

## Кому (не) нужен трехлетний отпуск по уходу за ребенком?

Ирина Евгеньевна Калабихина  
([kalabikhina@econ.msu.ru](mailto:kalabikhina@econ.msu.ru)), Московский  
государственный университет  
им. М.В. Ломоносова, Россия.

Полина Олеговна Кузнецова  
([polina.kuznetsova29@gmail.com](mailto:polina.kuznetsova29@gmail.com)), Институт  
социального анализа и прогнозирования  
РАНХиГС, Московский государственный  
университет им. М.В. Ломоносова, Россия.

## Who needs (or doesn't) three years of parental leave?

Irina E. Kalabikhina  
([kalabikhina@econ.msu.ru](mailto:kalabikhina@econ.msu.ru)), Lomonosov  
Moscow State University, Russia.

Polina O. Kuznetsova  
([polina.kuznetsova29@gmail.com](mailto:polina.kuznetsova29@gmail.com)),  
Institute for Social Analysis and Forecasting  
at RANEPa, Lomonosov Moscow State  
University, Russia.

**Резюме:** В данной работе мы изучаем длительность пребывания молодых матерей в отпуске по уходу за ребенком и факторы, которые оказывают на нее влияние. Для оценок мы использовали регрессионный анализ длительности событий, примененный к двадцатилетней панели данных национального репрезентативного обследования РМЭЗ НИУ-ВШЭ.

Как показывают результаты исследования, при прочих равных более раннему выходу на работу из отпуска способствуют лучшая связь с рынком труда (более высокий уровень образования, наличие оплачиваемой работы накануне рождения ребенка), а также наличие внешних и внутрисемейных ресурсов по уходу за ребенком. Наоборот, сдерживают выход молодой матери на работу более зрелый возраст, рождение следующего ребенка, а также проживание в регионах с относительно низкой средней заработной платой. Также было показано, что вероятность более раннего выхода на работу после рождения первого ребенка в 2010-х годах значительно снизилась по сравнению с 2000-ми, что мы объясняем введением программы материнского капитала и усилением материальной поддержки семей с детьми, которые в совокупности со стагнацией трудовых доходов могли снизить заинтересованность семей в быстром возвращении молодых матерей на работу.

Международные сравнения показывают, что Россия относится к группе стран с наибольшей длительностью оплачиваемого отпуска по беременности и родам и уходу за ребенком, находясь при этом лишь в 4-м квинтиле по уровню экономической активности женщин 15-64 лет. С учетом полученных результатов мы предлагаем совершенствовать политику в отношении родительских отпусков. Среди возможных способов модернизации существующей схемы могут быть рассмотрены гибкий отпуск (сокращение длительности при сохранении суммарных выплат), прерывистый отпуск (предоставление родителям права при необходимости вернуться к неоплачиваемому отпуску), а также введение непередаваемого отцовского отпуска.

**Ключевые слова:** материнство, отпуск по уходу за ребенком, отпуск по беременности и родам, занятость женщин с детьми, семейная политика, анализ выживаемости, РМЭЗ.

**Финансирование:** Исследование проведено при финансовой поддержке Госзадания МГУ № 122041800047-9 «Воспроизводство населения в социально-экономическом развитии» и гранта Российского фонда фундаментальных исследований (РФФИ) № 19-29-07546 «Влияние человеческого капитала на настоящий и будущий экономический рост в России РФФИ».

**Для цитирования:** Калабихина И. Е., & Кузнецова П. О. (2022). Кому (не) нужен трехлетний отпуск по уходу за ребенком?. Демографическое обозрение, 9(3), 24-43. <https://doi.org/10.17323/demreview.v9i3.16468>

**Abstract:** In this work we study the actual length of parental leave in Russia and the factors influencing it. In our estimates we use a survival analysis model applied to 20-year panel data from the nationally representative survey of the HSE RLMS.

