

# Моделирование брачной рождаемости в России с учетом региональной поливариативности семейной политики

Евгений Алексеевич Капогузов

Омский государственный университет им. Ф.М. Достоевского, г. Омск, Россия, e-mail: egenk@mail.ru

Роман Игоревич Чупин

ИЭОПП СО РАН, г. Новосибирск, Россия, e-mail: roman-chupin@ya.ru

Мария Сергеевна Харламова

ОНЦ СО РАН, г. Омск, Россия, e-mail: hms2020@mail.ru

**Цитирование:** Капогузов, Е. А., Чупин, Р. И., Харламова, М. С. (2020). Моделирование брачной рождаемости в России с учетом региональной поливариативности семейной политики // *Terra Economicus*, 18(4), 32–46. DOI: 10.18522/2073-6606-2020-18-4-32-46

Согласно обновленной версии единого плана по достижению национальных целей РФ до 2030 года, население до 2024 года ежегодно будет сокращаться и в общей сложности может уменьшиться на 1,2 миллиона человек. В свете этого одной из ключевых причин депопуляции, по мнению первых лиц государства, является низкий уровень брачной рождаемости. Для решения данной проблемы власти реализуют «энергичные меры» стимулирования рождаемости, охраны материнства и детства, делая акцент на традиционные семейные отношения. С учетом региональной поливариативности семейной политики в России, однако, эти меры далеко не всегда приводят к желаемым эффектам. Данная статья посвящена решению проблемы оценки брачной рождаемости в Российской Федерации посредством разработки классификатора, позволяющего определить вероятность вступления россиян в зарегистрированный брак. В исследовании предложена группировка регионов РФ по уровню брачной рождаемости, исходя из которой определены масштабы деинституционализации брака в стране. Сделан вывод о том, что тенденция деинституционализации брака в российских регионах может быть объяснена демографической структурой, которая усиливает воспроизводство института семьи и брака «в минус». При увеличении среднего возраста вступления в брак со стороны женщины происходит переход к контрактному браку, что, в свою очередь, приводит к накоплению институциональных исключений и постепенному институциональному распаду традиционных семейных отношений. На основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) была оценена биномиальная модель (логит) вероятности вступления в брак. Результаты моделирования позволяют сделать вывод о том, что эффективность мер семейной политики может быть повышена посредством институционального усиления реальных разделяемых стратегий россиян в региональном разрезе.

**Ключевые слова:** брачная рождаемость; семейная политика; деинституционализация брака; региональная поливариативность; институциональные утверждения; институциональные изоморфизмы семейных отношений

**Благодарность:** Статья подготовлена по результатам исследований, выполненных за счет бюджетных средств по государственному заданию Финансового университета при Правительстве Российской Федерации по теме «Семейные домохозяйства как экономический субъект».

# Modeling marital fertility in Russia in terms of regional multi-variations in family policy

Evgeny A. Kapoguzov

Dostoevsky Omsk State University, Omsk, Russia, e-mail: egenk@mail.ru

Roman I. Chupin

Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of RAS Novosibirsk, Russia  
e-mail: roman-chupin@ya.ru

Maria S. Kharlamova

Omsk Scientific Centre, Siberian Branch of RAS, Omsk, Russia, e-mail: hms2020@mail.ru

**Citation:** Kapoguzov, E. A., Chupin, R. I., Kharlamova, M. S. (2020). Modeling marital fertility in Russia in terms of regional multi-variations in family policy. *Terra Economicus*, 18(4), 32–46. DOI: 10.18522/2073-6606-2020-18-4-32-46 (In Russian)

*Russia's population is forecasted to decline annually by 2024, the updated version of the Unified Plan for Achieving the National Development Goals of the Russian Federation for the Period until 2030 says. The total decrease may be equal to 1,2 million people. According to key Russian officials, low level of marital fertility is seen as one of the main reasons for depopulation. Russian authorities are "implementing active measures" to increase the birth rate and to protect mothers and children, with an emphasis on traditional family support. In terms of regional multi-variations in family policy, however, these measures do not always result in positive impacts. This paper contributes to the problem of assessing marital fertility in the Russian Federation by developing a classifier for estimating the likelihood of marriage. The study proposes a grouping of regions by the level of marital fertility to assess the scope of deinstitutionalization of marriage in Russia. The authors suggest that the tendency of the marriage deinstitutionalization in Russian can be explained by the regional population structures, which negatively impact the reproduction of the institution of marriage and family. With an increase in the average age of marriage for women, there is a shift to contract marriages, which results in a gradual accumulation of institutional exceptions and breakdown of the traditional family. This study relies on the data of the Russia Longitudinal Monitoring Survey – Higher School of Economics (RLMS-HSE). The authors evaluate the binomial logit model of the probability of marriage. The results suggest that the effectiveness of the family policy may be increased through the institutional strengthening of shared strategies according to the regional context.*

**Keywords:** marital fertility; family policy; deinstitutionalization of marriage; regional multi-variations; institutional statements; institution of family institutional isomorphism

**Acknowledgement:** The article is supported by the state assignment of the Financial University under the Government of the Russian Federation, titled «Family households as an economic entity».

**JEL codes:** D10; B52; C71

## Введение

Согласно ранее проведенным исследованиям, в России существует значительная региональная поливариантность мер семейной политики (Капогузов и др., 2020а), поэтому национальная концепция поддержки института брака может привести в ряде регионов к противоположным, в сравнении с ожидаемыми, эффектам. Как отмечалось ранее применительно к статистике по российским регионам, меры государственной поддержки, предусмотренные национальным проектом «Демография», не предполагают выработки эффективных стимулов для прироста брачности и рождаемости. На сегодняшний день существует возможность сознательного выбора бездетной семьи, что приводит к распространению нетрадиционных семейных отношений и деинституционализации брака (Капогузов и др., 2019). В широком смысле деинституциональная означает расслоение института (Cherlin, 2020), при котором происходит размывание норм и правил с точки зрения их влияния на различные слои общества. Так, в западных странах «старые» формы семейных отношений продолжили быть узнаваемыми и сохранили свою идентичность, но утратили доминирующие позиции и «бескомпромиссные директивы» (Cherlin, 2004; Cherlin, 2003). Примечательно, что в октябре 2020 года Папа Римский Франциск заявил о допустимости однополых гражданских браков<sup>1</sup>.

Российская Федерация в этом плане остается «заповедником» старых семейных ценностей (Миронова, Прокофьева, 2018), но продолжает испытывать при этом угрозы депопуляции<sup>2</sup>. Особенно остро вопрос о мерах поддержки российских семей и рождаемости встал в момент распространения новой коронавирусной инфекции COVID-19, усиливающей демографические риски для воспроизводства населения. В свете этого к середине 2020 года проблема депопуляции даже достигла уровня комментариев со стороны первых лиц государства<sup>3</sup>.

