из индивидуального вопросника РМЭЗ за 2004–2019 гг., с контролем на социально-экономические факторы, образ жизни и условия проживания, мы обнаружили, что для мужчин защитный эффект брака отсутствует, за исключением краткосрочного влияния брачных переходов. Женщины несут «наказание» за одиночество из-за отсутствия партнера в молодом возрасте, незарегистрированных отношений или потери супруга как кормильца семьи в возрасте 50–64 года. При этом женщины старше 65 лет, напротив, выигрывают от одиночества.

Ключевые слова

одинокость, брак, брачный статус, здоровье, анализ выживаемости

Коды JEL: J12, I12, I31

Введение

Работа посвящена влиянию наличия брачного партнера (как в случае зарегистрированного брака, так и неофициального) на здоровье и благополучие россиян по сравнению с их одинокими соотечественниками. Связь между брачным статусом человека и состоянием его здоровья хорошо изучена в разных странах и подтверждается на данных. Так, показатели здоровья состоящих в зарегистрированном браке в среднем выше, чем у тех, кто в браке не состоит, а смертность —

ниже, как у мужчин, так и у женщин, во всех возрастах [Goldman et al., 1995; Wyke, Ford, 1992; Verbrugge, 1979]. В этих работах авторы выделяют две основные причины, лежащие в основе обнаруженных различий: причинно-следственное положительное защитное влияние брака на здоровье за счет психологических, социальных, экономических, поведенческих и других факторов, а также эффект самоотбора, выражающийся в том, что люди выбирают наиболее здорового, физически и психологически, состоятельного и в целом успешного партнера для заключения брака.

Само одиночество, связанное с отсутствием брачного партнера, можно разделить на два типа: первичное — в результате невступления в брак, и вторичное, возникающее при выходе из брака. В российской литературе влияние наличия партнера на здоровье и благополучие рассматривается в основном с точки зрения простого сравнения средних показателей (таких как самооценка здоровья и удовлетворенность жизнью) для населения, сгруппированного по текущему брачному статусу, полу и возрасту [Синельников, 2011; Гурко, 2018]. Но результаты предыдущих работ не являются в полной мере убедительными, поскольку не учитывают такие индивидуальные факторы, как доход, образование, наличие детей и прочие, по которым может происходить отбор в брак.

Наша работа может помочь пролить свет на положительные и отрицательные эффекты от наличия партнера, а также оценить величину «штрафа» за одинокий образ жизни для россиян.

Причины одиночества

Важнейшей причиной одиночества и бездетности, фигурирующей в литературе, является распространение гендерного эгалитаризма и высшего образования, трансформация гендерных ролей. Так, Bellani et al. [2017] на европейских данных изучали причины, по которым люди выбирают жизнь без брачного партнера. Авторы пришли к выводу, что если традиционные семейные нормы не успевают за изменениями в общественной жизни, то доля одиноких людей растет, а когда меняются и сами нормы, эта доля возвращается на прежний уровень. Анализируя тенденции в разрезе уровня образования, авторы обнаружили более высокие риски одиночества, развода и отказа от рождения детей среди женщин с высшим образованием, поскольку они более заинтересованы в построении карьеры. Для мужчин без высшего образования вероятность одиночества снижалась, так как теперь на брачном рынке ценность наличия образования у мужчины уменьшилась.

Jalovaara et al. [2019] отмечают тенденцию к увеличению доли населения с высшим образованием в Северной Европе, и именно у женщин этот рост был наиболее быстрым, что говорит о повышающемся гендерном равенстве в доступе к образованию. Однако выводы о характере связи образования с уровнем одиночества и бездетности получились не такими, как в предыдущей статье. Так, мужчины с низким образованием, которые изначально имели самый высокий уровень бездетности, сохранили свои позиции даже с учетом роста общего уровня бездетности в населении. А для женщин с высшим образованием, которые изначально также имели самые высокие уровни бездетности, различия по уровню образования становятся незначимы в более молодых когортах, рожденных в 1960–1970 гг.

Выводы о влиянии растущего равенства между мужчинами и женщинами в доступе к образованию и карьерным возможностям и отстающих от этого процесса гендерных норм и традиций на одиночество и бездетность подтверждаются и на панельных данных по Германии [Raab, Struffolino, 2020] и Финляндии [Jalovaara, Fasang, 2017; Saarela, Skirbekk, 2020]. При этом Bergström and Vivier [2020] замечают, что важно не путать одиночество как отсутствие партнера (при проживании с другими членами семьи) и одинокое проживание, поскольку в каждом случае присутствует своя специфика одиночества.

Зинченко и Лукьянова [2021] отмечают, что в России ситуация отличается тем, что доля лиц с высшим образованием росла быстрее среди женщин, чем среди мужчин, создавая гендерный дисбаланс в части наличия высшего образования на фоне все еще консервативных гендерных стереотипов. На данных РМЭЗ (Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения) за период 1995–2015 гг. была выявлена тенденция к росту доли респондентов, не состоящих в браке, которая была более выражена для женщин, чем для мужчин. При том что в большинстве браков супруги имеют одинаковый уровень образования (т. н. гомогамные союзы), растет и число браков, в которых уровень образования жены выше, чем у мужа (гипогамия). При росте общей доли россиян, получивших высшее образование, этот рост происходит быстрее у женщин, что еще сильнее усугубляет существующее гендерное неравенство по уровню образования.

Следовательно, уровень образования является важным социально-экономическим параметром, так как именно он ассоциируется с вероятностью попадания в группу одиноких. Далее мы рассмотрим публикации, в которых более детально изучаются эффекты от так называемых брачных переходов (*marital transitions*), то есть вступления и выхода из зарегистрированного брака, чтобы выявить его положительные и отрицательные эффекты.

Одиночество как риск-фактор для здоровья и благополучия в течение жизни

Эмпирические свидетельства говорят в пользу того, что начало брака ассоциируется с «бонусами» для здоровья (физического и психологического), а расторжение брака — со «штрафами». Среди механизмов защитного влияния брака на здоровье выделяют: улучшение психологического состояния, снижение вероятности депрессии [Koball et al., 2010]. Состоящие в браке мужчины и женщины более склонны к профилактике возможных заболеваний [Miller, Rylypchuk, 2014; Hilz, Wagner, 2018]. В результате все это, как утверждают авторы, влияет и на продолжительность жизни, которая выше у семейных мужчин и женщин.

Lorenz et al. [2006], Stroschein et al. [2005] выявили связь между разводом и психологическими проблемами в краткосрочном периоде (2–3 года), которые трансформируются в физические заболевания в отдаленном будущем (10 лет). В первый год после развода негативные психологические последствия были наиболее сильными и в среднем постепенно затухали в течение 3 лет. Barbuscia et al. [2022] установили, что недавний развод (менее 5 лет назад) сопряжен с повышенными проявлениями расстройства сна и депрессии, а в более долгой перспективе (5–10 лет и более) проявляется влияние уже на самооценку здоровья.

Таким образом, в краткосрочной перспективе вступление в брак ассоциируется с бонусами для здоровья, и напротив, развод представляется негативным стрессовым событием в жизни человека, приводящим к ухудшению здоровья — физического и психологического.

Последствия расторжения брака не ограничиваются только краткосрочными негативными эффектами от смены брачного статуса, которые были отмечены выше. В целом ряде лонгитюдных исследований, в которых применяется анализ выживаемости, говорится о более высоких рисках для здоровья как для людей, чей брак прервался по тем или иным причинам, так и для никогда не состоявших в браке.

Molloy et al. [2009], Floud et al. [2014] выявили, что риск смерти для одиноких, разведенных и вдовьих индивидов в возрасте от 30–35 лет и старше был выше, чем у состоящих в браке. Franke and Kulu [2018] показали, что меняется лишь величина этого дополнительного риска в зависимости от возраста, оставаясь статистически значимой во всех возрастных группах. Кроме того, разведенные и состоящие в браке значимо отличались по уровню потребления алкоголя,

курения, уровню стресса и по социально-экономическому статусу, что было характерно как для мужчин, так и для женщин.