According to the results, shorter actual leave is more often observed among women who have better connections with the labor market (a higher level of education, work experience) and wider external and intra-family resources for childcare. On the contrary, older age, having another child and living in areas with lower mean wages discourage young mothers from returning to work. We also show that the probability of an earlier return to work after the birth

*of a first child in the 2010s decreased significantly compared to the 2000s, which we explain by the introduction of the maternity capital program and increased state support of families with children, which together with the stagnation of labor incomes could reduce the interest of families in an earlier return of young mothers to work. International comparisons show that Russia belongs to the group of countries with the longest paid maternity and parental leave; at the same time, it is only in the 4th quintile in terms of the labor force participation rate among women aged 15-64. Taking these results into account, we suggest some improvements to the parental leave policy. Among other possibilities, we suggest considering flexible leave (reducing duration while keeping the same total payment) and discontinuous leave (giving parents the right to go back on unpaid leave if necessary), as well as the introduction of non-transferable paternity leave.*

**Keywords:** *mothers, parental leave, maternity leave, employment of mothers, family policy, survival analysis, RLMS.*

**Funding:** *The research was conducted with the financial support of the State task of Moscow State University No. 122041800047-9 "Reproduction of the population in socio-economic development" and the Russian Foundation for Basic Research (RFBR) under grant No. 19-29-07546 "The Impact of Human Capital on Present and Future Economic Growth in Russia".*

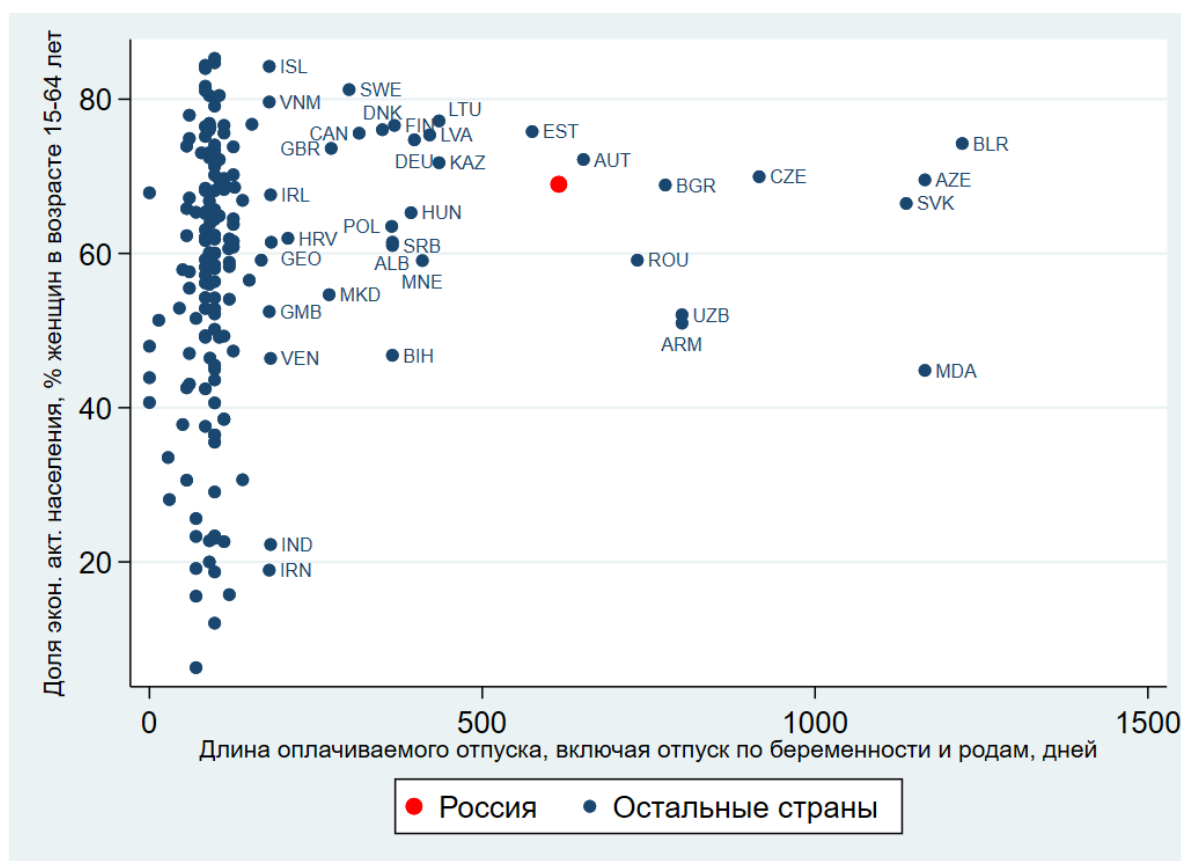
**For citation:** *Kalabikhina, & KuznetsovaP. (2022). Who needs (or doesn't) three years of parental leave?. Demographic Review, 9(3), 24-43. <https://doi.org/10.17323/demreview.v9i3.16468>*