## Репродуктивные стратегии россиян

Общий исторический тренд трансформации института семьи не обошел стороной и Россию (Капогузов и др., 2020b). На основе наблюдений возрастной структуры брачной рождаемости в субъектах Российской Федерации были рассчитаны параметры модели оценки регулирования рождаемости Коула – Трассела<sup>4</sup> (рис. 1).

Согласно рассчитанным оценочным параметрам уровня брачной рождаемости в регионах РФ за 1995–2018 годы, среднее значение в 2018 году сократилось к 1995 году на 14,3 п.п. Наибольший прирост среднего уровня брачной рождаемости отмечается в 2008 (на 0,8 п.п.) и 2014 (1,4 п.п.) годах. Примечательно, что данные периоды относятся к экономическим кризисам. Один из наиболее авторитетных российских демографов А.Г. Вишневецкий охарактеризовал данную ситуацию так: «все-таки люди не ведут себя как градусник, который автоматически реагирует на каждое изменение температуры»<sup>5</sup>.

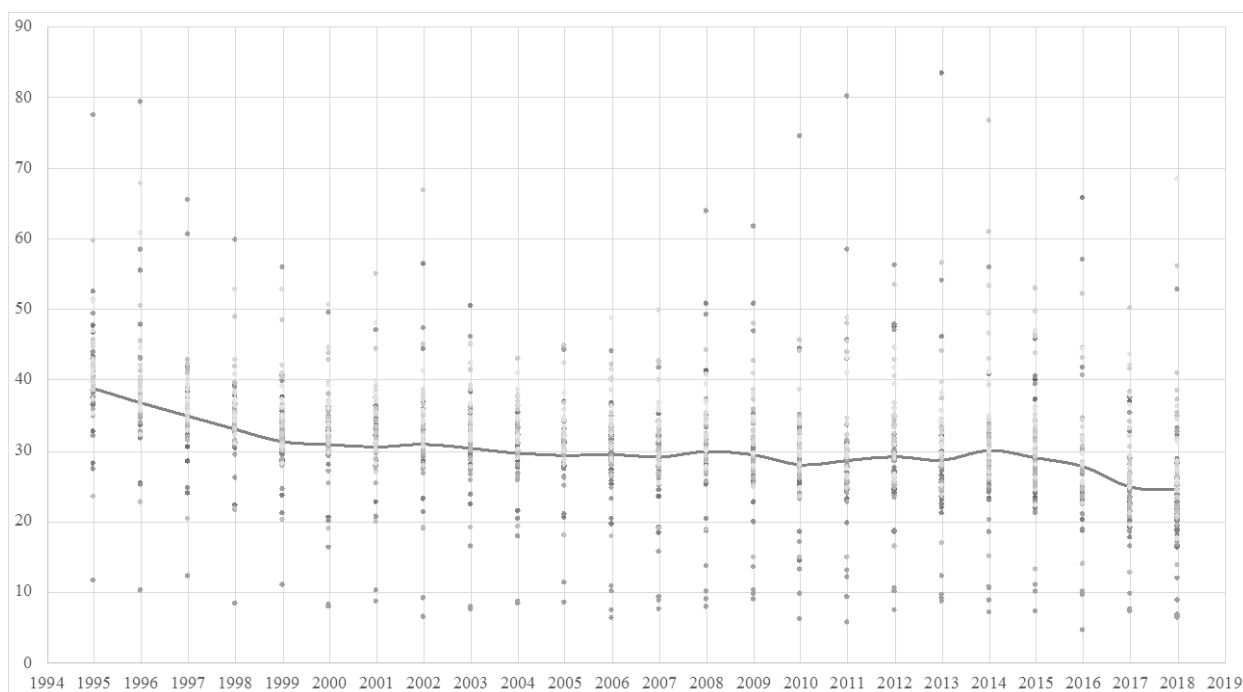
<sup>1</sup> У них есть право на семью // *BBC* (<https://www.bbc.com/russian/news-54630215> – Дата обращения: 21.10.2020).

<sup>2</sup> Демографический кризис – препятствие модернизации России // *Голос Америки* (<https://www.golos-ameriki.ru/a/russia-demographics-2010-08-13-100662344/187369.html> – Дата обращения: 22.04.2020).

<sup>3</sup> Песков объяснил сокращение численности населения в России // *РИА Новости* (<https://ria.ru/20201016/naselenie-1580103755.html> – Дата обращения: 13.10.2020).

<sup>4</sup> В первоначальной трактовке модели было заложено предположение, согласно которому брачная рождаемость регулируется населением в соответствии с определенным социальным стандартом (Coale, Trussell, 1974). В обобщенном виде модель имеет вид:  $r(x) = M \cdot n(x) \cdot e^{m \cdot v(x)}$ , где  $r(x)$  – коэффициент брачной рождаемости в возрасте  $x$ ;  $n(x)$  – коэффициент естественной рождаемости в возрасте  $x$ ;  $v(x)$  – социальный стандарт рождаемости, заданный как возрастная модель отклонения от естественной рождаемости;  $m$  – уровень регулирования рождаемости населением;  $M$  – уровень брачной рождаемости. В данном смысле, путем выявления параметра  $m$ , появляется возможность косвенного определения распространенности практик по сдерживанию деторождения, тогда как отклонение параметра  $M$  от 100% свидетельствует о наличии институционального потенциала брачной рождаемости (Coale, Trussell, 1978).

<sup>5</sup> Экономисты оценили влияние кризиса на российскую экономику // *РБК* (<https://www.rbc.ru/economics/14/09/2016/57d961f09a79474989e2b9d0> – Дата обращения: 21.04.2020).



