

Прикладная эконометрика, 2025, т. 78, с. 116–137.

Applied Econometrics, 2025, v. 78, pp. 116–137.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-78-116-137

Е.С. Вакуленко, А.М. Сек¹

Связь образовательных и финансовых различий между супругами с длительностью брачных отношений

В статье проводится анализ факторов длительности браков на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1994–2021 гг. с помощью регрессии Кокса. Результаты демонстрируют, что браки, в которых уровень дохода супругов различается, более длительные, в то время как различия в уровне образования не оказывают значимого влияния на длительность брака. Проверка на робастность результатов к изменению выборки указывает на то, что выводы о значимости различий в доходе сохраняются лишь для пар без детей.

Ключевые слова: браки; разводы; регрессия Кокса; модели длительности.

JEL classification: J12; C41.

1. Введение

Анализ причин расторжения брака оказывается особенно важным в контексте масштабных изменений в семейных отношениях. За последние десятилетия в большинстве развитых стран развод становится все более распространенным явлением. Россия в этом плане оказалась очень похожей на развитые страны (Рошин, Рощина, 2007), что можно заметить, взглянув на статистику — в РФ наблюдается рост общего коэффициента разводимости² с менее двух в 1960 г. до почти пяти в 2023 г. (Щербакова, 2023). Так, анализ изменений в брачных отношениях, например, роста числа разводов, оказывается интересным для исследователей как с точки зрения расширения и углубления теоретического понимания происходящих изменений, так и с практической точки зрения. Лучшее понимание причин разводов несет практическую значимость для формирования социальной и демографической политики государства в направлении повышения стабильности семьи и потенциального повышения уровня рождаемости в стране (Рошин, Рощина, 2007; Щербакова, 2024).

Анализу браков в России посвящено большое число научных работ, например, (Рошин, Рощина, 2007; Захаров, 2016; Зинченко, Лукьянова, 2018, 2021; Арженовский, Дудкина, 2012; Щербакова, 2023; Захаров, 2023; Аистов, 2019). Некоторые отечественные исследования посвящены анализу длительности брачных отношений и причинам разводов, в большинстве подобных работ описывается лишь динамика основных показателей разводов

¹ Вакуленко Елена Сергеевна — НИУ ВШЭ; evakulenko@hse.ru.

Сек Алексей Михайлович — НИУ ВШЭ; alexeysek@gmail.com.

² Общий коэффициент разводимости рассчитывается как число разводов на 1000 чел. населения.

в стране (Давлетшина, Долгих, 2018; Захаров, 2016; Щербакова, 2023; Лактюхина, Антонов, 2016). Другие исследования по России включают регрессионный анализ факторов расторжения браков с использованием моделей бинарного выбора (Рощин, Рощина, 2007). В то же время в мировой практике уже долгое время активно применяются модели длительности (Balakrishnan et al., 1987; Lehrer, 1988; Papps, 2006; Du, Mace, 2019; Lehrer, Chen, 2013; Ahmad, 2014; Bernardi, Martínez-Pastor, 2011; Orbuch et al., 2013; Kippen et al., 2013; Norouzi et al., 2022). Таким образом, существующая степень исследования проблемы расторжения браков в отечественной литературе оставляет пространство для расширения методов анализа, применяемых на данных РФ. Это может помочь в понимании факторов расторжения брака и длительности брачных отношений.

Ряд теоретических подходов объясняют причины разводов во многом за счет разделения труда, что характерно, например, для социологического подхода к анализу факторов разводов, который был основан Э. Дюркгеймом и Т. Парсонсом. Последователи экономического подхода связывают развод с выгодами от брака, среди которых заметную роль также играет разделение труда (Мо, 2016). В настоящей работе при изучении расторжения браков обращается особое внимание на разделение труда, например, наличие различий в уровне дохода и в уровне образования между супругами. В существующей научной литературе на примере России уже изучали подобные факторы в контексте заключения браков (Зинченко, Лукьянова, 2018), однако эти факторы редко анализировались в аспекте разводов. Исследование малоизученных факторов длительности брачных отношений и расторжения брака также позволит расширить и углубить теоретическое понимание разводов в РФ.

Таким образом, проблема расторжения браков является актуальной в современной России. Анализ причин разводов интересен как с теоретической, так и с практической точек зрения. Научная новизна настоящего исследования заключается в двух аспектах: использовании ранее не распространенного в анализе разводов в России метода — регрессии Кокса, а также в учете таких малоизученных факторов, как различие в уровне образования и в уровне дохода супругов.

2. Литература

Существуют четыре основные теории для объяснения факторов развода и длительности брака (Мо, 2016):

- классический социологический подход Дюркгейма;
- теория, объясняющая расторжение брака через процесс индустриализации и другие культурные и исторические изменения;
- теория, в которой основное внимание уделяется психологическим факторам, например, стрессу из-за потери работы одним из супругов;
- анализ разводов с точки зрения экономической теории, который продолжает и расширяет традицию, предложенную Г. Беккером.

Одна из первых предложенных теорий, объясняющих разводы, была сформулирована социологом Э. Дюркгеймом в 1893 г. (Durkheim, 1984). Согласно этой теории, в основе стабильного брака лежит разделение труда, которое формирует органическую солидарность: партнеры в некотором смысле подобны частям целостного организма, и потому развод

становится маловероятен. Другой известный социолог Т. Парсонс поддерживал точку зрения Дюркгейма о том, что разделение труда делает брак более устойчивым (Parsons, 1959). Если же, наоборот, уровень разделения труда в браке низкий, например, из-за смены социальных норм и гендерных ролей, то такой брак оказывается менее устойчивым. Таким образом, в социологической теории снижение уровня разделения труда в брачной паре рассматривается как ключевой фактор разводов (Мо, 2016).

Не менее интересный подход заключается в рассмотрении таких факторов, как уровень индустриализации страны, ее культурные, религиозные и исторические особенности. Основная идея состоит в том, что с индустриализацией, снижением влияния церкви и иными культурными изменениями роль семейных ценностей снижается, уступая свое место индивидуализму (Beck, 1992; Ruggles, 1997; Quah, 2015). При этом брак теряет свою ценность, и разводы происходят все чаще.

Другим направлением работ, в которых изучаются детерминанты разводов, являются исследования о том, как различные стрессовые ситуации могут привести к кризису в браке и разводу (Мо, 2016). Одним из наиболее наглядных примеров причин стресса может послужить стресс из-за потери работы одним из супругов. Анализ в данном направлении представлен, например, в работах (Hill, 1949; Burr, 1973; Kraft, 2001).

Исследования экономических причин разводов активизировались еще во второй половине прошлого столетия, вероятно, после того, как большой вклад в популяризацию темы внес известный экономист, лауреат Нобелевской премии, автор фундаментальных работ по экономике семьи — Г. Беккер. Он активно применял методы микроэкономического анализа к различным аспектам социальной жизни, в том числе и к брачным отношениям. Одна из ключевых концепций в микроэкономике — идея о том, что все рациональные индивиды, принимая решения, руководствуются мотивами максимизации полезности. Беккер сформулировал идею о существовании брачного рынка, на котором индивиды совершают выбор партнера таким образом, чтобы максимизировать выгоду от брака. Важно отметить, что выгоды могут быть не только денежными. Применительно к разводам, теория Беккера указывала на то, что брак распадается тогда, когда издержки развода становятся меньше, чем полезность от жизни вне брака. Также Беккер и его коллеги отмечали, что заключение брака предполагает ситуацию, в которой каждый из партнеров не обладает полной информацией о своем партнере. Существующая асимметрия информации заключается в том, что до заключения брака люди не полностью знают своего партнера, и некоторые негативные характеристики могут остаться незамеченными. Если ожидания от партнера будут заметно отличаться от реальности в худшую сторону, то брак с большей вероятностью распадется (Becker et al., 1977).