## 1. Введение

Несмотря на относительно высокую общую женскую занятость, Россия отстает от большинства развитых стран по доле работающих женщин с детьми в возрасте до трех лет: 24% против 59% в среднем для стран ОЭСР (Колесник, Пестова, Доница 2021). Среди причин такого отставания можно назвать дефицит услуг по уходу за детьми, нехватку мест в системе дошкольного образования, отсутствие поддержки в уходе за ребенком со стороны партнера, а также большую по сравнению с другими странами длительность отпуска по уходу за ребенком.

На рисунке 1 суммирована информация об экономической активности женщин в зависимости от длины оплачиваемого отпуска по уходу за ребенком (включая отпуск по беременности и родам) в 178 странах мира в 2019 г. Большая длительность отпуска наблюдается лишь в странах бывшего СССР (Азербайджан, Армения, Белоруссия, Молдавия, Узбекистан) и в бывших странах социалистического блока (Болгария, Румыния, Словакия, Чехия). В то же время уровень экономической активности женщин в России не является высоким по сравнению с другими странами. Россия относится к 71-му процентилю стран мира по уровню экономической активности женщин в возрасте 15-64 лет.

**Рисунок 1. Длина оплачиваемого отпуска и экономическая активность женщин в 178 странах мира, 2019**



Источник: Расчеты авторов на данных Всемирного банка  
<https://genderdata.worldbank.org/indicators/#gender>

За последние десятилетия многие страны реформировали свои системы отпусков по уходу за ребенком, тем самым предоставив исследователям данные своеобразных

естественных экспериментов по влиянию длительности и щедрости оплаты родительского отпуска на рождаемость и последующую женскую занятость. Так, например, реформа, проведенная в 2007 г. в Германии, включала замену адресного пособия на срок до двух лет на пособие, зависящее от размера заработка и выплачиваемое в течение одного года. Было показано (Bergemann, Riphahn 2022; Kluge, Tamm 2013), что несмотря на отсутствие влияния на занятость в долгосрочной перспективе, краткосрочный эффект реформы оказался заметным: матери стали возвращаться к оплачиваемой работе раньше, сразу по истечении срока действия пособия. Наибольший эффект реформа оказала на матерей с высоким уровнем дохода, для которых занятость женщин с детьми старше года существенно выросла (Chirkova 2019).

Во Франции, напротив, был предпринят эксперимент по удлинению оплачиваемого отпуска для отдельной группы получателей. Матерям первых детей начиная с 2004 г. была предложена возможность продлить оплачиваемый отпуск по уходу за ребенком на период до полугода в случае выхода на неполную занятость. В работе (Joseph et al. 2013) было показано, что для выбравших более длинный отпуск занятость по его окончании увеличилась, но относительная заработная плата снизилась, причем наиболее ощутим этот эффект для наиболее образованных женщин.

Многочисленные эмпирические исследования свидетельствуют о том, что влияние гарантий по сохранению рабочих мест молодых матерей на вероятность и качество их последующей занятости является неоднозначным. В работе (Pettit, Hook 2005) было показано, что эффект длительности родительского отпуска на последующую занятость не линейен. Зависимость вероятности трудоустройства матери от длины отпуска имеет перевернутую U-образную форму: для не слишком больших значений этот эффект положительный, наличие отпуска способствует сохранению связи матерей с рынком труда, однако его продление заметно снижает вероятность трудоустройства.