В целом ряде исследований говорится о повышенных рисках онкозаболеваний у одиноких женщин [Trudel-Fitzgerald et al., 2019] и гипертонии у мужчин [Ramezankhani et al., 2019]; кроме того, неудовлетворенность браком серьезно повышает риски болезней сердца [Isiozor et al., 2019].

Обобщая полученные авторами эмпирические результаты можно предположить, что одинокий образ жизни сопряжен с повышенными рисками развития хронических заболеваний и смерти по сравнению с ситуацией наличия брачного партнера. Применение в работах анализа выживаемости, а именно модели пропорциональных рисков Кокса, представляется оправданным, поскольку в данном случае он будет лучше простой линейной регрессии или мэтчинга по нескольким причинам. Во-первых, анализ выживаемости позволяет учесть цензурированные наблюдения, то есть индивидов, переставших участвовать в опросе, чью дальнейшую судьбу мы не можем проследить, что часто встречается в лонгитюдных исследованиях. Во-вторых, становится проще рассматривать долгосрочное влияние брачного статуса на здоровье за счет сравнения выживаемости групп респондентов в зависимости от их брачного статуса в течение периода обследования. В-третьих, характеристики участников могут меняться, например, в результате вступления в брак, смены места работы, рождения детей и т.п., и анализ выживаемости позволяет строить модели, учитывающие эти изменения, что повышает точность результатов.

Данные и эмпирическая стратегия

Для анализа связи брачного статуса и рисков для здоровья мы используем модель пропорциональных рисков Кокса. В качестве основного источника данных выступает РМЭЗ, который предлагает широкий набор вопросов относительно различных аспектов жизни россиян. Все необходимые контрольные переменные доступны только с 2004 по 2019 гг., поэтому мы используем ежегодные наблюдения из 13–27 волн соответственно.

Регрессоры, которые мы далее используем в наших моделях, являются преобразованными переменными, взятыми из вопросника РМЭЗ. Так, главная переменная, отвечающая за здоровье, — это самооценка здоровья. Кроме этого, учитывается широкий круг контрольных характеристик: образование, доход, наличие работы, образ жизни и вредные привычки, тип населенного пункта и др.

Как уже упоминалось выше, мы применяем модель пропорциональных рисков Кокса с изменяющимися во времени ковариатами прежде всего для того, чтобы вовремя учитывать изменения переменной интереса — брачного статуса респондента. Если он сменит брачный статус в одной из волн обследования (например, в результате вступления в брак), то мы это сможем сразу отследить (уловим брачный переход), что нельзя сделать в рамках стандартной модели Кокса. В нашем случае уравнение модели принимает следующий вид:

$$h_i(t) = h_0(t) * \exp[marst_i * \beta(t) + X_i * \gamma(t)],$$

где t — возраст индивида (модельное время),

$h_i(t)$ — оцениваемый риск i -го индивида попасть в категорию с низкой самооценкой здоровья,

$h_0(t)$ — одинаковый для всех индивидов риск попасть в категорию с низкой самооценкой здоровья,

X_i — матрица контрольных переменных для i -го индивида,

$marst_i$ — брачный статус i -го индивида,

$\gamma(t)$ — вектор коэффициентов при контрольных переменных, в зависимости от возрастной группы,

$\beta(t)$ — вектор коэффициентов при переменной интереса — брачном статусе, в зависимости от возрастной группы.

В качестве события (failure event) в наших моделях мы используем снижение самооценки здоровья: переход из группы «скорее удовлетворен здоровьем» и группу «не удовлетворен здоровьем». Поскольку переменная самооценки здоровья является категориальной, мы конструируем из нее бинарную переменную. Так, респондентов с самооценкой здоровья «очень хорошее», «хорошее» и «среднее» мы относим к категории с хорошим здоровьем, а с уровнем здоровья «плохое» и «очень плохое» — с плохим.

Такое разделение мы выбрали по нескольким причинам: во-первых, оно хорошо тем, что позволяет обеспечить большой размер выборки во всех половозрастных группах. В Приложении 2 приведено распределение всех респондентов по уровню самооценки здоровья. Во-вторых, мы видим, что в старших возрастных группах становится больше респондентов с самооценкой здоровья 4 и 5, но наиболее многочисленной была нейтральная по здоровью категория 3. Именно она является переходной между теми, кто оценивал свое здоровье как скорее хорошее, и теми, у кого с возрастом развились различные заболевания и кто оценивал его как скорее плохое. Помимо этого, именно переход в категорию неудовлетворенности здоровьем ассоциируется с развитием хронических заболеваний (см. Приложение 7).

Контрольные переменные, использованные в модели, можно условно поделить на три блока:

- социально-экономические переменные: образование, доход, наличие работы;
- переменные условий проживания: тип населенного пункта, одинокое проживание, наличие взрослых или несовершеннолетних детей;
- переменные, отвечающие за образ жизни: курение и потребление алкоголя, физическая активность.

Помимо этого, во все спецификации был добавлен контроль на год рождения и фиксированные эффекты для каждой волны обследования. Такой набор контрольных переменных в целом охватывает разные стороны жизни человека. Как мы увидим далее, даже в отсутствие детальной медицинской информации о состоянии здоровья респондентов, последовательное добавление контрольных переменных в модель во многих случаях действительно объясняет защитный эффект брака, делая его статистически незначимым. Следовательно, даже с учетом того, что проблема эндогенности из-за самоотбора в брак может все еще присутствовать, имеющийся контроль позволяет весьма успешно с ней бороться.

Переменная интереса — брачный статус респондента. В качестве контрольной группы (с которой мы сравниваем все остальные) используется группа респондентов, состоящих в зарегистрированном браке. Следовательно, все оценки, которые мы получим далее в моделях, — это сравнение рисков снижения здоровья для групп с разным брачным статусом по сравнению с состоящими в зарегистрированном браке. Помимо этого, мы добавили в модель переменные, характеризующие брачные переходы за последние три года, а именно вступление в зарегистрированный брак и прекращение брака в результате овдовения или развода. Этот временной период был выбран исходя из эмпирической литературы о брачных переходах и длительности их влияния на здоровье [Lorenz et al., 2006; Strohschein et al., 2005; Barbuscia et al., 2022], изложенной в предыдущей главе, а также из технических соображений, связанных с тем, что мы имеем данные о динамике брачного статуса респондентов только за ограниченный промежуток времени. Добавление этих регрессоров в модель необходимо для учета длительности пребывания в текущем брачном статусе. Содержательно наша модель «помнит» брачные

переходы каждого респондента в течение трех лет, следовательно, может дать более точные оценки влияния брачного статуса респондента на риски для здоровья, не опираясь только на текущий брачный статус, но и учитывая предысторию. Таблица с описанием переменных модели приведена в Приложении 1.

В связи с тем, что в соответствии с теорией, изложенной в предыдущей главе, мы ожидаем разные по величине защитные эффекты брака для разных половозрастных групп, а также для того, чтобы выполнялась одна из предпосылок модели Кокса — пропорциональность, мы добавили в модель бинарные переменные для трех возрастных групп: 30-49 лет, 50-64 года, 65+ лет, чтобы оценить гетерогенные по возрасту эффекты как для брачного статуса, так и для контрольных переменных. Именно такой способ рекомендуют Therneau et al. [2017] для моделирования коэффициентов риска, зависящих от модельного времени. Пороги разделения на возрастные группы мы выбрали, основываясь на методологии статьи Franke and Kulu [2018]. Поскольку самооценка здоровья респондентов могла как повышаться, так и снижаться в ходе обследования, для одного человека моделируемое событие может наступать несколько раз (multiple events). В связи с наличием таких респондентов, у которых динамика здоровья была немонотонной, мы класстеризовали стандартные ошибки на уровне id респондентов [Therneau et al., 2017].