**Рис. 1.** Динамика оценочных параметров уровня брачной рождаемости в регионах РФ в 1995–2018 годах

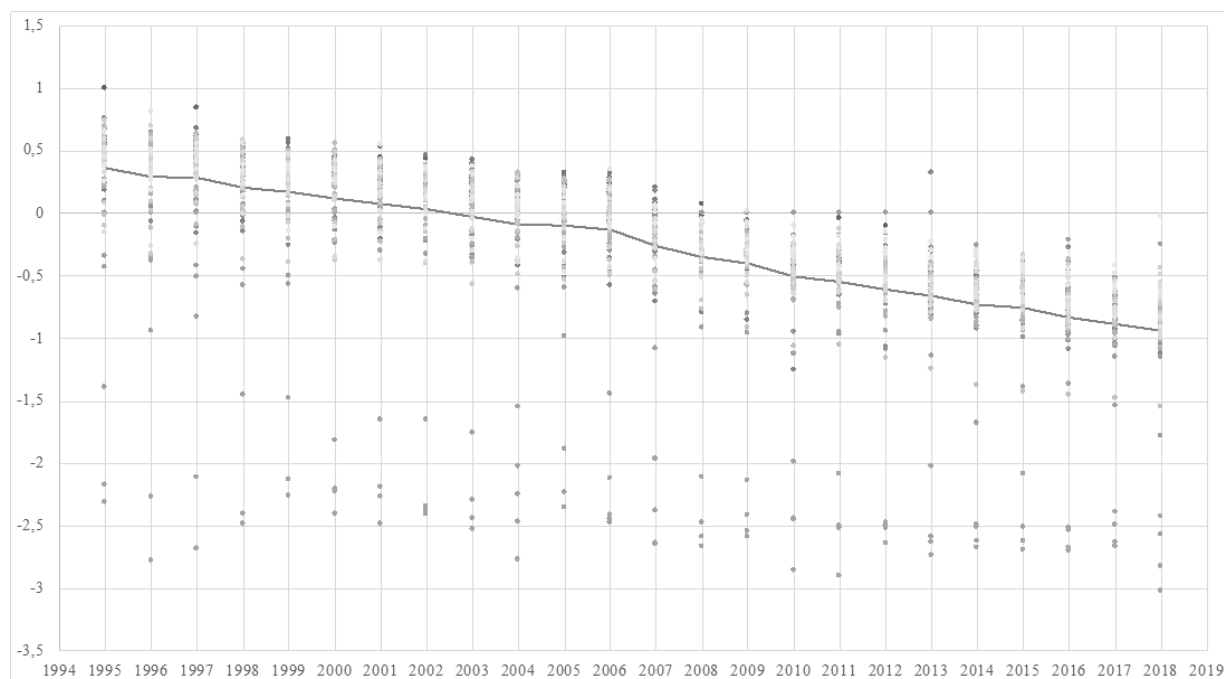
**Источник:** рассчитано авторами по данным аналитического портала Института демографии НИУ ВШЭ «ДЕМОСКОП Weekly»

Это вовсе не означает, что экономический кризис не оказывает влияния на рождаемость. Согласно научному докладу РАНХиГС «Экономический кризис – социальное измерение», экономический кризис в целом негативным образом сказывается на уровне рождаемости и брачности (Малаева, 2016). Однако влияние кризиса имеет определенный лаг, который может проявляться через несколько лет по мере сокращения реальных доходов. При этом в краткосрочной перспективе рождаемость даже может расти в «ожидании негативных ожиданий», так как работающие женщины склонны принимать положительное решение о рождении второго и последующего ребенка с целью получения декретного отпуска и сохранения за собой рабочего места в кризисный период.

Свидетельство этому – изменение возрастной структуры рождаемости в российских регионах, а также положительные величины контроля над рождаемостью (относительно естественной рождаемости по шкале Анри) в некоторых регионах России начиная с середины двухтысячных годов. Однако положительные значения параметра уровня регулирования брачной рождаемости (рис. 2) не являются свидетельством «идеальной» ситуации с брачной рождаемостью.

В российских регионах начиная с 2002 года отмечается снижение уровня регулирования брачной рождаемости при одновременном сокращении уровня брачной рождаемости в стране. На протяжении 2002–2018 годов в целом по Российской Федерации постепенно сокращается пропорция рождений в браке и вне брака, при том что уровень внебрачной рождаемости продолжает оставаться высоким. Схожая динамика также отмечается по соотношению разводов и зарегистрированных браков. Статистика количества браков по регионам РФ в 2002 и 2018 годах демонстрирует, что снижение уровня брачной рождаемости отмечается в большей степени по субъектам с преобладающим числом зарегистрированных семейных союзов. Также следует отметить сокращение общего количества браков на фоне роста рождаемости, что является прямым следствием позитивной динамики уровня регулирования брачной рождаемости. При этом в регионах с более высоким уровнем брачной рождаемости также сокращалось общее количество

регистраций браков. Стабильная динамика показателей во многом поддерживается отсутствием прироста количества разводов.



**Рис. 2.** Динамика оценочных параметров уровня регулирования брачной рождаемости в регионах РФ в 1995–2018 годах

**Источник:** рассчитано авторами по данным аналитического портала Института демографии НИУ ВШЭ «ДЕМОСКОП Weekly»

Иными словами, одновременное снижение уровней брачной рождаемости и регулирования рождаемости в РФ обусловлено приростом рождаемости в уже существующих семьях на фоне общего сокращения количества вновь зарегистрированных браков и отсутствия динамики в разводах. Прирост соотношения рожденных детей в браке и вне брака произошел в 2018 году по отношению к 2020 году почти во всех регионах РФ. Наибольший прирост рождений в браке по отношению к внебрачным рождениям произошел в Белгородской, Ярославской, Калининградской, Пензенской областях, городе федерального значения Санкт-Петербурге, Кабардино-Балкарской Республике, Республике Татарстан и Приморском крае.

Однако отдельные сравнения по параметрам брачности и рождаемости не позволяют выделить группы регионов со схожими тенденциями. Для решения данной задачи применен метод иерархического кластерного анализа, позволяющий вывести средние значения всех расстояний между всеми возможными комбинациями значений анализируемых параметров (рис. 3).

В результате получено семь кластеров, позволяющих судить о наличии определенной демографической идентичности регионов РФ по параметрам брачности и рождаемости. Значимыми для анализа являются 4, 5 и 7-й кластеры, куда входят 30, 35 и 15 регионов соответственно. Следует отметить, что в регионах «темно серой» формируется стандарт бездетной семьи, усугубляющий разрыв между социальными и демографическими функциями брака.

С учетом низкого уровня брачной рождаемости при практически полном отсутствии регулирования рождаемости следует отметить высокий институциональный потенциал традиционных семейных отношений. В российских регионах до сих пор отмечается широкое распространение традиционных семейных отношений, что является основой для усиления института семьи и брака. Однако меры государственной поддержки, предусмотренные национальным проектом «Демография», не предполагают выработки фундаментальных механизмов институционального

усиления данных форм. На сегодняшний день у индивидов есть возможность сознательного выбора бездетной семьи, что приводит к распространению нетрадиционных семейных отношений, а в долгосрочной перспективе – к распаду института семьи.