В сравнительном исследовании, проведенном на данных для стран ОЭСР (Thévenon, Solaz 2013), также подтверждается перевернутая U-образная форма зависимости занятости от длины отпуска: оплачиваемый отпуск, если он не превышает двух лет, оказывает незначительное положительное влияние на женскую занятость и способствует небольшому сокращению гендерного разрыва в занятости, в то время как более длительный отпуск снижает вероятность занятости. В случае заработной платы зависимость однозначна: более длинный оплачиваемый отпуск способствует росту гендерного разрыва в ней. В условиях длительного материнского отпуска происходит утрата значительной части профессиональных навыков и человеческого капитала, что впоследствии становится важной причиной материнского штрафа, а также приводит к усилению гендерного разрыва в зарплате и ухудшению положения наиболее уязвимых групп работников, в том числе матерей, воспитывающих ребенка без отца (Mogoso, Jalovaara 2019).

Существуют свидетельства того, что более длительный отпуск негативно сказывается на качестве последующей занятости матери. На финских данных было показано, что пособие по уходу за ребенком до трех лет способствует более долгому пребыванию вне рынка труда, что впоследствии отрицательно сказывается на рабочей карьере женщин (Mogoso, Jalovaara 2019). В работе на данных для Германии и США было продемонстрировано, что матери, ранее имевшие высокий статус занятости, быстрее возвращаются на свои рабочие места и с меньшей вероятностью прерывают карьеру

(Grunow, Aisenbrey 2016). В другой работе авторов было показано, что длительные периоды отсутствия у женщин оплачиваемой работы увеличивают риск нисходящей мобильности и снижают шансы на карьерный рост не только в Германии и США, но и в Швеции, где уровень поддержки материнской занятости традиционно высок (Aisenbrey, Evertsson, Grunow 2009).

В нашем исследовании мы хотели посмотреть на то, как российские женщины распоряжаются своим отпуском. Нас интересовало, какие демографические и социальные группы женщин склонны «пересиживать» в отпуске по уходу за ребенком или, наоборот, выходить на работу раньше других.

В литературе выделяются 4 группы факторов, влияющих на решение об использовании отпуска и его длительности (Lapuerta, Baizán, González 2011). Во-первых, это индивидуальные характеристики родителя, находящегося в отпуске, и домохозяйства, в котором он/она проживает. Среди факторов, оказывающих влияние на длину отпуска, исследователи отмечают уровень образования, доходы, вид собственности предприятия, порядковый номер ребенка в семье (Evertsson, Duvander 2011). Более высокий уровень образования, как правило, соответствует большей связи матери с рынком труда и потому способствует ее более раннему возвращению на работу. Женщины из домохозяйств с низкими доходами дольше находятся в отпуске. Длительность отпуска матери в связи с рождением первого ребенка несколько выше по сравнению с последующими (Hobson, Duvander, Halldén 2006). Также в исследованиях отмечается неслучайная селективность к рождению третьего и последующих детей (Andersson 2008).

В группу индивидуальных факторов включаются и характеристики занятости родителя, в том числе тип собственности предприятия, количество рабочих часов (возможность неполной занятости), условия работы, удаленность от дома (Crompton 2006), а также уровень оплаты труда. Так, было показано, что работа на частном предприятии сокращает длительность отпуска (Bygren, Duvander 2006), а работники с более высокой заработной платой склонны быстрее выходить на работу (Sundström, Duvander 2002).

Вторую группу факторов составляют характеристики партнера, прежде всего показатели его образования и занятости (Lundberg, Pollack 1993). Есть свидетельства как значимости этих факторов (Lappégard 2008), так и их существенно меньшего влияния на длительность отпуска по сравнению с индивидуальными характеристиками родителя, находящегося в отпуске (Kuhlenkasper, Kauermann 2010). Третий тип факторов связан с гендерными ценностями и общественными нормами, в том числе социальной приемлемостью различных схем семейного ухода за детьми и распределением времени и усилий по уходу между партнерами (Пайе, Синявская 2010; Zhou, Kan 2019). В четвертую группу факторов входят различные институциональные характеристики национальной и/или региональной системы помощи семьям по уходу за детьми.