Таким образом, на основе опросника РМЭЗ мы нашли все наиболее важные переменные, на которые производился контроль в предыдущих работах.

Результаты

Полные таблицы оценок моделей во всех спецификациях и в разрезе по полу приведены в Приложении 4.

Экспоненцировав коэффициенты при переменных интереса из оценок регрессий, мы получили следующие результаты (Таблица 1).

Чтобы можно было сделать содержательные выводы, мы тестируем предпосылки оцененных моделей (см. Приложение 8).

Таблица 1. Коэффициенты риска (HR) для половозрастных групп в зависимости от брачного статуса

	М 30-49	М 50-64	М 65+	Ж 30-49	Ж 50-64	Ж 65+
Никогда не состояли в браке	1,38	0,57	0,57	1,45**	1,22	1,02
Живете вместе, но не зарегистрированы	1,28	0,88	0,88	1,01	1,46***	1,06
Разведены и в браке не состоите	1,27	0,79	0,79	0,98	1,17	0,92
Вдовец (вдова)	0,79	1,07	1,07	0,98	1,32**	0,80**
Зарегистрированы, но вместе не живете	1,51	1,13	1,13	1,32	1,93*	0,31
События (Events)		1 828			2 744	
Наблюдения (Observations)		33 811			41 797	
*0,1 **0,05 ***0,01						

Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

Для удобства рассмотрим последовательно каждый из классифицируемых в вопроснике РМЭЗ брачных статусов.

- Никогда не состояли в браке

Эффект для мужчин в модели с полной спецификацией значимо не отличается от нуля во всех возрастных группах, и большая часть защитного эффекта брака для них объяснялась добавлением переменных условий проживания: наличием детей и одиноким проживанием, которые коррелировали с брачным статусом. Примечательно, что введение в модель переменных образа жизни и привычек почти не влияло на величину эффекта для мужчин в этой возрастной группе. Вероятно, эти факторы оказывают значимое влияние в более старших возрастах. Например, в возрастной группе 65+ добавление переменных образа жизни как раз объяснило весь эффект для мужчин, не вступавших в зарегистрированный брак. Для женщин эффект оставался стабильным и после добавления дополнительных групп контрольных факторов. С учетом этого контроля риски снижения самооценки здоровья никогда не вступавших в брак женщин в возрасте 30–49 лет примерно на 45% выше, чем у состоящих в браке. Когда большинство окружающих человека ровесников уже вступило в отношения, а он сам является одиноким, это может вызывать у него дополнительное беспокойство и стресс, что приводит к проблемам со здоровьем. Для российских женщин в молодых трудоспособных возрастах это действительно так. Однако с возрастом 50 и старше невступление женщины в брак уже не влияет на вероятность снижения самооценки здоровья, мы не получали значимого эффекта даже в базовой спецификации. Это может объясняться двумя причинами: во-первых, в более старших возрастах решение не вступать в брак уже является осознанным, следовательно, не приводит к значительному стрессу; во-вторых, с возрастом человек просто адаптируется к одиночеству, и издержки такого образа жизни также снижаются.

- Живете вместе, но не зарегистрированы

Мы сознательно не объединили эту категорию с теми, кто официально зарегистрировал свои отношения. Конечно, проживающие вместе, но не вступающие в брак не являются одинокими, и тем не менее интересно было проверить, существуют ли какие-то эффекты для этой группы граждан или в дальнейшем можно не выделять их в отдельную категорию. У мужчин по-прежнему защитного эффекта брака выявлено не было. Для женщин младшей возрастной группы первоначально выявленный в базовой модели эффект полностью исчез при добавлении новых блоков контрольных переменных. А вот в более старших возрастах (50–64 года) он оставался устойчивым: на 46% выше риск снижения самооценки здоровья. Синельников [2018] утверждает, что нельзя приравнивать сожительство к зарегистрированному браку: «Основные цели, ради которых люди вступают в брак (достижение личного счастья, избавление от одиночества и рождение детей) в сожительствах достигаются значительно реже, чем в законных супружеских союзах. Поэтому не следует приравнивать сожительство к браку. Это — промежуточная форма семейного положения между законным браком и одиночеством. Замена браков сожительствами означает постепенный переход от семейного образа жизни к одиночному» [Синельников, 2018: 108]. На основе данных РМЭЗ автор выявил значимые различия в среднем уровне счастья и бездетности между двумя группами. Но поскольку в этой работе не проводился контроль на прочие факторы, полученные выводы еще не говорят о наличии причинно-следственных связей (требуется более полный анализ), хотя в целом и согласуются с нашими.

- Разведены и в браке не состоите

Изначально мы ожидали повышенные риски для разведенных во всех половозрастных группах, так как в рассмотренной нами эмпирической литературе [Lorenz et al., 2006; Strohschein et al., 2005; Barbuscia et al., 2022] описано, что разрыв брака несет негативные краткосрочные психологические последствия, которые далее трансформируются в проблемы со здоровьем. И тем не менее на российских данных мы не выявили значимого долгосрочного эффекта раз-

рыва брака на динамику здоровья ни в одной половозрастной группе. Отметим, что в базовой спецификации модели мы все же получили повышенные риски для здоровья у мужчин в возрасте 30–49 лет и 65+ лет, которые стали незначимыми при добавлении контрольных переменных. В более старших возрастах, вероятно, выше доля вторых (и последующих) разводов, последствия которых для здоровья могут быть не такими сильными, как при расторжении первого брака.

Следовательно, расставание с нелюбимым партнером, при всех издержках, не создает дополнительных рисков для здоровья. Как представляется, главный фактор риска для разведенных — ухудшение условий проживания (в частности, они гораздо чаще живут одни) и развитие вредных привычек, и уже через этот канал далее идет снижение самооценки здоровья (что, конечно, требует дополнительного изучения, чтобы проверить нашу гипотезу). Кроме того, развод в среднем происходит в более старших возрастах, чем вступление в брак, и снижение здоровья отчасти может объясняться еще и возрастом.

- Вдовы

В младших возрастных группах вдовых респондентов было просто мало, следовательно, доверительные интервалы в модели были широкими, что затрудняет обнаружение причинно-следственных связей для этих групп. У женщин в предпенсионном возрасте действительно потеря партнера, кормильца семьи, увеличивает риски проблем со здоровьем примерно на 46%. Однако в возрасте 65+ лет эффект, напротив, положительный: примерно на 20% снижаются риски ухудшения здоровья. Как и в случае с разведенными, вдовы женщины в среднем чаще живут одни, и в среднем они старше. К этому возрасту у них уже зачастую есть взрослые дети, которые могут о них позаботиться, и они не несут бремя одиночества, даже проживая без партнера. Более того, им не нужно ухаживать за супругом, если он в этом нуждается по состоянию здоровья, что также создает защитный эффект от одинокого проживания для женщин пенсионного возраста.

- Зарегистрированы, но вместе не живете

Эта группа была наименее многочисленной по сравнению с остальными (см. Приложение 3), что потенциально затрудняет вероятность уловить какие-либо эффекты для них из-за более широких доверительных интервалов. Несмотря на это, для женщин до 65 лет в базовой модели мы получали повышенные риски для здоровья по сравнению с состоящими в браке. Однако в обоих случаях именно добавление переменных образа жизни полностью объясняло эти эффекты. Таким образом, сделать содержательные выводы про эту группу сложнее всего, так как для этого было недостаточно наблюдений. Вероятно, как и в случае с вдовыми и разведенными, канал влияния брачного статуса на здоровье не прямой, а проявляется через изменение условий проживания, и особенно через развитие вредных привычек.

Из всего вышесказанного можно сделать следующий вывод: в России защитный эффект брака выражен гораздо слабее, чем ожидалось изначально на основе анализа литературы. И в большинстве случаев защитный эффект брака пропадает при добавлении контроля на социально-экономический статус, условия жизни и привычки человека.