Параметры (2018 год)	Конечные центры кластеров						
	1	2	3	4	5	6	7
Уровень брачной рождаемости, %	52,74	23,91	26,3	21,49	22,59	25,41	27,05
Уровень регулирования брачной рождаемости	-0,251	-0,991	-0,771	-0,981	-1,126	-1,011	-0,85
Количество браков	14 760,0	43 973,3	14 959,1	6 818,3	75 365,0	2 899,5	24 729,2
Количество разводов	4 305,0	25 531,7	10 413,0	4 629,3	43 963,0	2 027,6	16 592,2
Количество детей в браке, чел.	37 944,0	57 553,0	20 327,6	9 667,0	107 622,0	4 183,7	36 596,3
Количество детей вне брака, чел.	10 026,0	12 994,3	5 888,4	2 862,3	24 268,0	1 318,0	8 814,0

**Рис. 3.** Группировка регионов РФ по уровню регулирования рождаемости за 2018 год  
**Источник:** кластеры построены авторами в IBM SPSS. Карты построены авторами на платформе BingMicrosoft

### Институциональное усиление и институциональные изоморфизмы семейных отношений в российских регионах

Исходя из результатов кластерного анализа следует, что регионы РФ имеют значительную поливариативность, свидетельствующую о наличии сложной структуры институциональных утверждений<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> Согласно концепции нобелевского лауреата по экономике Э. Остром (Crawford, Ostrom, 1995), институциональные утверждения выражаются в трех формах дискурсивного восприятия социального взаимодействия: 1) разделяемых стратегиях; 2) нормах; 3) правилах. На примере брачного рынка данные формы, как было сказано ранее, способны оказывать существенное влияние на образование стабильных мэтчингов – комбинаций семейных отношений. Если в обществе (среди мужчин и женщин) преобладает доминирующая стратегия (на уровне предпочтений) вступать в официальный (зарегистрированный) брак с целью деторождения, существуют нормы и субъекты, стимулирующие агентов на подобное поведение, а также понятные «правила игры», при нарушении которых общество имеет легитимное право и возможность санкционировать оппортунистическое поведение, то с высокой долей вероятности агенты создадут семью. В обратном случае образование стабильных мэтчингов может привести к распространению бракоподобных союзов, бездетных семей и одиночества.

Во-первых, регионы с низким уровнем разводимости и высоким уровнем брачной рождаемости (1-й кластер), где в явном виде выражена приверженность агентов к формированию семьи с целью деторождения.

Во-вторых, регионы с высоким уровнем брачности и рождаемости, но также и высоким уровнем разводов (6-й, 7-й кластеры), в которых доминирует стратегия вступления в брак, однако преобладающие нормы и правила не способствуют сохранению брака.

В-третьих, регионы с высоким уровнем брачности при одновременно высоком уровне разводимости и внебрачной рождаемости (2, 3 и 5-й кластеры). В данных регионах не отмечается преобладание стратегии вступления в брак и деторождения в браке как доминирующей, тогда как в нормах и правилах отмечаются тенденции по расслоению института семьи.

В-четвертых, регионы с минимальным уровнем брачной рождаемости при одновременном институциональном подкреплении традиционных семейных отношений и существовании явных ограничений для разводов.

Обобщая результаты анализа, можно выделить следующую группировку институциональных утверждений в области семейных отношений в России (табл. 1).

Таблица 1

## Типология институциональных утверждений в области семейных отношений в регионах РФ

	<b>Брак с целью деторождения является разделяемой стратегией</b>	<b>Брак с целью деторождения не является разделяемой стратегией</b>
<b>Нормы и правила направлены на сохранение традиционных семейных отношений</b>	Уровень брачной рождаемости свыше 50%. Количество разводов в три раза меньше количества регистрации браков	Уровень брачной рождаемости менее 22%. Количество разводов в два раза меньше количества регистрации браков
<b>Отмечаются тенденции деинституционализации семьи и брака</b>	Уровень брачной рождаемости свыше 25%. Количество разводов стремится к количеству браков и остается на высоком уровне	Уровень брачной рождаемости от 22 до 25%. Количество разводов стремится к количеству браков и остается на высоком уровне

**Источник:** составлено авторами.

Тенденциями деинституционализации брака охвачено свыше 50 регионов РФ, тогда как распространение проблемы развития нетрадиционных форм брачных (семейных) отношений в той или иной степени зафиксировано в 35 субъектах. Исходя из этого, следует предположить наличие неопределенности в воспроизводстве института семьи и брака в современной России.

Так, согласно мнению Б.А. Ерзнкяна, «для самосохранения института в течение некоторого времени он должен воспроизводиться, причем не обязательно полностью в прежнем виде – возможны усиливающие институт со знаком плюс или минус изменения» (Ерзнкян, 2017: 29). Влияние институционального усиления как со знаком плюс, так и со знаком минус может быть проиллюстрировано на примере изменения возраста вступления в брак, а также оценок россиянами асимметрии в возрасте между супругами.

Так, согласно исследованию В.В. Радаева, «в 2016 году при медианном возрасте 27 лет лишь чуть более половины представителей поколения миллениалов (54,4%) считали себя женатыми/замужем (включая гражданские браки), а 41,3% из них еще никогда не образовывали семью. Если сравнить это с ситуацией предшествующего реформенного поколения в 2002 году, когда его медианный возраст был аналогичным, – женатыми/замужем себя считали 68,1%, а никогда не состояли в официальном или неофициальном браке лишь 24,1%» (Радаев, 2018: 20). По независимым экспертным оценкам также отмечается «увеличение в 1,5 раза доли браков, в

которых муж старше жены на 7 и более лет» (Елютина, Быкова, 2012: 84), тогда как средний возраст женщин при вступлении в брак непрерывно растет и отдалается от «идеального» возраста замужества (Захаров, 2010). Исследователями отмечается, что данные тенденции во многом обусловлены экономическими факторами, в том числе необходимостью для женщин получить высшее образование, съехать от родителей и устроиться на постоянную работу. Ретроспективный анализ семейных отношений в России свидетельствует, что раньше девушка получала «домашнее» образование, и заключение брака было делом родителей (Елютина, Быкова, 2012: 85). В этом смысле ранние асимметричные браки влияли со знаком плюс на традиционные семейные отношения. Однако на сегодняшний день роль родителей как субъекта институционального усиления существенным образом трансформировалась, и женщина зачастую вынуждена самостоятельно находить пути решения своих имущественных и профессиональных задач.

Таким образом, несмотря на формальную схожесть асимметричных браков с традиционными семейными отношениями, при увеличении среднего возраста вступления в брак со стороны женщины происходит переход к контрактному браку, что, в свою очередь, приводит к накоплению институциональных исключений и постепенному институциональному распаду традиционных семейных отношений (Барбашин, 2016).

При оценке влияния институционального усиления важно учитывать не только контекст происходящих изменений, но и механизмы, посредством которых формируются разделяемые стратегии, нормы и правила. В данном случае представляется интересным подход П. Димаджо и У. Пауэлла, которые предложили использовать понятие «институциональный изоморфизм» как инструмент для понимания принципов поведения и церемониала (DiMaggio, Powell, 1983). Согласно данному подходу, институциональное усиление может быть осуществлено через три механизма, каждый из которых оказывает влияние на доминирующие институциональные утверждения.

Так, влияние родителей при формировании семьи своих детей может быть охарактеризовано через подражательный, нормативный и принудительный изоморфизмы (табл. 2).