Российские исследования занятости женщин с детьми в основном касаются темы родительского штрафа (см., например, (Ниворожкина, Ниворожкин, Арженовский 2008; Ощепков 2020)). На российских данных были получены размеры штрафа на материнство, который оценивается как процент потерь в заработной плате женщин после рождения ребенка по сравнению с женщинами без детей со сходными индивидуальными характеристиками. Так, например, в начале 2000-х штраф оценивался как 8% (Арженовский, Артамонова 2007), а в более поздней работе (Birjukova, Makarentseva 2017) – около 4% для 2014 г. Также было показано, что для более образованных матерей относительный размер

штрафа оказывается выше (Ермолина и др. 2016). Кроме того, есть эмпирическое свидетельство того, что несмотря на присутствие материнского штрафа, различия в размере заработной платы между женщинами, имеющими детей, и бездетными в основном сглаживается к моменту достижения ребенком возраста 3-4 лет (Ермолина и др. 2016).

В то же время российских работ, изучающих факторы длительности пребывания матерей в отпуске по уходу за ребенком, насколько нам известно, пока нет. В нашем исследовании мы постараемся восполнить этот пробел и сравнить полученные результаты с оценками для других стран.

Статья имеет следующую структуру. В разделе 2 представлены данные количественного исследования, его методика, а также суммированы гипотезы, сформированные по результатам обзора литературы и предварительного анализа данных для последующего тестирования с помощью регрессионного анализа. Далее дается обсуждение оценок, полученных в ходе количественного исследования (раздел «Результаты»). Завершают работу краткая дискуссия по вопросам совершенствования политики в области отпуска по уходу за ребенком и основные выводы исследования.

## **2. Данные, методика и гипотезы исследования**

Объектом нашего исследования является длительность материнского отпуска, определяемая как период пребывания не на рабочем месте с момента рождения ребенка. Использование такого широкого определения отпуска позволяет нам в том числе включать в анализ ранее не работавших женщин.

### ***Источники данных о длине материнского отпуска в России***

Нам удалось найти 2 источника данных о длительности материнского отпуска в России: Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (далее РМЭЗ) и Комплексное наблюдение условий жизни населения Росстата (далее КОУЖ). У каждого из этих обследований имеются свои достоинства и недостатки.

Данные РМЭЗ имеют панельную структуру, позволяющую отслеживать события в жизни респондентов на протяжении нескольких лет. В то же время длительность материнского отпуска в РМЭЗ нам удалось оценить только в годах, а не в месяцах, как это делается в большинстве международных исследований. Это происходит из-за отсутствия в РМЭЗ информации о том, сколько месяцев в данном году проработал респондент (в обычной ситуации она не является важной). Таким образом, нет возможности уточнить, когда именно женщина вышла из материнского отпуска.

Данные КОУЖ Росстата не являются панельными, т. е. всякий раз представляют ситуацию на конкретный момент времени без возможности сравнения отдельных наблюдений за разные годы. Тем не менее в обследовании для находящихся в отпуске по уходу за ребенком задается вопрос: «Укажите месяц и год, когда Вы ушли в отпуск, и в каком месяце этого года Вы приступили к работе», позволяющий вычислить длительность отпуска в месяцах.

Однако попытка включить эти данные в анализ оказалась неудачной. Называемая респондентами дата начала отпуска плохо коррелирует с датой рождения ребенка, а результаты регрессионного анализа длительности отпуска оказались контринтуитивными

(высшее образование способствует более длинному отпуску) и противоречащими как расчетам на данных РМЭЗ, так и результатам исследований для других стран. Скорее всего проблема заключается в том, что респонденты часто затрудняются назвать точную дату весьма удаленного события.

### **Эмпирическая база и построение переменных**

Эмпирической базой исследования являются данные РМЭЗ за 2000-2020 гг. При анализе была использована лонгитюдная структура данных обследования, дающая возможность проследить за изменениями, происходящими с женщиной и домохозяйством, в котором она проживает, от момента рождения ребенка до выхода на работу (завершенный эпизод наблюдения) или до последнего времени ее присутствия в базе обследования (цензурированный эпизод). Длительность отпуска мы трактовали максимально широко, определяя ее как время пребывания женщины не на рабочем месте с момента рождения ребенка.

Мы исключали из числа работающих самозанятых, так как данный вид занятости часто бывает нестабильным (Бобков и др. 2017). Однако при расчетах была подтверждена устойчивость результатов к более широкому определению занятости (с включением самозанятых).