В последующие годы иностранные экономисты продолжили активно анализировать факторы разводов, в совокупности сформировав большую теоретическую базу по этой теме. Уже к 1995 г. было проведено более 100 эмпирических исследований на основе лонгитюдных данных с применением различных методов анализа. В них использовались коэффициенты корреляции, тест Стьюдента для тестирования гипотезы о равенстве средних, дисперсионный анализ, регрессионный анализ с несколькими переменными, в том числе модели длительности (Karney, Bradbury, 1995). Отметим, что модели длительности и в последующие годы активно применялись в зарубежных исследованиях по теме разводов (Papps, 2006; Du, Mace, 2019; Lehrer, Chen, 2013; Ahmad, 2014; Bernardi, Martínez-Pastor, 2011; Orbuch et al., 2013; Kippen et al., 2013; Norouzi et al., 2022).

Проанализируем некоторые факторы длительности брака и риска развода из существующей зарубежной научной литературы. Наличие общих детей и детей от прошлых браков часто представлялись значимыми факторами в анализе. Например, в (Du, Mase, 2019; Norouzi et al., 2022; Killewald, 2016) наличие детей связывают с меньшим риском развода. В то же время встречались и работы, в которых этот фактор оказывался незначимым (Ahmad, 2014; Kippen et al., 2013). Относительно возраста партнеров или возраста заключения браков в большинстве исследований приводятся выводы о значимости этих факторов — больший возраст, как правило, связан с меньшим риском развода (Ahmad, 2014; Bernardi, Martínez-Pastor, 2011; Kippen et al., 2013; Killewald, 2016). Уровень образования нередко встречается в исследованиях, однако выводы об этом факторе неоднозначны. В одних работах этот фактор оказывается значимым, при этом более высокий уровень образования связан с меньшим риском развода (Orbuch et al., 2013; Ahmad, 2014; Heaton, 2002), в то время как в других — наоборот (Killewald, 2016; Kippen et al., 2013). Интересно отметить, что в ряде исследований наличие работы оказывалось статистически незначимым (Ahmad, 2014). В некоторых работах встречался такой фактор, как полезность одного или обоих супругов, который был значимо связан с большим риском развода (Norouzi et al., 2022). Среди других интересных факторов — курение. Так, в (Kippen et al., 2013) приводятся результаты о том, что если один из партнеров курит, а другой нет, то это повышает риск развода.

В отечественной литературе преобладают работы, содержащие описательные статистики, динамику основных показателей разводов, но, как правило, без эконометрического анализа конкретных факторов (Давлетшина, Долгих, 2018; Захаров, 2016; Щербакова, 2023; Лактюхина, Антонов, 2016). Тем не менее, эконометрические работы по России все же существуют, например, известное исследование на основе моделей бинарного выбора (Рощин, Рощина, 2007), в котором приводятся оценки моделей бинарного выбора для таких факторов, как наличие высшего образования, курение, наличие работы, возраст, уровень дохода и национальность. В дальнейшем наши результаты сравниваются с приведенными работами.

3. Данные

Еще 30 лет назад в России отсутствовали лонгитюдные исследования населения. Создание уникальной для нашей страны базы данных РМЭЗ НИУ ВШЭ³ в 1994 г. расширило возможности для отечественных ученых и сократило отставание от Европы и США в исследовании социально-демографических проблем с точки зрения эконометрического анализа. Выборка для настоящего анализа также была собрана на основе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1994–2021 гг.

³ 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: <http://www.hse.ru/rlms>, <https://rlms-hse.cpc.unc.edu>).

3.1. Предварительная обработка данных

Наблюдения для анализа отбирались следующим образом:

- 1) включались только пары, брак которых зарегистрирован официально, поэтому гражданские браки, а также одинокие люди исключены;
- 2) исключались сомнительные и ненадежные наблюдения, например, если у одного из супругов в каком-то периоде — высшее образование, а в следующем периоде — школьное;
- 3) переменные интереса — различие в уровне образования и дохода, поэтому наблюдения, в которых отсутствуют данные по образованию и/или доходу, были также исключены из выборки;
- 4) исключались наблюдения, в которых не было ответов на вопросы, которые используются в качестве контрольных переменных или переменных интереса.

Отметим, что наблюдения, в которых брак распался из-за смерти одного из супругов, также учитывались в выборке и считались цензурированными справа, поскольку неизвестно, распался бы брак из-за развода, если бы оба супруга были живы.

Выявление факта развода оказалось непростой и достаточно трудоемкой задачей. Семейный статус (*marst*) некоторых из опрошенных мог не меняться, если они смогли найти нового брачного партнера в течение года после развода, поэтому использовать переменную семейного статуса было бы некорректно. Для выявления факта развода анализировался именно факт смены партнера по справочнику «Идентификационные номера родственников». Так, для каждого периода определялось, кто, согласно справочнику, приходился партнером конкретного индивида, а затем в случае изменения партнера или в случае его отсутствия в следующем периоде фиксировался факт развода.

Важно также обсудить структуру данных ввиду некоторых особенностей их предварительной подготовки для анализа длительности. В первую очередь отметим, что строка в финальной выборке описывает уникальную пару в конкретный период времени, в котором все характеристики партнеров оставались неизменными. Если у пары изменились какие-либо характеристики в следующем периоде относительно предыдущего, то в данных это отразится как новая строка. При этом один период наблюдения за парой может длиться как один год, так и несколько лет. Таким образом, для одной пары в выборке может быть несколько строк. Если пару наблюдали ранее, счетчик лет брака не изменяется в новом периоде наблюдения за парой, при этом учитывается, сколько лет брака уже было до конкретного периода. Именно такая структура данных необходима для корректного учета временных изменений в объясняющих переменных при анализе длительности, что было отмечено и другими исследователями (Zhang et al., 2018).

Финальная выборка включает в себя 37009 наблюдений (строки) или 10293 уникальные пары. Данные цензурированы справа и усечены слева, что будет подробно объяснено далее.

3.2. Описание переменных

Подробное описание переменных в финальной выборке настоящего исследования приведены в табл. 1. Описательные статистики переменных представлены в Приложении в таблицах ПЗ и П4.