У мужчин защитный эффект брака не был выявлен ни в одной возрастной группе. Женщины, поскольку они чаще склонны отдавать предпочтение семье, а не карьере, тяжело переживают одиночество из-за отсутствия партнера в молодом возрасте или из-за проживания в незарегистрированных отношениях в предпенсионном возрасте. Кроме этого, женщины рискуют здоровьем из-за потери супруга — кормильца семьи в возрастах 50–64 года. А вот после 65 лет вдовы имеют более низкие риски для здоровья, чем состоящие в браке, чего мы изначально не ожидали.

Далее мы опишем ограничения нашего анализа и возможные направления будущих исследований, которые могли бы уточнить характер «наказания» за одиночество в России.

Дискуссия

Основное ограничение, с которым мы столкнулись при проведении данного исследования, связано с небинарностью зависимой переменной — самооценки здоровья. На основе литературы, в которой изучались особенности использования и приведения переменной здоровья в РМЭЗ к бинарному виду, а также из технических соображений мы выработали нашу стратегию дихотомизации этой переменной (см. раздел «Данные и эмпирическая стратегия»). Однако провести анализ устойчивости результатов по выбору границы для того, какое здоровье считать хорошим, а какое — плохим, и в особенности к какой категории относить индивидов со «средним» здоровьем, технически не представляется возможным, поскольку в этом случае просто не обеспечивается размер выборки по всем половозрастным группам, достаточный для того, чтобы сам анализ устойчивости можно было считать содержательным.

В целом ряде работ изучается то, насколько самооценка здоровья действительно отражает реальное состояние человека, а не субъективное его восприятие. Так, Zheng and Thomas [2013] отмечают, что более высокая самооценка здоровья среди состоящих в браке может объясняться не только защитной функцией брака, но и тем, что они склонны переоценивать свое здоровье, и самооценка состояния здоровья у них снижается только тогда, когда уже развились тяжелые заболевания.

С другой стороны, есть свидетельства того, что самооценка здоровья, используемая в РМЭЗ, является хорошим предиктором смертности [Perlman, Bobak, 2008]. Авторы на данных по волнам с 1994 по 2002 гг. установили, что если смотреть на самооценку здоровья как на категориальную переменную, то у женщин возникают аномалии: среди тех, кто оценивал свое здоровье как «хорошее», смертность была выше, чем среди тех, кто оценивал его как «среднее». А для «очень хорошего» здоровья просто не хватило данных, чтобы сделать содержательные выводы. У мужчин прослеживался нормальный градиент в смертности от хорошего здоровья к плохому. При этом, как предлагают авторы, если делить респондентов на две группы по здоровью (включая среднее здоровье именно в группу с хорошим здоровьем), а не на пять, то показатели риска смерти очень хорошо соотносятся с группой по здоровью (авторами использована модель пропорциональных рисков Кокса).

Выбор в качестве зависимой переменной непосредственно развития хронических заболеваний связан с рядом технических и содержательных проблем. Во-первых, наличие (или отсутствие) какого-то определенного хронического заболевания мало что говорит о состоянии здоровья человека в целом. В этом случае может производиться контроль на многочисленные медицинские характеристики здоровья человека: кровяное давление, гемоглобин, индекс массы тела и другие, многих из которых нет в вопроснике РМЭЗ. Во-вторых, данные по наличию хронических заболеваний в РМЭЗ характеризуются низким качеством. Так, в выборке встречается много респондентов, которые забывали указывать наличие у них определенных заболеваний в каждой волне обследования. Следовательно, требуется дополнительная очистка и коррекция данных по хроническим заболеваниям, чтобы можно было провести на них лонгитюдное исследование, что также может создавать дополнительные ограничения для экстраполяции этих результатов.

Заключение

Связь одиночества и благополучия человека все еще недостаточно освещена в научной литературе. Большинство работ (в том числе и наша) посвящены именно прямому влиянию брачного статуса на здоровье, игнорируя прочие стороны жизни человека: развитие вредных привычек, изменение

условий проживания, потерю и получение работы, динамику дохода и т. д. Используя методологию survival-анализа, возможно оценить связь одинокого образа жизни с этими и многими другими аспектами благополучия человека, чтобы получить более широкое представление о картине «наказания» за одиночество в России, величине этого «наказания» и его динамике во времени и во взаимосвязи с общими изменениями в образе жизни людей и их поведении на брачном рынке.

По сравнению с предыдущими эмпирическими свидетельствами, говорящими в пользу того, что защитная сила брака (с точки зрения здоровья) очень велика, мы на свежих данных по населению России получили, что она не так сильно выражена, как ожидалось изначально. Три блока контрольных переменных, использованных нами, объясняют большинство различий между брачными группами. Это означает, что во многих случаях различия в динамике здоровья одиноких и состоящих в браке россиян объясняются брачным отбором и изменением образа жизни и привычек людей, а не защитной функцией брака. И тем не менее в настоящее время различия между одинокими и состоящими в браке россиянами все еще выявляются в данных. А значит, институт брака по-прежнему является важным фактором, влияющим на динамику здоровья населения России.

Библиография

- Гурко Т.А. (2018) Благополучие мужчин и женщин различного брачного статуса: Россия в международном контексте // Социологический журнал: 24(1): 73-94. <https://doi.org/10.19181/socjour.2018.24.1.5714>
- Зинченко Д.И., Лукьянова А.Л. (2021) Тенденции в избирательности браков по уровню образования: роль изменений в образовательной структуре населения // Мир России. Социология. Этнология: 30(1): 111-33. <https://doi.org/10.17323/1811-038X-2021-30-1-111-133>
- Синельников А.Б. (2011) Влияние брачного статуса на самооценку состояния здоровья // Социальные аспекты здоровья населения: 4(20). URL: <http://vestnik.mednet.ru/content/view/332/30/lang,ru/>
- Синельников А.Б. (2018) Семья и брак: кризис или модернизация? // Социологический журнал: 24(1): 95-113. <https://doi.org/10.19181/socjour.2018.24.1.5715>
- Barbuscia A., Cambois E., Pailhé A., Comolli C.L., Bernardi L. (2022) Health after union dissolution(s): Cumulative and temporal dynamics // SSM — Population Health: 17: 101042. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2022.101042>
- Bellani D., Esping-Andersen G., Nedoluzhko L. (2017) Never partnered: A multilevel analysis of lifelong singlehood // Demographic Research: 37(4): 53-100. <http://doi.org/10.4054/DemRes.2017.37.4>
- Bergström M., Vivier G. (2020) Singlehood: preconceptions versus experiences // Population & Societies 584(12). <https://doi.org/10.3917/popsoc.584.0001>
- Cox D.R. (1972) Regression models and life-tables // Journal of the Royal Statistical Society: Series B Methodological: 34(2): 187-202. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x>
- Floud S., Balkwill A., Canoy D. et al. (2014) Marital status and ischemic heart disease incidence and mortality in women: a large prospective study // BMC medicine: 12: 42. <https://doi.org/10.1186/1741-7015-12-42>
- Franke S., Kulu H. (2018) Mortality differences by partnership status in England and Wales: the effect of living arrangements or health selection? // European Journal of Population: 34: 87-118. <https://doi.org/10.1007/s10680-017-9423-7>
- Goldman N., Korenman S., Weinstein R. (1995) Marital status and health among the elderly // Social science & medicine: 40(12): 1717-30. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(94\)00281-W](https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)00281-W)