Таблица 2

**Институциональные изоморфизмы семейных отношений**

<b>Механизмы институционального изоморфизма</b>	<b>Усиление «в плюс» (сложная семья)</b>	<b>Усиление «в минус» (нуклеарная семья)</b>
Подражательный изоморфизм	Воспроизводство практик традиционного брака как средства для решения имущественных и профессиональных задач. Активная роль посредничества при решении семейных проблем. Наличие семейных обычаев	Ориентация на самостоятельность при принятии решений. Частичный или полный отказ от участия посредников из членов семьи. Элементы «контрактного брака» с ориентацией на внешние образцы поведения
Нормативный изоморфизм	Существенное влияние внешних воздействий на поведение до брака и в браке. Возможность влияния посредников из круга семьи на принятие решений. Наличие иерархии семейных отношений и общей семейной репутации	Периодическое переосмысление норм и ценностей семейных отношений. Преобладание рациональных аргументов при принятии совместных решений. Отсутствие иерархии и относительная самостоятельность супругов
Принудительный изоморфизм	Санкционирование отказа от традиционных семейных ценностей посредством лишения имущественных прав, изгнания и т.п. Процедура развода является крайне затратной	Легитимация бракоподобных союзов, в том числе гражданского брака, бездетной семьи и т.п. как узаконенных отношений. Минимальные издержки при процедуре развода



Исходя из вышесказанного, тенденция деинституционализации брака в российских регионах может быть объяснена демографической структурой, которая усиливает воспроизводство института семьи и брака «в минус». На сегодняшний день в России, несмотря на усилия государства, практически отсутствует массовое распространение сложных семей в поколениях, рожденных в постсоветский период, поэтому воздействие подражательного изоморфизма не приводит к воспроизводству стратегии брака с целью деторождения. В свою очередь, декларируемые федеральными и региональными властями модели традиционной многодетной семьи не являются лучшим образцом для представителей миллениалов, которые не находят реальной поддержки от своих родителей и государства в решении имущественных и профессиональных проблем. Нормы деторождения и раннего вступления в брак также не способствуют усилению «в плюс» по причине отсутствия реального подкрепления со стороны посредников. Таким образом, ответственность по воспроизводству института семьи и брака «в плюс» возложена на новое поколение россиян, которые не имеют на это материальной и институциональной основы.

### Моделирование оценки влияния институциональных утверждений на брачное поведение российских домохозяйств

Для оценки влияния институциональных утверждений на брачное поведение российских домохозяйств в исследовании предложена модель, позволяющая определить значимые факторы вступления в традиционный брак с целью деторождения. В качестве информационной базы исследования использованы данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ), проводимого Высшей школой экономики. Отметим, что данные РМЭЗ являются открытыми и доступны для загрузки<sup>7</sup>. В рамках данной задачи были использованы данные репрезентативной выборки по индивидам за 2019 год – волна 28 (нужный файл называется `r28i_os_32` и содержит наблюдения за 750 переменными по 12 228 индивидам). Подробное описание переменных представлено во вкладке описания переменных (Codebooks) в подразделе 28-й волны (2019 год)<sup>8</sup>. Из описанной базы данных была осуществлена выборка для целей настоящего исследования, в результате отбора переменных и «очистки» данных от пропусков была сформирована выборка из 3132 наблюдений; далее необходимо подробнее остановиться на переменных.

Целевой на данном этапе являлась переменная `xj322` (по кодификатору РМЭЗ, метка переменной: «Состоите ли Вы в зарегистрированном браке?»). Данная переменная была преобразована в бинарную и записана в переменную `marital_status` так, что единица означает, что респондент состоит в зарегистрированном браке, а ноль – нет.

В качестве факторов были выделены группы переменных, характеризующих различные аспекты домохозяйства. Во-первых, был выделен набор базовых характеристик респондентов, куда вошли следующие переменные: `sex` (`xh5` – пол)<sup>9</sup>, `age` (`x_age` – возраст), `height` (`xm2` – рост), `weight` (`xm1` – вес), `weight_changed` (`xm2.1` – изменение веса), `n_children` (`xj72.172` – число детей), `settl_type` (`status` – тип населенного пункта).

Во-вторых, был добавлен блок региональных характеристик `region`, перегруппированный в набор `dumtu`-переменных для каждого из федеральных округов (Москва, Новая Москва и Московская область, а также Санкт-Петербург и Ленинградская область объединены и включены в переменную ЦФО).

В-третьих, была отобрана группа переменных, характеризующих работу и основной род занятий: `main_occupation` (`xj90` – основное занятие), `working_hours_per_week` (`xj6.2` – число рабочих часов в неделю), `salary_main` (`xj10` – зарплата на основном месте работы), `off_employment`

<sup>7</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (<https://www.hse.ru/rf/ms/spss> – Дата обращения: 20.07.2020).

<sup>8</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ ([https://www.hse.ru/data/2020/08/30/1579134306/R28\\_ind\\_codebook.pdf](https://www.hse.ru/data/2020/08/30/1579134306/R28_ind_codebook.pdf) – Дата обращения: 20.07.2020).

<sup>9</sup> Здесь можно увидеть название переменной в сформированной для целей настоящего исследования базе, затем в скобках код переменной в базе РМЭЗ и краткую содержательную характеристику.

(xj11.1 – официальное трудоустройство), *off\_work\_experience* (xj161.3y – официальный трудовой стаж), *work\_satisf* (xj1.1.1 – удовлетворенность работой), *want\_change\_job* (xj81 – желание сменить работу).

Также был отобран блок переменных, характеризующих удовлетворенность жизнью, привычки и здоровье респондентов, куда вошли следующие переменные: *life\_satisf* (xj65 – удовлетворенность жизнью в целом), *fin\_situation\_dynam* (xj60.5a – улучшение финансового благополучия), *belief* (xj72.18 – каково отношение к религии), *health\_doctor* (xl5.0 – число посещений врача), *health\_state* (xm3 – общее состояние здоровья), *smoke* (xm71 – курение), *drink* (xm80.0 – употребление алкоголя).

Для того чтобы лучше представить выборку и показатели, в табл. 3 приведены базовые описательные статистики по некоторым из ключевых переменных (качественные переменные, имеющие более двух категорий, не были приведены вследствие трудности предварительной интерпретации и для удобства).