Таблица 1. Описание переменных

№	Название	Описание	Определение
1	Длительность	Длительность рассматриваемого периода	Длительность (в годах) от начала до окончания рассматриваемого периода
2	Удовлетворен жизнью муж / удовлетворена жизнью жена	Ответ на вопрос об удовлетворенности жизнью в целом	Субъективная оценка опрашиваемыми: 1 — удовлетворен (ответы в опроснике: «И да, и нет», «Скорее удовлетворены», «Полностью удовлетворены»); 0 — не удовлетворен (ответы в опроснике: «Скорее не удовлетворены», «Не очень удовлетворены», «Совсем не удовлетворены»)
3	Работа мужа / работа жены	Бинарная переменная наличия постоянной работы у партнера	1 — есть постоянная работа (ответы в опроснике: «Вы находитесь в любом другом оплачиваемом отпуске», «Вы находитесь в неоплачиваемом отпуске», «Вы сейчас работаете»); 0 — нет постоянной работы (ответы в опроснике: «Вы находитесь в отпуске — декретном или по уходу за ребенком до 3-х лет», «Или у Вас сейчас нет работы»)
4	Возраст мужа / возраст жены	Возраст партнера	Количество лет
5	Болезнь мужа / болезнь жены	Наличие проблем со здоровьем у мужчины	Субъективная оценка опрашиваемым, ответ на вопрос «Были ли у вас в течение последних 30 дней какие-либо проблемы со здоровьем?»: 1 — были; 0 — нет
6	Курит муж / курит жена	Курит ли партнер	1 — курит; 0 — не курит
7	Общие дети	Число общих детей	Учитывается только число общих детей, которые были найдены по справочнику родственных связей
8	Образование мужа / образование жены	Уровень образования партнера	1 — незаконченное среднее образование; 2 — законченное среднее образование; 3 — законченное среднее специальное образование; 4 — законченное высшее образование и выше
9	Различие в образовании (пол)	Разница в уровне образования с учетом пола более образованного супруга	Разность между переменными «образование мужа и «образование жены». Например, если у мужа незаконченное среднее образование, а у жены — законченное высшее, то: различие в образовании (пол) = $1 - 4 = -3$
10	Различие в образовании	Разница в уровне образования без учета пола более образованного супруга	Аналогично различию в образовании (пол), но по абсолютной величине. Например, если у мужчины незаконченное среднее образование, а у женщины законченное высшее, то: различие в образовании = 3

Окончание табл. 1

№	Название	Описание	Определение
11	Различие в образовании (фиктивная)	Бинарная переменная различия в уровне образования супругов	1 — уровни образования супругов различны; 0 — уровни совпадают
12	Доход мужа / доход жены	Доход партнера в рублях в месяц	Доходы приведены к ценам 2023 г. на основе инфляции по индексу потребительских цен, доходы до 1998 г. поделены на 1000 для учета деноминации 1998 г.
13	Различие в доходах (пол)	Разница в уровне дохода с учетом пола супруга с более высоким доходом	Разность между переменными «доход мужа» и «доход жены». Например, доход мужа 80000 руб., а жены 90000 руб., тогда различие в доходах (пол) = -10000
14	Различие в доходах	Разница в уровне дохода без учета пола супруга с более высоким доходом	Аналогично различию в доходах (пол), но по абсолютной величине, т. е. учитывается только величина различия. Например, доход мужа 80000 руб., а жены 90000 руб., тогда различие в доходах = 10000
15	Различие в доходах (фиктивная)	Бинарная переменная различия в уровне дохода супругов	1 — если переменная «различие в доходах» превышает 5000 руб. (в ценах 2023 г.); 0 — иначе. Брать нулевой порог различия в доходах не совсем корректно, поэтому выбран небольшой ненулевой порог, по которому определяется, есть ли значимое различие в доходах или нет. Исходя из проведенных расчетов, 25-й перцентиль абсолютной разности доходов супругов и составляет приблизительно 5000 руб. (в ценах 2023 г.)
16	Регион	Регион проживания пары	Регион, в котором на момент опроса проживает пара. Данная категориальная переменная включена как набор фиктивных переменных на соответствующий регион

4. Эконометрическая модель

4.1. Описание моделей длительности

Проанализируем основные понятия предлагаемой модели. В данной части работы во многом используются определения из работ (Jenkins, 2005; Ратникова, Фурманов, 2014). Функция дожития (survival function) $S_T(t)$ описывает вероятность того, что случайная величина, характеризующая длительность состояния, например брака, примет значение не меньше чем t :

$$S_T(t) = P(T \geq t).$$

Рассмотрим еще одно важное для анализа длительности понятие, а именно функцию риска $h_T(t)$. Здесь и далее рассматриваем продолжительность брака T как непрерывную случайную величину, тогда:

$$h_T(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0+} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}.$$

Смысл функции риска (hazard rate) применительно к теме настоящего исследования заключается в следующем: если брак уже продлился t лет, то вероятность того, что он продлится не более $t + \Delta t$ лет, приблизительно равна $h_T(t)\Delta t$.

Функция риска зависит как от времени, так и от характеристик объекта (регрессоров) x_i . Обычно используют пропорциональную модель функции риска (Cox, 1975):

$$h_T(t | x_i) = h_0(t) \exp(x_i' \beta).$$

В этой модели $h_T(t | x_i)$ — условная функция риска при условии, что известны значения некоторых предикторов, $h_0(t)$ — базовый риск, x_i — вектор значений предикторов для объекта i . В регрессии Кокса не делается никаких предположений о форме функции $h_0(t)$.

Интерпретация коэффициентов в регрессии Кокса такова: при увеличении регрессора x_k на 1 функция риска вырастет в $\exp(\beta_k)$ раз относительно базового риска. В литературе $\exp(\beta_k)$ называют отношением рисков (hazard ratio). Наиболее распространенный метод оценки коэффициентов в регрессии Кокса — это метод частичного правдоподобия (Cox, 1975).

4.2. Преимущества моделей длительности

Ранее отмечалось, что мировой опыт анализа длительности браков и разводов указывает на необходимость использования моделей длительности состояния. В зарубежной литературе такой подход зачастую называют анализом выживаемости (survival analysis), поскольку метод изначально использовался в медицинских исследованиях, в которых изучалось влияние лекарственных препаратов или методов лечения на длительность жизни человека.

Модели длительности имеют ряд преимуществ перед моделями бинарного выбора, которые более активно применялись в исследованиях по расторжениям брака в России. Во-первых, в моделях длительности учитывается тот факт, что вероятность события, например развода, меняется со временем: например, вероятность распада брака длиной в 1 год будет отличаться от вероятности распада брака, который длится уже 30 лет. Во-вторых, данные по бракам неполные, практически всегда они цензурированы справа (right-censored) и усечены слева (left truncated), такую особенность данных можно учесть в моделях длительности.

Применительно к анализу разводов, цензурирование данных справа предполагает, что даже если развод не наблюдался в текущий и предыдущие периоды, это не означает, что брак не распадется в одном из будущих периодов. Однако будущие периоды оказываются скрытыми от исследователя ввиду естественных причин: к примеру, если опрос длился с 2005 по 2015 г., а брак — с 2005 по 2020 г., то факт развода не будет отражен в результатах опроса на последний доступный в данных год. Тем не менее, знание о том, что брак может распасться в будущем, необходимо учитывать, иначе оценки вероятности развода могут оказаться заниженными.

Проблему усечения слева можно объяснить на следующем примере. Представим, что опрос проводится в 2020 г., в выборку попадает ранее не опрашиваемая пара, и этот союз был заключен 5 лет назад (в 2015 г.). Однако все другие брачные пары, которые также ранее

не попадали в опрос и заключили союз в 2015 г., но распались до 2020 г., точно не попали в нашу выборку. Игнорирование данной проблемы также может привести к занижению оценок вероятности развода.

Современные статистические пакеты, например Stata 16, позволяют учесть в модели Кокса как цензурирование справа, так и усечение слева, что и используется в настоящем исследовании. Учет цензурирования справа не требует каких-либо дополнительных действий, т.к. учитывается в статистическом пакете по умолчанию, в то время как для учета усечения слева необходимо указать параметр *enter* в функции *stset*, который показывает, сколько лет брак уже длился до начала текущего периода наблюдения.

4.3. Спецификация моделей

Переменные интереса в модели представлены в различных формах, подробное описание каждой приведено в табл. 1. Различие в уровне дохода имеет три вариации: 1) различие в доходах (пол); 2) различие в доходах; 3) различие в доходах (фиктивное). Аналогичная логика применима и к различию в уровне образования: 1) различие в образовании (пол); 2) различие в образовании; 3) различие в образовании (фиктивное). Контрольные переменные, доступные в данных РМЭЗ, были выбраны на основе анализа существующей литературы.