- Grambsch P.M., Therneau T.M. (1994) Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals // *Biometrika*: 81(3): 515-26. <https://doi.org/10.1093/biomet/81.3.515>
- Hilz R., Wagner M. (2018) Marital status, partnership and health behaviour: Findings from the German Ageing Survey (DEAS) // *Comparative Population Studies*: 43: 65-97. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2018-08en>
- Isiozor N.M., Kunutsor S.K., Laukkanen T., Kauhanen J., Laukkanen J.A. (2019) Marriage dissatisfaction and the risk of sudden cardiac death among men // *The American Journal of Cardiology*: 123(1): 7-11. <https://doi.org/10.1016/j.amjcard.2018.09.033>
- Jalovaara M., Fasang A. (2017) From never partnered to serial cohabiters: Union trajectories to childlessness // *Demographic Research*: 36: 1703-20. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2017.36.55>
- Jalovaara M., Neyer G., Andersson G. et al. (2019) Education, gender, and cohort fertility in the Nordic countries // *European Journal of Population*: 35: 563-86. <https://doi.org/10.1007/s10680-018-9492-2>
- Koball H.L., Moiduddin E., Henderson J., Goesling B., Besculides M. (2010) What do we know about the link between marriage and health? // *Journal of Family Issues*: 31(8): 1019-40. <https://doi.org/10.1177/0192513X10365834>
- Lorenz F.O., Wickrama K.A.S., Conger R.D., Elder G.H. (2006) The short-term and decade-long effects of divorce on women's midlife health // *Journal of health and social behavior*: 47(2): 111-25. <https://doi.org/10.1177/002214650604700202>
- Miller G.E., Pylypchuk Y. (2014) Marital status, spousal characteristics, and the use of preventive care // *Journal of Family and Economic Issues*: 35: 323-38. <https://doi.org/10.1007/s10834-013-9375-y>
- Molloy G.J., Stamatakis E., Randall G., Hamer M. (2009) Marital status, gender and cardiovascular mortality: Behavioural, psychological distress and metabolic explanations // *Social science & medicine*: 69(2): 223-8. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.010>
- Perlman F., Bobak M. (2008) Determinants of self rated health and mortality in Russia—are they the same? // *International Journal for Equity in Health* 7: 19. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-7-19>
- Raab M., Struffolino E. (2020) The heterogeneity of partnership trajectories to childlessness in Germany // *European Journal of Population* 36: 53-70. <https://doi.org/10.1007/s10680-019-09519-y>
- Ramezankhani A., Azizi F., Hadaegh F. (2019) Associations of marital status with diabetes, hypertension, cardiovascular disease and all-cause mortality: A long term follow-up study // *PloS ONE*: 14(4): e0215593. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215593>
- Saarela J., Skirbekk V. (2020) Childlessness and union histories: Evidence from Finnish population register data // *Journal of Biosocial Science*: 52(1): 78-96. <https://doi.org/10.1017/S0021932019000257>
- Strohschein L., McDonough P., Monette G., Shao Q. (2005) Marital transitions and mental health: Are there gender differences in the short-term effects of marital status change? // *Social science & medicine* 61(11): 2293-303. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.07.020>
- Trudel-Fitzgerald C., Poole E., Sood A.K., Okereke O.I., Kawachi I., Kubzansky L.D., Tworoger S.S. (2019) Social integration, marital status, and ovarian cancer risk: A 20-year prospective cohort study // *Psychosomatic medicine*: 81(9): 833-40. <https://doi.org/10.1097%2FPSY.0000000000000747>
- Verbrugge L.M. (1979) Marital status and health // *Journal of Marriage and Family*: 41(2): 267-85. <https://doi.org/10.2307/351696>
- Wyke S., Ford G. (1992) Competing explanations for associations between marital status and health // *Social science & medicine*: 34(5): 523-32. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(92\)90208-8](https://doi.org/10.1016/0277-9536(92)90208-8)
- Zheng H., Thomas P.A. (2013) Marital status, self-rated health, and mortality: Overestimation of health or diminishing protection of marriage? // *Journal of Health and Social Behavior*: 54(1): 128-43. <https://doi.org/10.1177/0022146512470564>

Другие источники информации

Therneau T., Crowson C., Atkinson E. (2023) Using time dependent covariates and time dependent coefficients in the Cox model. CRAN Packages, Survival. <https://cran.r-project.org/web/packages/survival/vignettes/timedep.pdf>

Данные

- «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН. Сайты обследования RLMS-HSE: <https://rlms-hse.cpc.unc.edu> и <http://www.hse.ru/rlms> ». Дата обращения к базе: август 2021
- ФЦГС: <https://rosstat.gov.ru/price>. Дата обращения к базе: август 2021
- Коды в R на GitHub: <https://github.com/Akhtemzyanov/Econometric-assessment-of-punishment-for-loneliness-in-Russia>

Приложения

Приложение 1. Переменные в модели влияния одиночества на здоровье

Регрессоры		
Обозначение переменной	Описание	Единицы измерения, шкала
Переменные интереса		
marst	Текущий брачный статус	1) Никогда не состояли в браке 2) Состоите в зарегистрированном браке 3) Живете вместе, но не зарегистрированы 4) Разведены и в браке не состоите 5) Вдовец (вдова) 6) Официально зарегистрированы, но вместе не живете
marriage	Бинарная переменная для тех, кто вступал в зарегистрированный брак в течение последних 3 лет	0) Нет 1) Да
divorce	Бинарная переменная для тех, кто разводился в течение последних 3 лет	0) Нет 1) Да
widowhood	Бинарная переменная для тех, кто становился вдовым в течение последних 3 лет	0) Нет 1) Да

Регрессоры		
Обозначение переменной	Описание	Единицы измерения, шкала
Блок 0: фиксированные эффекты и технические контрольные переменные		
wave	Индекс волны обследования	13-27 волны
born	Когорты по году рождения	Год рождения респондента
age_group	Категории респондентов по возрасту (для гетерогенных эффектов и калибровки моделей). Использована методология (Franke S., Kulu H., 2018)	1) 30-49 лет 2) 50-64 года 3) 65+ лет
Блок 1: социоэкономические контрольные переменные		
educ	Уровень образования. Представлена в модели как набор дамми-переменных	0) Основное общее 1) Среднее или среднее специальное 2) Высшее
income	Ежемесячный доход в ценах 2020 года. Получен при помощи коррекции номинальных доходов на индекс потребительских цен	Тыс. руб.
job	Наличие работы	0) Нет 1) Да
Блок 2: контрольные переменные, характеризующие условия проживания		
status	Тип населенного пункта	1) Областной центр 2) Город 3) ПГТ 4) Село
alone	Проживает ли респондент один. Получено из данных по домохозяйствам	0) Нет 1) Да
children_old	Количество детей старше 18 лет	Человек
children_young	Количество детей до 18 лет	Человек
Блок 3: контрольные переменные образа жизни		
alcohol	Употребление алкоголя	0) Нет 1) Да
cigarettes	Курение	Количество сигарет в день
phys	Уровень физической активности	0) Физкультурой не занимается 1) Хотя бы иногда занимается физкультурой
Зависимая переменная (failure event)		
event_health	Попадание в категорию самооценки здоровья «скорее плохое» (health > 3)	0) Нет 1) Да

Приложение 2. Распределение респондентов по самооценке здоровья

health	М 30-49	М 50-64	М 65+	Ж 30-49	Ж 50-64	Ж 65+
1	2,0%	0,6%	0,4%	1,2%	0,3%	0,1%
2	45,2%	20,0%	7,9%	35,8%	12,1%	3,7%
3	48,2%	64,8%	55,0%	57,5%	69,8%	49,2%
4	4,2%	13,1%	30,3%	5,2%	16,3%	39,3%
5	0,4%	1,5%	6,4%	0,3%	1,5%	7,7%
Всего	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Всего, человек	32 569	18 503	10 354	39 498	27 885	25 134

Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

Приложение 3. Баланс ковариат в зависимости от пола и брачного статуса респондентов