**Таблица 3**

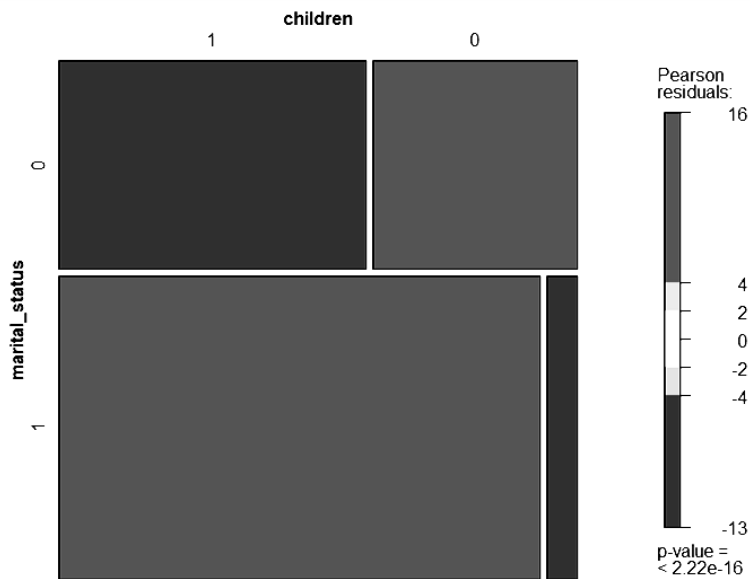
**Описательные статистики по некоторым показателям и число наблюдений по категориям для качественных переменных**

Descriptivestatistics	n_children	weight	height	age	off_work_experience	working_hours_per_week	salary_main
Min.	0	40	140	18	0	3	50
1st Qu.	1	65	163	34	10	40	16 000
Median	1	75	168	43	19	40	25 000
Mean	1,4	75,6	169,1	43,7	21	43,2	29 145
3rd Qu.	2	85	175	53	30	48	35 000
Max.	7	140	203	86	65	168	200 000
Values (binary)	marital_status	children	smoke	drink	want_change_job	off_employment	sex
0	1277	624	2233	810	2699	182	1814
1	1855	2508	899	2322	433	2950	1318

*Примечание:* по качественным переменным 0 означает отрицательный ответ на вопрос, 1 – положительный (признак отражен в названии переменной), кроме переменной *sex*, где 0 – женщина, 1 – мужчина.

Как видно из табл. 3, в выборке 58% женщин и 42% мужчин, средний возраст респондента составил 43 года (минимальный возраст респондента 18 лет, максимальный – 84 года). Около 60% состоят в зарегистрированном браке и около 20% не имеют детей. Лишь 5% опрошенных не имеют официального трудоустройства, средняя заработная плата составляет около 29 тыс. рублей (медиана – 25 тыс. рублей), респонденты имеют в среднем около 20 лет официального трудового стажа и работают 40-часовую неделю.

Особый интерес в данной работе представляет число детей и их взаимосвязь с состоянием в браке. Среднее значение показывает, что у большинства опрошенных один или двое детей. Наибольшее количество опрошенных имеют одного ребенка (1123 респондента), двоих детей имеют 1097 респондентов, тогда как 624 респондента не имеют детей, троих детей имеют 232 респондента, а более трех – 56 опрошенных. Взаимосвязь между наличием детей (для наглядности здесь возьмем бинарную переменную) и состоянием в браке можно отразить с помощью мозаичного графика (рис. 4).



**Рис. 4.** Мозаичный график группировки наблюдений по признакам наличия детей и состояния в зарегистрированном браке

*Примечание: children: 1 – есть дети, 0 – нет детей; marital\_status: 1 – состоит в зарегистрированном браке, 0 – не состоит в зарегистрированном браке.*

Мозаичный график группировки наблюдений по признакам наличия детей и состояния в зарегистрированном браке, а также рассчитываемая статистика показывают значимые различия по подвыборкам. При этом цвет означает, что в данную подгруппу попало слишком много наблюдений, чтобы считать данное разбиение статистически незначимым. Здесь видно существенное превалирование группы состоящих в зарегистрированном браке и имеющих детей. Тогда как темно серый цвет означает, что в данную подгруппу попало слишком мало наблюдений для того, чтобы считать это различие случайным. Видно, что число бездетных среди состоящих в зарегистрированном браке существенно меньше, что свидетельствует о сохранении функции деторождения за институтом брака.

Для оценки зависимости и прогнозирования целевой переменной *marital\_status* (принимает значение 1 – состоит в зарегистрированном браке и 0 – не состоит в зарегистрированном браке) необходимо использовать модели, в которых зависимая переменная принимает только два значения (является фиктивной, качественной), т.е. модели с биномиальной зависимой переменной.

В биномиальную модель входит целевая переменная, которая принимает два значения, и объясняющие переменные, которые содержат факторы, подробно описанные ранее, определяющие выбор одного из значений, при этом оценивается вероятность принадлежности к одному из классов. Оценивалась модель с биномиальной зависимой переменной логит.

Описанные выше группы факторов поочередно включались в модель, затем проводился тест на линейное ограничение для проверки гипотезы о том, что коэффициенты при добавленных переменных одновременно равны нулю (о их незначимости и, следовательно, необходимости исключить из модели). Модель с базовыми характеристиками респондентов имеет следующий вид (модель 0):

$$\begin{aligned} \text{marital\_status}_i = & \beta_1 + \beta_2 \text{sex}_i + \beta_3 \text{age}_i + \beta_4 \text{height}_i + \beta_5 \text{weight}_i + \\ & + \beta_6 \text{weight\_changed}_i + \beta_7 \text{n\_children}_i + \beta_8 \text{settl\_type}_i + \xi_i \end{aligned}$$

В модель 1 помимо факторов из модели с базовыми характеристиками респондентов были включены региональные характеристики, уравнение имеет следующий вид (модель\_0):

$$\begin{aligned} \text{marital\_status}_i &= \beta_0 + \beta_{1k} \text{region}_{k_i} + \beta_2 \text{sex}_i + \beta_3 \text{age}_i + \beta_4 \text{height}_i + \beta_5 \text{weight}_i + \\ &+ \beta_6 \text{weight\_changed}_i + \beta_7 \text{n\_children}_i + \beta_8 \text{settl\_type}_i + \xi_i \end{aligned}$$

Нулевая гипотеза состояла в том, что все коэффициенты при *dummy*-переменных, отвечающих за принадлежность к федеральному округу, одновременно равны нулю ( $H_0 : \beta_{1k}(\text{region}) = 0_k$ ); данная гипотеза была отвергнута на уровне значимости 0,1% ( $LRtest$  p – value = 0,000,  $\chi^2 = 34$ ). Таким образом, модель 1 следует предпочесть модели 0.

В модель 2 были также включены факторы, характеризующие трудовую деятельность и основное занятие респондентов (помимо факторов из модели 1):

$$\begin{aligned} \text{marital\_status}_i &= \beta_0 + \beta_{1k} \text{region}_{k_i} + \beta_2 \text{sex}_i + \beta_3 \text{age}_i + \beta_4 \text{height}_i + \beta_5 \text{weight}_i + \\ &+ \beta_6 \text{weight\_ch}_i + \beta_7 \text{n\_children}_i + \beta_8 \text{settl\_type}_i + \beta_9 \text{main\_occupation}_i + \\ &+ \beta_{10} \text{working\_hours\_week}_i + \beta_{11} \text{salary\_main}_i + \beta_{12} \text{official\_employ}_i + \\ &+ \beta_{13} \text{official\_work\_experience}_i + \beta_{14} \text{work\_satisf}_i + \beta_{15} \text{want\_change\_job}_i + \xi_i \end{aligned}$$