Ожидается, что коэффициенты при переменных разницы в образовании и доходе между мужем и женой («различие в образовании (пол)» и «различие в доходах (пол)») окажутся значимыми и отрицательными. То есть, при прочих равных условиях, более высокий уровень образования, как и более высокий уровень дохода мужа, связан со снижением значения функции риска или, в контексте настоящего исследования, связан с уменьшением вероятности развода. Похожий вывод ожидается увидеть и для переменных «различие в образовании» и «различие в доходах» — более высокий уровень различия в образовании и в доходе супругов статистически значимо связан с большей длительностью брака и с меньшим риском развода. Также ожидается, что само существование разницы в образовании и в доходе («различие в образовании (фиктивное)» и «различие в доходах (фиктивное)») может быть статистически значимо связано с меньшим риском развода. Экономическая интуиция такова, что обе переменные интереса косвенно описывают уровень разделения труда в семье, который способен оказать позитивное влияние на стабильность брака и снизить риск развода.

Также отметим, что между переменными интереса существует связь, поскольку уровень образования во многом определяет и уровень дохода индивида. Если включить в модель лишь одну из переменных, то коэффициент при ней учтет и влияние второй из них, что, очевидно, приведет к смещенной оценке. Включая в модель обе переменные интереса, мы ставим целью элиминировать влияние разницы в уровне образования на разницу в уровне дохода, и тем самым анализировать отдельно влияние денежных и неденежных эффектов.

В настоящем исследовании оцениваются и сравниваются несколько форм моделей, чтобы выявить и определить характер взаимосвязи длительности брака и риска развода с переменными интереса. Так, оцениваются модели с контрольными переменными и без них, а также модели, в которых различия в уровне дохода и уровне образования между супругами описываются по-разному: учитывается ли размер различия и то, в сторону кого из супругов имеется «перевес».

5. Результаты

Для простоты интерпретации и визуализации в качестве основной была выбрана модель с бинарными переменными, описывающими различия в доходе и образовании («различие в образовании (фиктивное)», «различие в доходах (фиктивное)») и с контрольными переменными. Результаты оценки основной модели в пакете Stata 16 приведены в табл. 2. Модели с другими формами объясняющих переменных различия в доходе и образовании приведены в Приложении в табл. П2.

Как можно заметить, коэффициент при бинарной переменной различия в образовании (дамми) оказался статистически незначимым на уровне 5% (табл. 2). Данный вывод согласуется с некоторыми зарубежными исследованиями (Kirpen et al., 2013), но противоречит другим (Heaton, 2002; Norouzi et al., 2022). В отечественном исследовании (Рощин, Рощина, 2007) авторы приходят к выводу об отсутствии статистически значимой связи между различием в уровне образования и риском развода для зарегистрированных браков, что согласуется с выводами настоящего анализа.

Коэффициент при различии в уровне дохода (фиктивном) статистически значим на уровне 5% (табл. 2). Если при прочих равных условиях различие в доходе супругов присутствует, то длительность брака выше, и риск развода ниже (рис. 1). К иным выводам по России приходят в работе (Рощин, Рощина, 2007) для официально зарегистрированных браков, где авторы указывают на то, что фактор различия в доходе незначим. Тем не менее, в исследовании упоминается, что теоретически выгоды от брака растут от разделения труда, когда партнер

Таблица 2. Результаты оценки регрессии Кокса с полным набором факторов

Переменная	Отношение рисков	P-значение
Различие в образовании (фиктивное)	1.015	0.851
Общие дети	0.606***	0.000
Возраст мужа	0.991	0.285
Возраст жены	0.995	0.567
Различие в доходах (фиктивное)	0.795**	0.041
Удовлетворен жизнью муж	1.018	0.839
Удовлетворена жизнью жена	0.797***	0.009
Работа мужа	0.694***	0.002
Работа жены	0.788***	0.006
Болезнь мужа	0.816**	0.023
Болезнь жены	1.206**	0.024
Курит муж	1.118	0.198
Курит жена	1.813***	0,000
Образование мужа	1.017	0.673
Число наблюдений — всего	37009	
Число уникальных пар	10293	
Число распавшихся пар	670	
Средняя длительность по наблюдениям, лет	6.54	

Примечание. Уровни значимости: * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.
В модель также включен региональный эффект.

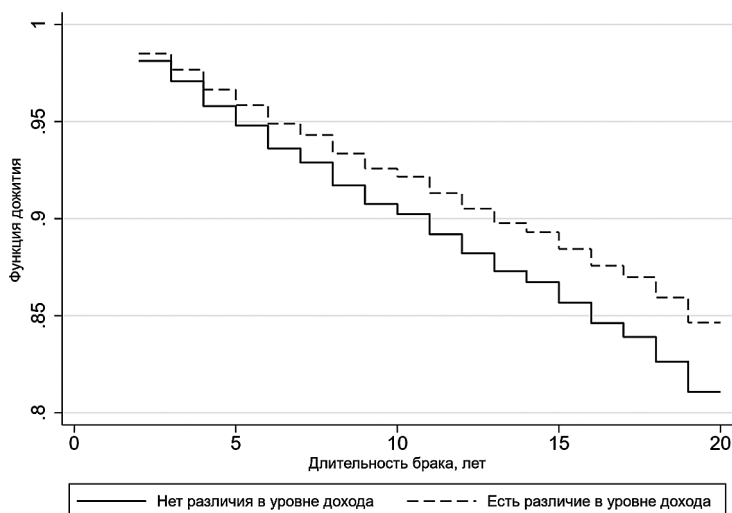


Рис. 1. Функция дожития в зависимости от наличия различия в уровне доходов супругов

с более высоким уровнем дохода больше времени тратит на рынке труда, а партнер с меньшим доходом больше времени посвящает ведению хозяйства. Подобные рассуждения могут быть одним из обоснований полученных выводов.

Среди контрольных переменных значимыми на 5%-ном уровне оказались лишь число общих детей, курение жены, а также наличие работы у каждого из партнеров, проблемы со здоровьем у партнеров, удовлетворенность женой жизнью в целом.

Число общих детей значительно снижает риск развода и повышает длительность брака, что можно объяснить следующими причинами. Во-первых, дети оказываются специфическим видом семейного капитала, предполагается, что родители получают некоторое удовольствие от проведенного с детьми времени, а при разводе родитель, который живет отдельно от детей, получает меньше удовольствия, что повышает издержки от расторжения брака (Becker et al., 1977). Во-вторых, наличие детей психологически предполагает большую ответственность за сохранение брака, ведь факт развода затронет не только партнеров, но и детей (Brines, Joynes, 1999). В-третьих, возможно, большую стабильность браков с детьми также можно объяснить неслучайным отбором — если пара ожидает развод, то менее вероятно партнеры примут решение о рождении детей (Lyngstad, Jalovaara, 2010). Полученные результаты о влиянии общих детей совпадают с некоторыми зарубежными работами (Bernardi, Martínez-Pastor, 2011; Du, Mace, 2019; Killewald, 2016), тем не менее, есть исследования, где этот фактор оказывается незначимым (Ahmad, 2014; Kirpen et al., 2013). В работе на российских данных Рощин и Рощина (2007) пришли к выводу, что наличие детей снижает вероятность развода, но только среди молодых пар.