Женщины 30+							
		1	2	3	4	5	6
observations		4972	44041	8357	11962	22613	572
age		48.03 (15.56)	49.15 (13.03)	45.63 (11.83)	51.77 (13.05)	69.00 (12.03)	49.52 (12.78)
income		23.10 (18.03)	19.54 (17.03)	20.44 (18.11)	24.60 (18.67)	18.25 (11.78)	23.67 (17.86)
educ (%)	0	792 (16.0)	5005 (11.4)	1284 (15.4)	1226 (10.3)	8409 (37.3)	82 (14.4)
	1	2456 (49.5)	25762 (58.6)	5179 (62.1)	7200 (60.4)	10629 (47.2)	329 (57.6)
	2	1713 (34.5)	13224 (30.1)	1876 (22.5)	3503 (29.4)	3503 (15.5)	160 (28.0)
job (%)	0	2003 (40.3)	17738 (40.3)	2933 (35.1)	4389 (36.7)	17887 (79.2)	205 (35.8)
	1	2966 (59.7)	26288 (59.7)	5422 (64.9)	7568 (63.3)	4700 (20.8)	367 (64.2)
status (%)	1	2410 (48.5)	17308 (39.3)	3374 (40.4)	5806 (48.5)	9620 (42.5)	284 (49.7)
	2	1014 (20.4)	11908 (27.0)	2322 (27.8)	3536 (29.6)	5728 (25.3)	143 (25.0)
	3	405 (8.1)	3050 (6.9)	455 (5.4)	822 (6.9)	1340 (5.9)	42 (7.3)
	4	1143 (23.0)	11775 (26.7)	2206 (26.4)	1798 (15.0)	5925 (26.2)	103 (18.0)
alone (mean (SD))		0.25 (0.43)	0.00 (0.06)	0.01 (0.12)	0.27 (0.44)	0.42 (0.49)	0.18 (0.39)

Женщины 30+							
		1	2	3	4	5	6
children_old (mean (SD))		0.25 (0.53)	1.18 (1.08)	0.90 (1.02)	1.07 (0.88)	1.70 (1.09)	1.21 (1.14)
children_young (mean (SD))		0.30 (0.58)	0.61 (0.89)	0.59 (0.87)	0.35 (0.62)	0.06 (0.29)	0.48 (0.77)
cigarretes		2.00 (5.05)	1.31 (4.29)	3.75 (6.76)	2.54 (5.83)	0.79 (3.51)	2.96 (6.38)
alcohol		0.58 (0.49)	0.62 (0.49)	0.69 (0.46)	0.63 (0.48)	0.48 (0.50)	0.73 (0.45)
phys		0.23 (0.42)	0.21 (0.41)	0.18 (0.39)	0.25 (0.43)	0.18 (0.38)	0.24 (0.43)
health (mean (SD))		2.86 (0.73)	2.89 (0.66)	2.85 (0.64)	2.97 (0.67)	3.40 (0.72)	2.98 (0.69)
Мужчины 30+							
		1	2	3	4	5	6
observations		3384	43864	8075	3503	2312	288
age		39.03 (9.36)	50.34 (13.56)	46.58 (12.43)	48.52 (11.92)	70.49 (12.30)	48.02 (12.77)
income		20.04 (19.77)	28.65 (21.50)	24.94 (20.19)	20.88 (19.55)	21.61 (15.91)	24.48 (21.05)
educ (%)	0	773 (23.0)	7737 (17.7)	1887 (23.4)	649 (18.6)	971 (42.1)	53 (18.5)
	1	1936 (57.5)	25546 (58.3)	5094 (63.3)	2256 (64.6)	935 (40.6)	167 (58.2)
	2	657 (19.5)	10504 (24.0)	1068 (13.3)	589 (16.9)	399 (17.3)	67 (23.3)
job (%)	0	1548 (45.7)	14665 (33.4)	2476 (30.7)	1647 (47.1)	1862 (80.7)	110 (38.2)
	1	1836 (54.3)	29177 (66.6)	5598 (69.3)	1853 (52.9)	445 (19.3)	178 (61.8)
status (%)	1	1446 (42.7)	16595 (37.8)	3242 (40.1)	1500 (42.8)	989 (42.8)	173 (60.1)
	2	737 (21.8)	11992 (27.3)	2227 (27.6)	950 (27.1)	506 (21.9)	57 (19.8)
	3	214 (6.3)	3110 (7.1)	420 (5.2)	235 (6.7)	163 (7.1)	12 (4.2)
	4	987 (29.2)	12167 (27.7)	2186 (27.1)	818 (23.4)	654 (28.3)	46 (16.0)
alone (mean (SD))		0.17 (0.37)	0.00 (0.06)	0.01 (0.09)	0.38 (0.48)	0.49 (0.50)	0.36 (0.48)
children_old (mean (SD))		0.01 (0.15)	1.11 (1.08)	0.78 (1.02)	0.88 (0.94)	1.66 (1.04)	0.81 (1.01)

	Мужчины 30+					
	1	2	3	4	5	6
children_young (mean (SD))	0.06 (0.27)	0.63 (0.89)	0.54 (0.82)	0.40 (0.68)	0.05 (0.30)	0.57 (0.91)
cigarretes	10.31 (10.13)	9.06 (10.54)	13.26 (10.82)	11.95 (10.47)	6.50 (9.91)	12.13 (11.21)
alcohol	0.77 (0.42)	0.76 (0.43)	0.80 (0.40)	0.77 (0.42)	0.69 (0.46)	0.80 (0.40)
phys	0.24 (0.43)	0.21 (0.40)	0.17 (0.38)	0.22 (0.42)	0.20 (0.40)	0.23 (0.42)
health (mean (SD))	2.66 (0.73)	2.80 (0.70)	2.74 (0.67)	2.86 (0.73)	3.30 (0.78)	2.91 (0.77)

Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

Примечание: Колонки в таблице закодированы следующим образом:

- 1) Никогда не состояли в браке
- 2) Состоите в зарегистрированном браке
- 3) Живете вместе, но не зарегистрированы
- 4) Разведены и в браке не состоите
- 5) Вдовец (вдова)
- 6) Официально зарегистрированы, но вместе не живете

Приложение 4. Полные результаты оценки моделей влияния брачного статуса на риски для здоровья

	Мужчины 30+			Женщины 30+		
	1	2	3	1	2	3
marst = 1, age_group = 1	0.48***	0.34*	0.32	0.42***	0.29*	0.37**
marst = 3, age_group = 1	0.32**	0.21	0.25	0.24**	0.18	0.01
marst = 4, age_group = 1	0.51***	0.41**	0.24	0.20	0.12	-0.02
marst = 5, age_group = 1	-0.40	-0.44	-0.23	0.23	0.21	-0.02
marst = 6, age_group = 1	0.79*	0.55	0.41	0.94***	0.79***	0.28
marst = 1, age_group = 2	-0.47	-0.57*	-0.57	0.20	0.15	0.20
marst = 3, age_group = 2	-0.05	-0.07	-0.13	0.32***	0.30***	0.38***
marst = 4, age_group = 2	-0.11	-0.18	-0.23	0.18*	0.16	0.16
marst = 5, age_group = 2	-0.02	-0.08	0.07	0.28***	0.28***	0.28**
marst = 6, age_group = 2	0.13	0.10	0.12	0.70***	0.66***	0.66*
marst = 1, age_group = 3	-1.83**	-1.86**	-0.57	-0.12	-0.12	0.02
marst = 3, age_group = 3	-0.10	-0.10	-0.13	-0.03	-0.02	0.06
marst = 4, age_group = 3	-0.39**	-0.36	-0.23	-0.15	-0.14	-0.08
marst = 5, age_group = 3	-0.28**	-0.23	0.07	-0.16**	-0.16**	-0.22**
marst = 6, age_group = 3	0.40	0.44	0.12	-0.82	-0.90	-1.18
marriage = 1, age_group = 1	0.02	0.01	-0.07	-0.10	-0.10	-0.16
marriage = 1, age_group = 2	-0.10	-0.11	-0.12	0.05	0.04	0.10
marriage = 1, age_group = 3	-0.17**	-0.18**	-0.21**	-0.08	-0.09*	-0.13