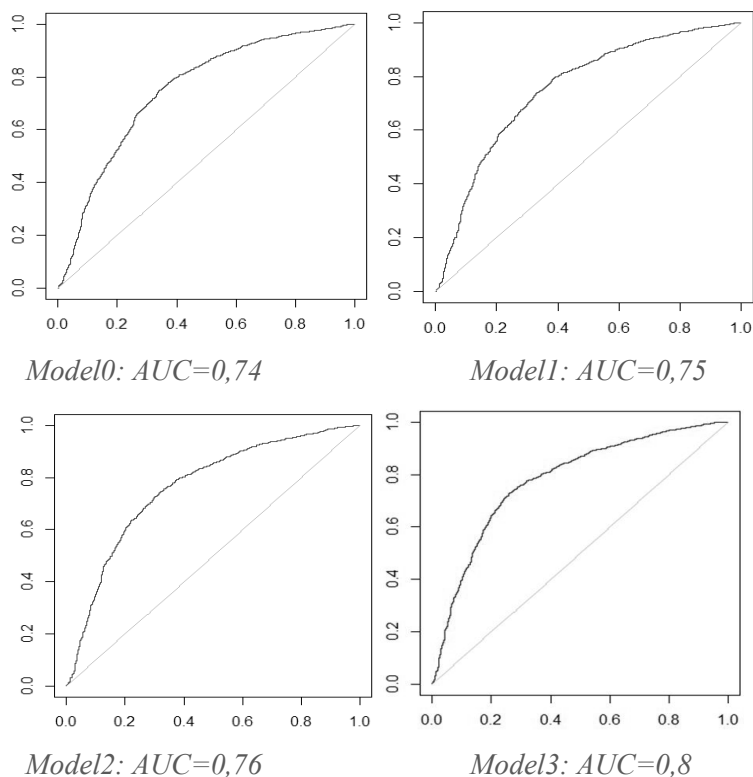
В данном случае при сравнении модели 1 и 2 нулевая гипотеза состояла в том, что коэффициенты при переменных, характеризующих трудовую деятельность респондента, одновременно равны нулю ( $H_0 : \beta_w(\text{work}) = 0_w$ ), т.е. их влияние незначимо. Данная гипотеза была отвергнута на уровне значимости 0,1% ( $LRtest$  p – value = 0,000,  $\chi^2 = 40$ ). Следовательно, факторы, характеризующие трудовую деятельность, значимы, и стоит выбрать модель 2.

Также ставилась гипотеза о том, что на вероятность заключения брака влияет группа факторов, характеризующих удовлетворенность жизнью, здоровье и привычки респондентов, которые были включены в модель 3 (помимо факторов из модели 2):

$$\begin{aligned} \text{marital\_status}_i &= \beta_0 + \beta_{1k} \text{region}_{k_i} + \beta_2 \text{sex}_i + \beta_3 \text{age}_i + \beta_4 \text{height}_i + \beta_5 \text{weight}_i + \\ &+ \beta_6 \text{weight\_ch}_i + \beta_7 \text{n\_children}_i + \beta_8 \text{settl\_type}_i + \beta_9 \text{main\_occupation}_i + \\ &+ \beta_{10} \text{working\_hours\_week}_i + \beta_{11} \text{salary\_main}_i + \beta_{12} \text{official\_employ}_i + \\ &+ \beta_{13} \text{official\_work\_experience}_i + \beta_{14} \text{work\_satisf}_i + \beta_{15} \text{want\_change\_job}_i + \\ &+ \beta_{16} \text{belief}_i + \beta_{17} \text{fin\_situation}_i + \beta_{18} \text{life\_satisf}_i + \beta_{19} \text{health\_doctor}_i + \\ &+ \beta_{20} \text{health\_state}_i + \beta_{21} \text{smoke}_i + \beta_{22} \text{drink}_i + \xi_i \end{aligned}$$

По результатам сравнения моделей 2 и 3, согласно тесту на линейное ограничение, нулевая гипотеза, которая состояла в том, что коэффициенты при переменных, характеризующих удовлетворенность жизнью, здоровье и привычки респондентов, одновременно равны нулю  $H_0 : \beta_{shh}(\text{satisf} \& \text{health} \& \text{habits}) = 0$ , отвергается. Данная гипотеза была отвергнута на уровне значимости 0,1% ( $LRtest$  p – value = 0,000,  $\chi^2 = 125$ ). Следовательно, факторы удовлетворенности жизнью, здоровья и привычек респондентов значимы, и стоит выбрать модель 3. В результате модель 3 является наилучшей. На рис. 5 приведены показатели качества оцененных моделей.

Для того чтобы увидеть, насколько качественно оцененные модели классифицируют объекты (в рассматриваемом случае выделяется класс состоящих в зарегистрированном браке и не состоящих), используются специальные показатели (ROC AUC). ROC-кривая и площадь под ней – AUC – позволяют оценить качество модели, где AUC, стремящийся к единице, означает, что почти 100% объектов были классифицированы верно, тогда ROC-кривая приближается (и почти сливается) с верхним правым углом квадрата, приведенного на рис. 3.



**Рис. 5.** Показатели качества оцененных моделей (ROC-кривая и площадь по кривой-AUC)

Видно, что выбранная модель достаточно неплохо классифицирует объекты, ее показатель AUC составил 0,8, данный показатель был улучшен с 0,74 в базовой модели, что тоже является существенным и говорит о высокой значимости базовых факторов, включенных в модель. Далее проведем содержательную интерпретацию наиболее значимых выводов и гипотез, которые позволяет сформулировать выбранная модель.

### Выводы

В соответствии с проведенными тестами сравнения моделей наилучшей моделью является модель 3, учитывающая все группы предложенных факторов: базовые характеристики респондентов, региональные отличия, трудовую деятельность, а также удовлетворенность жизнью, здоровье и привычки. Показатель качества модели AUC составил 0,8, что свидетельствует о высокой прогнозной способности модели.

Согласно оценке предельных эффектов по наилучшей из оцененных моделей, можно дать следующие интерпретации:

- 1) вероятность вступления в зарегистрированный брак на 15 и 17% выше в Центральном и Южном федеральных округах соответственно;
- 2) число детей на 19% увеличивает вероятность нахождения в браке (брак с целью деторождения);
- 3) вероятность вступления в брак ниже на 27%, если вы предприниматель, на 62% – если студент дневного техникума, колледжа, и на 43% ниже, если студент вуза;
- 4) вероятность нахождения в браке на 5% ниже у неофициально трудоустроенных;
- 5) увеличение возраста на один год сокращает вероятность вступления в брак на 0,5%;
- 6) вероятность вступления в брак у женщин на 15% ниже (вероятно, это связано с повторными браками);
- 7) состоящие в браке в целом больше удовлетворены жизнью (предельный эффект неудовлетворенности –10%);
- 8) вероятность вступления в брак и отсутствие веры у индивида связаны отрицательно (предельный эффект отсутствия веры –2,3% к вероятности вступления в брак).