Такой фактор, как курение жены, значительно повышает риск развода. Одно из интересных теоретических обоснований, которые приводятся в научной литературе, обращает внимание на то, что курение частично демонстрирует межвременные предпочтения человека: курящий человек менее терпелив и предпочитает будущему настоящее. В свою очередь, меньший уровень терпения может проявляться в различных сферах, в том числе в браке — так,

курение оказывается положительно связано с большим риском развода (Compton, 2009). Включение такого фактора, как курение жены, встречается в литературе нечасто, однако, например в (Kirpen et al., 2013), коэффициент при переменной курения жены при некурящем муже оказывался положительным, в отечественной литературе похожие выводы описывались в работе (Рощин, Рощина, 2007).

Наличие работы у любого из супругов значительно снижает риск развода, согласно результатам анализа, проведенного в настоящей работе. Данный факт можно объяснить, например, тем, что наличие работы и дохода может быть связано с более высоким уровнем жизни и отсутствием разногласий из-за проблем с нехваткой материальных средств в семье (Lehrer, 1988). В некоторых зарубежных работах значимость наличия работы подтверждается лишь у мужа (Kirpen et al., 2013), в других же занятость и мужа, и жены оказывается незначимым фактором (Ahmad, 2014). Выводы в существующих исследованиях по РФ несколько отличаются: например, согласно работе (Рощин, Рощина, 2007), наличие работы у мужа значительно снижает риск распада союза, а наличие работы у жены значительно повышает риск развода.

Наличие проблем со здоровьем у мужа значительно снижает риск развода, в то время как наличие проблем со здоровьем у жены значительно повышает риск развода. Экономический подход подсказывает, что партнер с проблемами со здоровьем, вероятно, представляется не самым привлекательным вариантом (Kirpen et al., 2013), и потому выгоды от расторжения брака и выход на брачный рынок в поисках нового партнера может оказаться более привлекательным. Однако подобные выводы не учитывают психологические факторы, которые могут оказывать существенное влияние на поведение партнеров. Выводы в работе (Рощин, Рощина, 2007) отличаются, в ней упоминается, что в среднем разводы встречаются реже в парах, где хотя бы у одного из партнеров проблемы со здоровьем, при этом не упоминается, у кого именно, тем не менее, в регрессионном анализе коэффициент при соответствующей переменной оказывается статистически незначимым. Результаты исследования по данным Ирана (Norouzi et al., 2022) указывают на значимость фактора, который описывает, что хотя бы у одного из супругов есть проблемы со здоровьем.

Удовлетворенность жены жизнью в целом значительно снижает риск развода, что согласуется с результатами работы (Рощин, Рощина, 2007). А вот в работе (Kirpen et al., 2013) переменные удовлетворенности жизнью незначимы для обоих партнеров. В этой же работе были приведены некоторые гипотезы о том, как удовлетворенность жизнью могла бы быть связана с риском развода. На удовлетворенность жизнью в целом существенно влияет то, насколько человек доволен своим браком, при этом с изменением социальных норм развод перестает осуждаться в обществе, поэтому люди, недовольные своим браком и жизнью в целом, более вероятно расторгнут союз.

Наиболее распространенной метрикой для оценки качества моделей длительности служит коэффициент согласованности Харрелла (concordance index). Данный показатель рассчитывается следующим образом⁴:

- 1) создаются все возможные пары наблюдений;
- 2) для каждого наблюдения оценивается функция риска;

⁴ Документация к библиотеке для статистического анализа в python: https://scikit-survival.readthedocs.io/en/stable/user_guide/evaluating-survival-models.html.

- 3) для наблюдений попарно сравниваются оценки функции риска и реальная длительность — если у одного из наблюдений оценка функции риска меньше, а длительность в реальности оказалась больше, чем у другого наблюдения, то такая пара называется согласующейся (concordant);
- 4) коэффициент согласованности рассчитывается как отношение числа согласующихся пар наблюдений к общему числу пар наблюдений.

Таким образом, коэффициент согласованности Харрелла показывает, насколько модель корректно ранжирует наблюдения по длительности состояния. Модель тем лучше, чем этот коэффициент выше. Пусть, например, для одной пары предсказали высокий риск развода, для другой — низкий риск, тогда в случае если реальная длительность брака первой пары окажется меньше реальной длительности брака второй пары, то такое наблюдение будет учтено в числителе показателя и повысит коэффициент согласованности. Если случайным образом определять, какой из браков будет дольше, то в среднем такая модель будет давать индекс согласованности Харрелла 0.5, т.е. примерно в половине случаев она предскажет корректно, какой из браков будет более длительным.

Оценки коэффициента согласованности приведены в табл. 3. Выводы выглядят ожидаемыми — объясняющая сила регрессий с одним регрессором заметно ниже, чем в регрессии с множеством факторов.

Таблица 3. Коэффициент согласованности различных моделей

Модели с различным набором факторов		Коэффициент согласованности
1	Различие в образовании (пол)	0.50
2	Различие в образовании	0.50
3	Различие в образовании (фиктивное)	0.50
4	Различие в доходах (пол)	0.54
5	Различие в доходах	0.54
6	Различие в доходах (фиктивное)	0.54
7	Различие в образовании (фиктивное) + + различие в доходах (фиктивное) + контроли	0.74

6. Проверка результатов на робастность

Проверка результатов на робастность к разделению полной выборки на подвыборки по наличию детей представлена в табл. 4. Логика деления на подвыборки по наличию детей такова: используется число общих детей в последнем из периодов, когда эта брачная пара наблюдалась. Подобный способ деления на подвыборки никак не гарантирует, что подвыборки отличаются в среднем только по наличию детей, могут существовать различия и по другим характеристикам. Однако цель подобной проверки не в том, чтобы идеально разделить выборку на части по одному конкретному признаку при прочих равных условиях, а в том, чтобы проверить результаты на устойчивость в некотором понятном разрезе.

Оценки регрессии Кокса с контрольными переменными и с бинарными переменными различия в уровне дохода и образования для подвыборок по наличию детей представлены в табл. 4. Для удобства также приведены основные характеристики подвыборок.

Таблица 4. Сравнение результатов на разных подвыборках

Факторы	Отношение рисков	
	Нет детей	Есть дети
Различие в образовании (фиктивное)	1.034	0.968
Общие дети	—	0.867*
Возраст мужа	0.993	0.988
Возраст жены	0.984	1.005
Различие в доходах (фиктивное)	0.597***	1.059
Удовлетворен жизнью муж	0.890	1.147
Удовлетворена жизнью жена	0.871	0.691***
Работа мужа	0.905	0.539***
Работа жены	0.731**	0.809*
Болезнь мужа	0.673***	1.118
Болезнь жены	1.272**	1.140
Курит муж	1.032	1.226
Курит жена	1.363**	2.061***
Образование мужа	1.038	0.981
Число наблюдений — всего	15721	21288
Доля наблюдений от полной выборки	42%	58%
Число уникальных пар	4529	5764
Число распавшихся пар	385	285
Средняя длительность по наблюдениям, лет	6.58	6.52

Примечание. Уровни значимости: * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.

В модель включен региональный эффект.

Выводы на основании результатов оценки моделей на подвыборках (табл. 4) получились следующими. Коэффициент при различии в уровне образования, как и ранее, оказался статистически незначимым для обеих подвыборок. При этом коэффициент при различии в уровне дохода значим лишь на подвыборке пар без детей. Подобный результат можно объяснить следующим образом: браки, в которых партнеры приняли решение о рождении детей, сами по себе более стабильны (Waite, Lillard, 1991), в том числе более устойчивы к различию дохода между партнерами.