	Мужчины 30+			Женщины 30+		
	1	2	3	1	2	3
divorce = 1, age_group = 1	–0.12	–0.15	–0.18	0.06	0.07	0.12
divorce = 1, age_group = 2	0.01	–0.01	0.15	0.11	0.10	0.07
divorce = 1, age_group = 3	0.08	0.06	–0.01	0.09	0.07	–0.10
widowhood = 1, age_group = 1	0.24*	0.24*	0.30**	–0.02	–0.05	–0.03
widowhood = 1, age_group = 2	0.02	0.03	–0.17	–0.02	–0.06	–0.23**
widowhood = 1, age_group = 3	0.06	0.05	–0.02	0.04	0.02	0.08
Robust SE	Да	Да	Да	Да	Да	Да
FE волны	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Контроль 1	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Контроль 2	Нет	Да	Да	Нет	Да	Да
Контроль 3	Нет	Нет	Да	Нет	Нет	Да
Events	2639	2639	1828	5177	5177	2744
Concordance	0.632	0.641	0.663	0.585	0.59	0.607
Observations	45,042	45,039	33,811	63,467	63,464	41,797
Wald Test	412.06*** (df = 51)	510.52*** (df = 69)	491.13*** (df = 77)	256.08*** (df = 37)	277.81*** (df = 46)	274.96*** (df = 55)
Max. Possible R ²	0.52	0.52	0.48	0.48	0.36	0.29
*0.1 **0.05 ***0.01						

Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

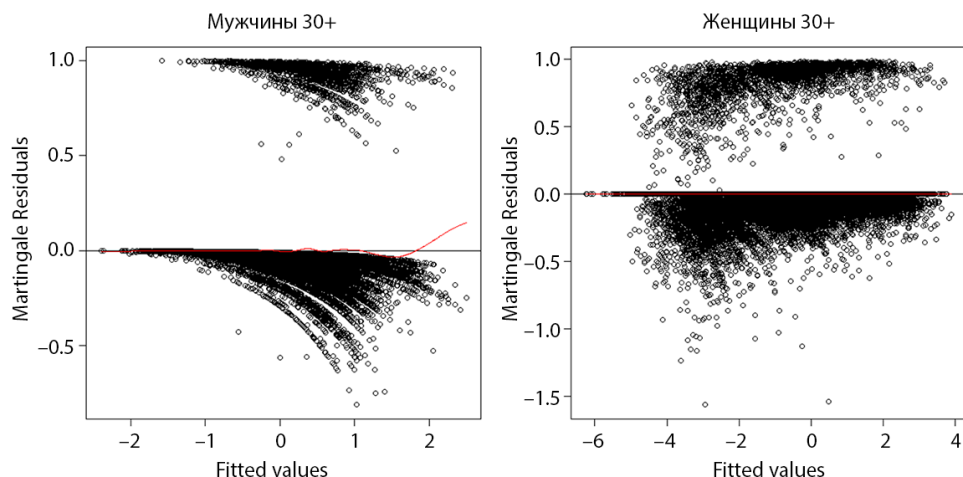
Приложение 5. Результаты тестов моделей в полной спецификации на пропорциональность, по полу

	Мужчины 30+		
	chisq	df	p
wave	12.618	13	0.478
born	0.659	1	0.417
marst*age_group	12.890	15	0.611
marriage*age_group	2.326	3	0.508
divorce*age_group	2.071	3	0.558
widowhood*age_group	4.837	3	0.184
educ*age_group	12.921	6	0.044
income*age_group	3.543	3	0.315
job*age_group	3.595	3	0.309
status*age_group	11.509	9	0.242
alone*age_group	6.935	3	0.074
children_old*age_group	2.741	3	0.433
children_young*age_group	3.222	3	0.359
cigarettes*age_group	0.101	3	0.992
alcohol*age_group	2.825	3	0.419
phys*age_group	1.463	3	0.691
GLOBAL	90.656	77	0.137

Женщины 30+			
	chisq	df	p
born	0.00856	1	0.926
marst*age_group	24.21359	15	0.062
marriage*age_group	2.37526	3	0.498
divorce*age_group	1.07182	3	0.784
widowhood*age_group	0.53934	3	0.910
educ*age_group	7.34928	6	0.290
income*age_group	4.82144	3	0.185
job*age_group	2.24149	3	0.524
alone*age_group	0.16425	3	0.983
children_old*age_group	1.74844	3	0.626
children_young*age_group	1.84474	3	0.605
cigarettes*age_group	5.48372	3	0.140
alcohol*age_group	1.32902	3	0.722
phys*age_group	6.37845	3	0.095
GLOBAL	65.32298	55	0.161

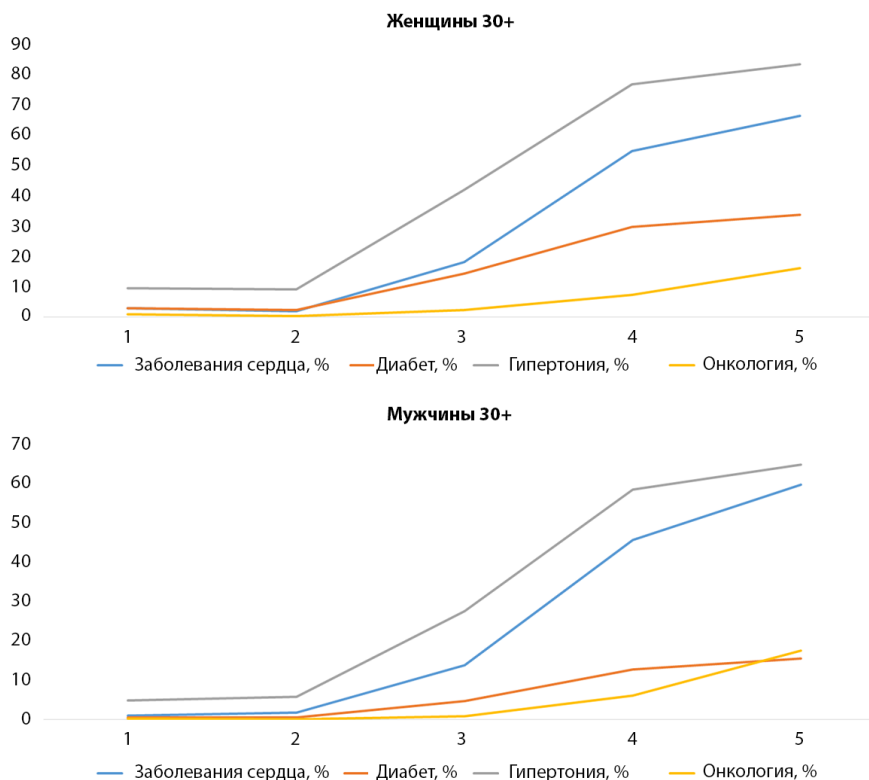
Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

Приложение 6. Мартингалльные остатки в зависимости от предсказаний моделей



Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

Приложение 7. Частота хронических заболеваний в зависимости от самооценки здоровья, %



Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

Приложение 8. Тестирование предпосылок моделей рисков для здоровья

Базовыми предпосылками, лежащими в основе модели пропорциональных рисков Кокса [Cox, 1972], являются следующие:

1. Все используемые переменные являются независимыми
2. Риски наступления события для двух любых респондентов в любой отрезок времени носят пропорциональный характер
3. Влияние каждой объясняющей переменной на риск наступления события (снижение здоровья) носит линейный характер

Первую предпосылку мы тестируем при помощи построения корреляционных матриц для контрольных переменных (Рисунок 1 и Рисунок 2). Непрерывные переменные отражены без изменений. Для категориальных переменных мы создали соответствующие бинарные переменные для всех значений, которые они принимали (One-Hot Encoding).