Некурящие (предельный эффект для некурящих +8% к вероятности вступления в брак), не употребляющие алкоголь (1,3%), с лучшим состоянием здоровья (1,4%) имеют большую вероятность вступления в брак (нахождения в браке).

В качестве дальнейшего направления исследования необходимо отметить широкие возможности по улучшению качества модели и ее прогнозной способности. Представленная модель является первым шагом к формированию информационной базы и моделям классификации, тогда как в дальнейшем планируется использовать множественные классификаторы и более современные алгоритмы, позволяющие предсказывать принадлежность объектов к двум и более классам. Данные модели позволят в качестве целевой переменной использовать не только состояние в зарегистрированном браке, но и учитывать, является ли этот брак первым или повторным, разведен ли респондент или прежде не состоял в браке и другое. Представляется, что данные перспективы и модификации являются важными аспектами для анализа и улучшения качества модели.

## Литература

- Барбашин, М. Ю. (2016). Теория институционального распада: концептуальный потенциал и методологические рамки // *Journal of Institutional Studies*, 8(1), 36–53.
- Елютина, М. Э., Быкова, Н. О. (2012). Асимметричный по возрасту брак в оценках супругов // *Социологические исследования*, (1), 83–93.
- Ерзнкян, Б. А. (2017). Институциональное усиление: три типа отношений // *Journal of Institutional Studies*, 9(1), 27–38. DOI: 10.17835/2076-6297.2017.9.1.027-038
- Захаров, С. В. (2010). Ценностно-нормативные «расписания» человеческой жизни: представления жителей разных стран о том, когда девушка становится взрослой // *Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены*, 98(4), 166–193.
- Капогузов, Е. А., Чупин, Р. И., Харламова, М. С. (2020a). Нарративы семейной политики в России: фокус на регионы // *Journal of Economic Regulation*, 11(3), 6–20.
- Капогузов, Е. А., Чупин, Р. И., Харламова, М. С. (2020b). Российская конституционная конверсия на фоне деинституционализации брака в США // *Journal of Institutional Studies*, 12(2), 86–99. DOI: 10.17835/2076-6297.2020.12.2.086-099
- Капогузов, Е. А., Чупин, Р. И., Харламова, М. С. (2019). Институциональные арены брачных игр // *Journal of Institutional Studies*, 11(4), 26–39. DOI: 10.17835/2076-6297.2019.11.4.026-039
- Малаева, Т. М. (2015). *Экономический кризис – социальное измерение* (2016). М.: Дело, РАНХиГС.
- Миронова, А. А., Прокофьева, Л. М. (2018). Семья и домохозяйство в России: демографический аспект // *Демографическое обозрение*, 5(2), 103–121.
- Радаев, В. В. (2018). Миллениалы на фоне предшествующих поколений: эмпирический анализ // *Социологические исследования*, (3), 15–33. DOI: 10.7868/S0132162518030029
- DiMaggio, P. J., Powell, W. W. (1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields // *American Sociological Review*, 48(2), 147–160.
- Cherlin, A. J. (2003). Should the government promote marriage? // *Contexts*, 2(4), 22–29.
- Cherlin, A. J. (2004). The deinstitutionalization of American marriage // *Journal of marriage and family*, 66(4), 848–861.
- Cherlin, A. J. (2020). Degrees of change: An assessment of the deinstitutionalization of marriage thesis // *Journal of Marriage and Family*, 82(1), 62–80.
- Coale, A. J., Trussell, T. J. (1978). Finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility // *Population Index*, 44(2), 203–213.
- Coale, A. J., Trussell, T. J. (1974). Model fertility schedules variations in the age structure of child-bearing in human populations // *Population Studies*, 40(2), 185–258.
- Crawford, S. E., Ostrom, E. (1995). A grammar of institutions // *American political science review*, 89(3), 582–600.

## References

- Barbashin, M. Yu. (2016). The theory of institutional disintegration: Conceptual potential and methodological frameworks. *Journal of Institutional Studies*, 8(1), 36–53. (In Russian.)
- Cherlin, A. J. (2003). Should the government promote marriage? *Contexts*, 2(4), 22–29.
- Cherlin, A. J. (2004). The deinstitutionalization of American marriage. *Journal of marriage and family*, 66(4), 848–861.
- Cherlin, A. J. (2020). Degrees of change: An assessment of the deinstitutionalization of marriage thesis. *Journal of Marriage and Family*, 82(1), 62–80.
- Coale, A. J., Trussell, T. J. (1974). Model fertility schedules variations in the age structure of child-bearing in human populations. *Population Studies*, 40(2), 185–258.
- Coale, A. J., Trussell, T. J. (1978). Finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility. *Population Index*, 44(2), 203–213.
- Crawford, S. E., Ostrom, E. (1995). A grammar of institutions. *American political science review*, 89(3), 582–600.
- DiMaggio, P. J., Powell, W. W. (1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American Sociological Review*, 48(2), 147–160.
- Elyutina, M. E., Bykova, N. O. (2012). Age-asymmetric marriage in the assessments of spouses. *Sociological Research*, 1, 83–93. (In Russian.)
- Erznkyan, B. A. (2017). Institutional reinforcement: Three types of relations. *Journal of Institutional Studies*, 9(1), 27–38. DOI: 10.17835/2076-6297.2017.9.1.027-038 (In Russian.)
- Kapoguzov, E. A., Chupin, R. I., Kharlamova, M. S. (2019). Institutionalized arenas of marriage games. *Journal of Institutional Studies*, 11(4), 26–39. DOI: 10.17835/2076-6297.2019.11.4.026-039 (In Russian.)
- Kapoguzov, E. A., Chupin, R. I., Kharlamova, M. S. (2020a). Family policy narratives in Russia: Focus on regions. *Journal of Economic Regulation*, 11(3), 6–20. DOI: 10.17835/2078-5429.2020.11.3.006-020 (In Russian.)
- Kapoguzov, E. A., Chupin, R. I., Kharlamova, M. S. (2020b). Russian constitutional conversion in the context of deinstitutionalization of marriage in the USA. *Journal of Institutional Studies*, 12(2), 86–99. DOI: 10.17835/2076-6297.2020.12.2.086-099 (In Russian.)
- Malaeva, T. M. (2015). *Economic Crisis – Social Dimension (2016)*. Moscow: Delo, RANEPА Publ. (In Russian.)
- Mironova, A. A., Prokofieva, L. M. (2018). Family and household in Russia: demographic aspect. *Demographic review*, 5(2), 103–121. (In Russian.)
- Radaev, V. V. (2018). Millennials compared to previous generations: an empirical analysis. *Sociological studies*, (3), 15–33. DOI: 10.7868/S0132162518030029 (In Russian.)
- Zakharov, S. V. (2010). Value-normative “timetables” of human life: the perceptions of residents of different countries about when a girl becomes an adult. *Monitoring of public opinion: economic and social changes*, 98(4), 166–193. (In Russian.)