Говоря о значимости коэффициентов при контрольных переменных, интересно отметить, что коэффициенты при переменных, описывающих проблемы со здоровьем партнеров, оказываются значимыми лишь на подвыборке без детей. Другой любопытный результат заключается в том, что коэффициент при переменной наличия работы у мужа статистически значим только на подвыборке с детьми. Коэффициент при бинарной переменной, которая описывает, курит ли жена, статистически значим на 5%-ном уровне при оценке моделей на обеих подвыборках.

7. Заключение

В настоящей работе представлено исследование факторов разводов, а именно, анализ взаимосвязи различий в уровне образования и уровне дохода между супругами с длительностью брака на основе модели регрессии Кокса с учетом упомянутых в научной литературе контрольных переменных.

На основе проведенного регрессионного анализа можно заключить, что, во-первых, различие в уровне образования не оказывает значимого влияния на риск развода и продолжительность брака; и, во-вторых, существование различий в уровне дохода между брачными партнерами значимо положительно связано с более высокой продолжительностью брака и меньшим риском развода. Проверка на устойчивость результатов к изменению выборки показала, что вывод о незначимости такого фактора, как различие в уровне образования, подтверждается как на подвыборке пар без детей, так и на подвыборке пар с детьми, однако вывод о значимости различий в уровне дохода подтвердился лишь на подвыборке без детей. В работе приведено возможное экономическое обоснование полученных результатов.

Полученные результаты лишь частично согласуются с отечественными и зарубежными исследованиями. Так, вывод о незначимости различий в уровне образования согласуется с работами (Kirpen et al., 2013; Рошин, Рощина, 2007), однако противоречит результатам других исследователей, например, (Heaton, 2002; Norouzi et al., 2022). Вывод о значимости различий в уровне дохода отличаются от выводов более ранних исследований по России, например, в (Рошин, Рощина, 2007) этот фактор оказался статистически незначимым.

Отметим ограничения для применимости результатов. В настоящей работе браком считается только официально зарегистрированный союз между мужчиной и женщиной, что в некотором смысле сужает рамки исследования, так как, например, игнорируются гражданские браки. Еще одним ограничением является то, что в работе учитывается только число общих детей безотносительно их возраста, и не учитываются дети от прошлых браков.

Дальнейшие исследования могут включать сравнение результатов оценки различных функциональных форм моделей длительности, добавление ранее неизученных в литературе факторов длительности брака. Другим направлением для расширения исследования может оказаться анализ последствий расторжения браков, например, влияние разводов на рождаемость, а также на благосостояние бывших супругов по российским данным.

Благодарности. Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ. Авторы выражают благодарность К. К. Фурманову, А. А. Пересецкому, А. Д. Сластникову, а также анонимным рецензентам за ценные комментарии и рекомендации.

Список литературы

- Аистов А. В. (2019). Счастливы вместе: оценки методом разрывного дизайна. *Прикладная эконометрика*, 53, 73–99.
- Арженовский С. В., Дудкина А. В. (2012). Эконометрическое моделирование детерминант формы брачного партнерства. *Прикладная эконометрика*, 26, 53–61.
- Давлетшина Л., Долгих Е. А. (2018). Статистический анализ брачности и разводимости в Российской Федерации и ее регионах. *Вестник Университета*, 7, 88–92. DOI: 10.26425/1816-4277-2018-7-88-92.

- Захаров С. В. (2016). Население России 2014. *Двадцать второй ежегодный демографический доклад*. М.: Издательский дом НИУ ВШЭ.
- Захаров С. В. (2023). История рождаемости в России: от поколения к поколению. *Демографическое обозрение*, 10 (1), 4–43. DOI: 10.17323/demreview.v10i1.17259.
- Зинченко Д. И., Лукьянова А. Л. (2018). Ассортативность браков по образованию и неравенство доходов. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 22 (2), 169–196. DOI: 10.17323/1813-8691-2018-22-2-169-196.
- 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), 111–133. DOI: 10.17323/1811-038X-2021-30-1-111-13.
- Лактюхина Е. Г., Антонов Г. В. (2016). Причины развода в современной России. *Народонаселение*, 4, 57–67.
- Ратникова Т. А., Фурманов К. К. (2014). *Анализ панельных данных и данных о длительности состояний*. М.: Издательский дом Высшей школы экономики.
- Рошин С. Ю., Рошина Я. М. (2007). Заключение и расторжение брака в современной России: микроэкономический анализ. *Мир России*, 4, 113–147.
- Щербакова Е. М. (2023). Демографические итоги I полугодия 2023 года в России (часть I). *Демоскоп Weekly*, 999–1000.
- Щербакова Е. М. (2024). Население России в перспективе до 2045 года. *Демоскоп Weekly*, 1015–1016.
- Ahmad S. (2014). Determinants of marital dissolution: A survival analysis approach. *International Journal of Economics and Statistics*, 2, 348–354.
- Balakrishnan T. R., Rao K. V., Lapierre-Adamcyk E., Krótki K. J. (1987). A hazard model analysis of the covariates of marriage dissolution in Canada. *Demography*, 24, 395–406.
- Beck U. (1992). *Risk society: Towards a new modernity*. London: SAGE Publications.
- Becker G. S., Landes E. M., Michael R. T. (1977). An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy*, 85 (6), 1141–1187. DOI: 10.1086/260631.
- Bernardi F., Martínez-Pastor J.-I. (2011). Divorce risk factors and their variation over time in Spain. *Demographic Research*, 24, 771–800. DOI: 10.4054/DemRes.2011.24.31.
- Brines J., Joyner K. (1999). The ties that bind: Principles in cohesion in cohabitation and marriage. *American Sociological Review*, 64 (3), 333–355. DOI: 10.2307/2657490.
- Burr W. C. (1973). *Theory construction and the sociology of the family*. New York: Wiley.
- Compton J. (2009). Why do smokers divorce? Time preference and marital stability. *University of Manitoba Working Paper*. https://economics.uwo.ca/newsletter/misc/2009/compton_apr16.pdf.
- Cox D. R. (1975). Partial likelihood. *Biometrika*, 62 (2), 269–276. DOI: 10.2307/2335362.
- Du J., Mace R. (2019). Marriage stability in a pastoralist society. *Behavioral Ecology*, 30 (6), 1567–1574. DOI: 10.1093/beheco/arz115.
- Durkheim E. M. (1984). *The division of labor in society*. London: The Macmillan Press.
- Heaton T. B. (2002). Factors contributing to increasing marital stability in the United States. *Journal of Family Issues*, 23 (3), 392–409. DOI: 10.1177/0192513X02023003004.