У мужчин с возрастом ухудшается самооценка здоровья, а процент имеющих работу снижается. Одинокие и вдовы мужчины, как и ожидалось, чаще проживали одни в домохозяйстве. Все переменные характеризуются слабой или средней корреляцией, что говорит об отсутствии сильной (0,7 и более) коллинеарности между контрольными переменными.

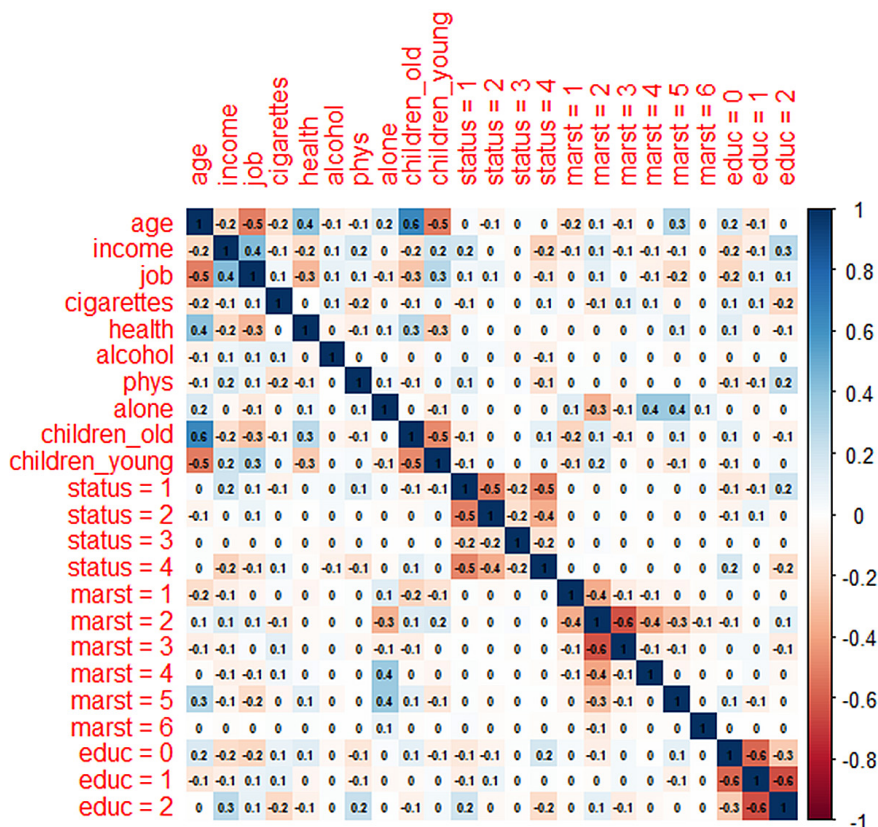


Рисунок 1. Корреляционная матрица контрольных переменных. Мужчины в возрасте 30+. Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

У женщин также с возрастом падает самооценка здоровья и происходит потеря работы (вероятно, в связи с выходом на пенсию). Категория вдовых в среднем была старше и чаще характеризовалась одиноким проживанием. Здесь также не было сильно коррелированных факторов. Следовательно, как для мужчин, так и для женщин первая предпосылка о независимости регрессоров в модели выполняется.

Заметим, что парные коэффициенты корреляции Пирсона являются мерой линейной связи между переменными и могут быть не всегда точны. Более того, на их основе нельзя делать содержательные выводы, и мы используем их только для того, чтобы лучше проследить особенности данных, проверить наличие коллинеарности между факторами и выявить возможные ошибки в данных.

Вторую предпосылку мы проверяем при помощи теста на пропорциональность переменных в модели Кокса, предложенного в [Grambsch, Therneau, 1994] и реализованного в библиотеке survival в R. Результаты тестов для полных спецификаций моделей по половозрастным группам приведены в Приложении 5. На уровне 5% мы не отвергаем гипотезы о пропорциональности для всех факторов во всех моделях (кроме образования у мужчин, где p-value совсем близок к 5%, что не критично в рамках нашего анализа) и всех моделей в целом. Следовательно, эта предпосылка тоже выполняется.

Третью предпосылку о линейности мы тестируем графически при помощи построения графиков мартингалных остатков в зависимости от предсказаний модели. Заметим, что наша перемен-

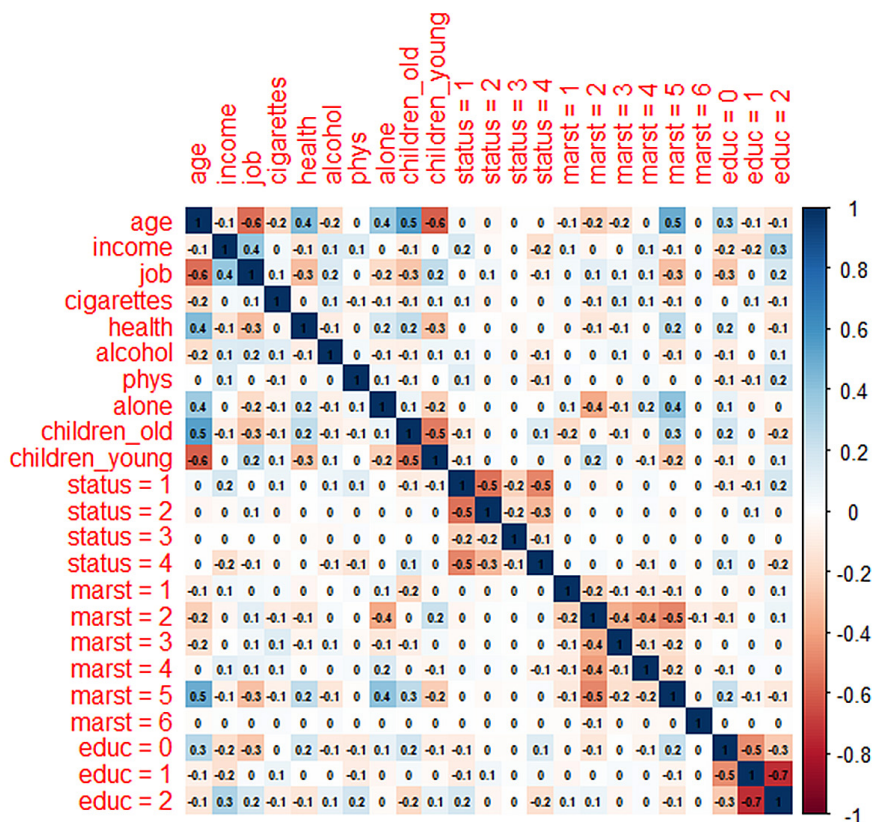


Рисунок 2. Корреляционная матрица контрольных переменных. Женщины в возрасте 30+. Источник: расчеты автора на основе данных РМЭЗ

ная интереса — брачный статус — является категориальной, а не непрерывной, а линейность тестируется только для непрерывных объясняющих переменных. Поэтому мы тестируем линейность сразу для всей модели, а не по каждой непрерывной переменной в отдельности. В Приложении 6 приведены графики для полных спецификаций моделей по всем половозрастным группам. У мужчин в крайнем правом хвосте наблюдалась незначительная по амплитуде нелинейность. В рамках нашего анализа мы считаем это не критичным, поскольку перед нами не стоит цели состоятельно оценить коэффициенты при каких-либо непрерывных переменных. Следовательно, эта нелинейность, поскольку она проявляется только для крайних случаев и характеризуется небольшой амплитудой, не приведет к значительному смещению оценок при наших переменных интереса. И все же для мужчин мы будем особенно осторожно делать выводы и обобщать результаты, проверяя их из содержательных соображений и сверяясь с предыдущими эмпирическими результатами.

Таким образом, все базовые предпосылки модели пропорциональных рисков Кокса для наших моделей выполнены.

Сведения об авторе

- Ахтемзянов Рафаэль Анварович – бакалавр экономического факультета МГУ имени М. В. Ломоносова, Москва, 119991, Россия. Email: rafael-css@yandex.ru