- Hill R. (1949). *Families under stress*. New York: Harper and Brothers Publishers.
- Jenkins S. P. (2005). Survival analysis. *Institute for Social and Economic Research, University of Essex*.
<https://www.iser.essex.ac.uk/wp-content/uploads/files/teaching/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf>.
- Karney B. R., Bradbury T. N. (1995). The longitudinal course of marital quality and stability: A review of theory, methods, and research. *Psychological Bulletin*, 118 (1), 3–34. DOI: 10.1037/0033-2909.118.1.3.
- Killewald A. (2016). Money, work, and marital stability: Assessing change in the gendered determinants of divorce. *American Sociological Review*, 81 (4), 696–719. DOI: 10.1177/0003122416655340.
- Kippen R., Chapman B., Yu P., Lounkaew K. (2013). What's love got to do with it? Homogamy and dyadic approaches to understanding marital instability. *Journal of Population Research*, 30 (3), 213–247. DOI: 10.1007/s12546-013-9108-y.
- Kraft K. (2001). Unemployment and the separation of married couples. *Kyklos*, 54 (1), 67–88.
- Lehrer E. L. (1988). Determinants of marital instability: A Cox-regression model. *Applied Economics*, 20 (2), 195–210. DOI: 10.1080/00036848800000004.
- Lehrer E., Chen Y. (2013). Delayed entry into first marriage and marital stability. *Demographic Research*, 29 (20), 521–542. DOI: 10.4054/DemRes.2013.29.20.
- Lyngstad T. H., Jalovaara M. (2010). A review of the antecedents of union dissolution. *Demographic Research*, 23 (10), 257–292. DOI: 10.4054/DemRes.2010.23.10.
- Mo L. (2016). A review of the determinants of divorce: A cross-national perspective. *International Journal of Sociology of the Family*, 42 (1/2), 29–47.
- Norouzi S., Tamiz R., Naghizadeh S., Mobasser K., Imani L., Esmaeili P., Hamitalab R., Rahmani F., Asghari Jafarabadi M. (2022). Marriage survival in new married couples: A competing risks survival analysis. *PLoS One*, 17 (8), e0272908. DOI: 10.1371/journal.pone.0272908.
- Orbuch T. L., Bauermeister J. A., Brown E., McKinley B. D. (2013). Early family ties and marital stability over 16 years: The context of race and gender. *Family Relations*, 62 (2), 255–268. DOI: 10.1111/fare.12005.
- Papps K. L. (2006). The effects of divorce risk on the labour supply of married couples. *IZA Discussion Paper Series*, 2395. DOI: 10.2139/ssrn.943467.
- Parsons T. (1959). The social structure of the family. In: Anshen R. N. (ed.), *The Family: Its Functions and Destiny*. New York: Harper and Row.
- Quah S. E. L. (2015). *Perspectives on marital dissolution: Divorce biographies in Singapore*. Springer Press.
- Ruggles S. (1997). The rise of divorce and separation in the United States, 1880–1990. *Demography*, 34 (4), 455–479. DOI: 10.2307/3038300.
- Waite L. J., Lillard L. A. (1991). Children and marital disruption. *American Journal of Sociology*, 96 (4), 930–953.
- Zhang Z., Reinikainen J., Adeleke K. A., Pieterse M. E., Groothuis-Oudshoorn C. G. M. (2018). Time-varying covariates and coefficients in Cox regression models. *Annals of Translational Medicine*, 6 (7), 121. DOI: 10.21037/atm.2018.02.12.

Поступила в редакцию 29.10.2024
принята в печать 02.03.2025.

Приложение

Таблица П1. Сравнение результатов оценки регрессии Кокса на полной выборке с обеими переменными интереса и с каждой отдельно

Переменная	Обе переменные интереса	Только разница в образовании	Только разница в доходе
Различие в образовании (фиктивное)	1.015	1.014	—
Общие дети	0.606***	0.603***	0.606***
Возраст мужа	0.991	0.991	0.991
Возраст жены	0.995	0.996	0.995
Различие в доходах (фиктивное)	0.795**	—	0.795**
Удовлетворен жизнью муж	1.018	1.008	1.018
Удовлетворена жизнью жена	0.797***	0.793***	0.797***
Работа муж	0.694***	0.593***	0.694***
Работа жена	0.788***	0.829**	0.788***
Болезнь мужа	0.816**	0.819**	0.817**
Болезнь жены	1.206**	1.204**	1.206**
Курит муж	1.118	1.121	1.118
Курит жена	1.813***	1.801***	1.813***
Образование мужа	1.017	1.017	1.016

Примечание. Уровни значимости: * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.

В модель также включен региональный эффект.

Таблица П2. Результаты оценки регрессии Кокса на полной выборке с контрольными переменными и разными формами переменных интереса

Переменная	Различие в доходах (пол) + Различие в образовании (пол)	Различие в доходах (пол) + Различие в образовании	Различие в доходах + Различие в образовании (пол)	Различие в доходах + Различие в образовании
Различие в образовании (пол)	0.964	—	0.964	—
Различие в образовании	—	0.989	—	0.979
Общие дети	0.606***	0.606***	0.608***	0.608***
Возраст мужа	0.991	0.991	0.991	0.991
Возраст жены	0.996	0.996	0.995	0.995
Различие в доходах (пол)	1.000*	1.000*	—	—
Различия в доходах	—	—	1.000*	1.000*
Удовлетворен жизнью муж	1.018	1.019	1.019	1.020
Удовлетворена жизнью жена	0.794***	0.794***	0.804**	0.805**

Окончание табл. П2

Переменная	Различие в доходах (пол) +	Различие в доходах (пол) +	Различие в доходах +	Различие в доходах +
	Различие в образовании (пол)	Различие в образовании	Различие в образовании (пол)	Различие в образовании
Работа муж	0.651***	0.650***	0.626***	0.626***
Работа жена	0.776***	0.777***	0.824**	0.825**
Болезнь мужа	0.819**	0.819**	0.819**	0.819**
Болезнь жены	1.204**	1.205**	1.205**	1.205**
Курит муж	1.118	1.118	1.118	1.118
Курит жена	1.811***	1.808***	1.837***	1.835***
Образование мужа	1.036	1.013	1.036	1.014

Примечание. Уровни значимости: * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.

В модель также включен региональный эффект.

Таблица П3. Описательные статистики непрерывных переменных

Переменная	Среднее	Станд. откл.	Медиана	5% пер- центиль	25% пер- центиль	75% пер- центиль	95% пер- центиль
Возраст мужа	46.12	14.9	45	24	34	57	72
Возраст жены	44.04	14.9	43	22	32	55	70
Общие дети	0.87	0.89	1	0	0	1	2
Доход мужа	22525	30087	14839	0	0	34100	74198
Доход жены	12505	18967	5936	0	0	18290	45746
Различие в доходах (пол)	10020	25615	2274	-21429	0	18426	56841
Различие в доходах	16993	29060	9293	0	0	22736	60885

Таблица П4. Описательные статистики бинарных переменных

Переменная	Среднее значение
Удовлетворен жизнью муж	0.63
Удовлетворена жизнью жена	0.60
Работа мужа	0.67
Работа жены	0.56
Болезнь муж	0.32
Болезнь жена	0.42
Курит муж	0.59
Курит жена	0.15
Различие в образовании (фиктивное)	0.19
Различие в доходах (фиктивное)	0.45

Примечание. Бинарные переменные принимают значение 1, если ответ «да», и 0, если ответ «нет».

Vakulenko E. S., Sek A. M. The relationship between educational and financial differences between spouses and the duration of marital relations. *Applied Econometrics*, 2025, v. 78, pp. 116–137. DOI: 10.22394/1993-7601-2025-78-116-137.

Elena Vakulenko

HSE University, Moscow, Russian Federation;
evakulenko@hse.ru

Aleksei Sek

HSE University, Moscow, Russian Federation;
alexeysek@gmail.com

The relationship between educational and financial differences between spouses and the duration of marital relations

Based on the longitudinal survey RLMS-HSE 1994–2021 data, this paper studies factors related to marital duration using Cox regression. Results demonstrate that marriages in which spouses have different income levels are longer lasting, while differences in educational levels have no significant impact on marital duration. Testing for robustness to sample changes indicated that the findings regarding the significance of income differences hold only for couples without children.

Keywords: marriage; divorce; Cox regression; duration models; survival analysis.

JEL classification: J12; C41.

References

- Ahmad S. (2014). Determinants of marital dissolution: A survival analysis approach. *International Journal of Economics and Statistics*, 2, 348–354.
- Aistov A. V. (2019). Happy together: A regression discontinuity approach. *Applied Econometrics*, 53, 73–99 (in Russian).
- Arzhenovskiy S., Dudkina A. (2012). Econometric modeling of determinants of marital partnership form. *Applied Econometrics*, 26, 53–61 (in Russian).
- Balakrishnan T. R., Rao K. V., Lapierre-Adamcyk E., Krótki K. J. (1987). A hazard model analysis of the covariates of marriage dissolution in Canada. *Demography*, 24, 395–406.
- Beck U. (1992). *Risk society: Towards a new modernity*. London: SAGE Publications.
- Becker G. S., Landes E. M., Michael R. T. (1977). An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy*, 85 (6), 1141–1187. DOI: 10.1086/260631.
- Bernardi F., Martínez-Pastor J.-I. (2011). Divorce risk factors and their variation over time in Spain. *Demographic Research*, 24, 771–800. DOI: 10.4054/DemRes.2011.24.31.
- Brines J., Joyner K. (1999). The ties that bind: Principles in cohesion in cohabitation and marriage. *American Sociological Review*, 64 (3), 333–355. DOI: 10.2307/2657490.
- Burr W. C. (1973). *Theory construction and the sociology of the family*. New York: Wiley.
- Compton J. (2009). Why do smokers divorce? Time preference and marital stability. *University of Manitoba Working Paper*. https://economics.uwo.ca/newsletter/misc/2009/compton_apr16.pdf.

- Cox D. R. (1975). Partial likelihood. *Biometrika*, 62 (2), 269–276. DOI: 10.2307/2335362.
- Davletshina L., Dolgikh E. (2018). Statistical analysis of marriage and divorce in the Russian Federation and its regions. *Vestnik Universiteta*, 7, 88–92 (in Russian). DOI: 10.26425/1816-4277-2018-7-88-92.
- Du J., Mace R. (2019). Marriage stability in a pastoralist society. *Behavioral Ecology*, 30 (6), 1567–1574. DOI: 10.1093/beheco/arz115.
- Durkheim E. M. (1984). *The division of labor in society*. London: The Macmillan Press.
- Heaton T. B. (2002). Factors contributing to increasing marital stability in the United States. *Journal of Family Issues*, 23 (3), 392–409. DOI: 10.1177/0192513X02023003004.
- Hill R. (1949). *Families under stress*. New York: Harper and Brothers Publishers.
- Jenkins S. P. (2005). Survival analysis. *Institute for Social and Economic Research, University of Essex*. <https://www.iser.essex.ac.uk/wp-content/uploads/files/teaching/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf>.
- Karney B. R., Bradbury T. N. (1995). The longitudinal course of marital quality and stability: A review of theory, methods, and research. *Psychological Bulletin*, 118 (1), 3–34. DOI: 10.1037/0033-2909.118.1.3.
- Killewald A. (2016). Money, work, and marital stability: Assessing change in the gendered determinants of divorce. *American Sociological Review*, 81 (4), 696–719. DOI: 10.1177/0003122416655340.
- Kippen R., Chapman B., Yu P., Lounkaew K. (2013). What's love got to do with it? Homogamy and dyadic approaches to understanding marital instability. *Journal of Population Research*, 30 (3), 213–247. DOI: 10.1007/s12546-013-9108-y.
- Kraft K. (2001). Unemployment and the separation of married couples. *Kyklos*, 54 (1), 67–88.
- Laktyukhina E., Antonov G. (2016). Prichiny razvoda v sovremennoy Rossii. *Narodonaselenie*, 4 (74), 57–67 (in Russian).
- Lehrer E. L. (1988). Determinants of marital instability: A Cox-regression model. *Applied Economics*, 20 (2), 195–210. DOI: 10.1080/00036848800000004.
- Lehrer E., Chen Y. (2013). Delayed entry into first marriage and marital stability. *Demographic Research*, 29, 521–542. DOI: 10.4054/DemRes.2013.29.20.
- Lyngstad T. H., Jalovaara M. (2010). A review of the antecedents of union dissolution. *Demographic Research*, 23 (10), 257–292. DOI: 10.4054/DemRes.2010.23.10.
- Mo L. (2016). A review of the determinants of divorce: A cross-national perspective. *International Journal of Sociology of the Family*, 42 (1/2), 29–47.
- Norouzi S., Tamiz R., Naghizadeh S., Mobasseri K., Imani L., Esmaeili P., Hamitalab R., Rahmani F., Asghari Jafarabadi M. (2022). Marriage survival in new married couples: A competing risks survival analysis. *PloS One*, 17 (8), e0272908. DOI: 10.1371/journal.pone.0272908.
- Orbuch T. L., Bauermeister J. A., Brown E., McKinley B. D. (2013). Early family ties and marital stability over 16 years: The context of race and gender. *Family Relations*, 62 (2), 255–268. DOI: 10.1111/fare.12005.
- Papps K. L. (2006). The effects of divorce risk on the labour supply of married couples. *IZA Discussion Paper Series*, 2395. DOI: 10.2139/ssrn.943467.
- Parsons T. (1959). The social structure of the family. In: Anshen R. N. (ed.), *The Family: Its Functions and Destiny*. New York: Harper and Row.
- Quah S. E. L. (2015). *Perspectives on marital dissolution: Divorce biographies in Singapore*. Springer Press.

- Ratnikova T. A., Furmanov K. K. (2014). *Analiz panelnykh dannykh i dannykh o dlitelnosti sostoyaniy*. Moscow: HSE Publishing House (in Russian).
- Roshchin S. Y., Roshchina Y. M. (2007). Zaklyucheniye i rastorzheniye braka v sovremennoy Rossii. *Mir Rossii*, 4, 113–147 (in Russian).
- Ruggles S. (1997). The rise of divorce and separation in the United States, 1880–1990. *Demography*, 34 (4), 455–479. DOI: 10.2307/3038300.
- Shcherbakova E. M. (2023). Demographicheskiye itogi I polugodiya 2023 goda v Rossii (chast 1). *Demoscope Weekly*, 999–1000 (in Russian).
- Shcherbakova E. M. (2024). Naseleniye Rossii v perspective do 2045. *Demoscope Weekly*, 1015–1016 (in Russian).
- Waite L. J., Lillard L. A. (1991). Children and marital disruption. *American Journal of Sociology*, 96 (4), 930–953.
- Zakharov S. V. (2016). *22nd annual demographic report*. Moscow: HSE Publishing House (in Russian).
- Zakharov S. V. (2023). The history of fertility in Russia: From generation to generation. *Demographic Review*, 10 (1), 4–43 (in Russian). DOI: 10.17323/demreview.v10i1.17259.
- Zhang Z., Reinikainen J., Adeleke K. A., Pieterse M. E., Groothuis-Oudshoorn C. G. M. (2018). Time-varying covariates and coefficients in Cox regression models. *Annals of Translational Medicine*, 6 (7), 121. DOI: 10.21037/atm.2018.02.12.
- Zinchenko D., Lukyanova A. (2018). Educational assortative mating and income inequality. *HSE Economic Journal*, 22 (2), 169–196 (in Russian). DOI: 10.17323/1813-8691-2018-22-2-169-196.
- Zinchenko D., Lukyanova A. (2021). Trends in educational assortative mating in Russia: Do changes in educational structure matter? *Mir Rossii*, 30 (1), 111–133 (in Russian). DOI: 10.17323/1811-038X-2021-30-1-111-13.

Received 29.10.2024; accepted 02.03.2025