Мы рассматривали только первые случаи рождения ребенка за время участия женщин в обследовании. Такой способ отбора позволил избежать повторных включений: каждую респондентку учитывали в модели только один раз. Факт рождения следующих детей мы учитывали с помощью специальной переменной. Доля рождений первых детей в нашей выборке составила 61%, вторых – 30%, третьих и последующих – 9%.

Таким образом, объектом нашего исследования являются молодые матери – женщины, у которых появлялись дети во время их присутствия в выборке РМЭЗ, причем важно отметить, что молодость в данном случае относится не к возрасту матери, а к возрасту ребенка.

Для выявления факторов, оказывающих влияние на длительность пребывания в отпуске, мы использовали ряд независимых переменных (см. полный перечень в таблице 1). Были рассмотрены индивидуальные характеристики матери, в том числе возраст, семейное положение (зарегистрированный или незарегистрированный брак), уровень образования, наличие оплачиваемой работы накануне рождения ребенка. Кроме того, на решение о выходе на работу могут влиять количество и возраст других детей в семье, в связи с чем мы включили в модель информацию о порядковом номере родившегося ребенка, а также о рождении у женщины в период наблюдения еще одного или нескольких детей.

Чтобы учесть наличие у семьи внешней помощи в уходе и воспитании детей, в модель были включены независимые переменные «родственная помощь» и «неродственная помощь» (построены соответственно на основании вопросов «В течение последних 7 дней за ребенком ухаживали родственники, которые живут отдельно?» и «В течение последних 7 дней Вам помогали ухаживать за Вашим ребенком другие люди, которые не являются Вашими родственниками?»). Информация о внешней помощи по уходу в обследовании предоставляется для каждого несовершеннолетнего ребенка. При формировании переменных мы использовали данные для того ребенка, в отпуске по уходу за которым на момент наблюдения находилась женщина.

**Таблица 1. Средние значения переменных, включенных в регрессионный анализ**

	Модель 1 (все случаи)	Модель 2 (случаи рождения первого ребенка)	Модель 3 (случаи рождения второго и последующих детей)
Длительность эпизода «не на рабочем месте» в связи с рождением ребенка	2,946	2,875	3,06
Состоит в браке, в том числе в незарегистрированном	0,882	0,848	0,937
<i>Тип населенного пункта</i>			
Москва и Санкт-Петербург	0,089	0,090	0,088
Региональные центры	0,327	0,366	0,264
Прочие города	0,277	0,274	0,282
ПГТ и село	0,307	0,270	0,366
<i>Образование</i>			
Не выше среднего общего	0,177	0,156	0,212
Начальное профессиональное	0,212	0,187	0,250
Среднее профессиональное	0,232	0,247	0,206
Высшее профессиональное	0,380	0,410	0,332
<i>Порядковый номер ребенка у матери</i>			
Первый	0,615	1,000	
Второй	0,298		0,775
Третий и последующие	0,087		0,225
Родился еще ребенок	0,216	0,275	0,123
<i>Возраст матери</i>			
До 25 лет	0,179	0,267	0,039
25-29 лет	0,330	0,422	0,184
30-34 лет	0,261	0,205	0,350
35 лет и старше	0,230	0,106	0,427
Имеет опыт работы	0,646	0,614	0,698
<i>Период рождения ребенка</i>			
2000-2005 гг.	0,213	0,228	0,189
2006-2010 гг.	0,280	0,298	0,250
2011-2015 гг.	0,330	0,326	0,337
2016-2020 гг.	0,177	0,147	0,224
<i>Наличие помощи по уходу</i>			
Неродственной	0,058	0,066	0,047
Родственной	0,335	0,351	0,309
Низкая оценка материального положения	0,390	0,374	0,417
Страх потерять работу	0,446	0,420	0,487
Совместное проживание с бабушками и/или дедушками ребенка	0,308	0,358	0,229
Количество наблюдений	1952	1201	751

*Источник: Расчеты авторов на данных РМЭЗ.*

*Примечание: ПТГ – поселок городского типа.*

Помимо внешней помощи, содействие молодой семье могут оказывать совместно проживающие родственники, в связи с чем мы добавили переменные «совместное проживание с родителем/родителями» и «совместное проживание с родителем/родителями мужа». При построении переменных мы использовали данные о родственных связях между членами семьи из домохозяйственного файла РМЭЗ.

Также в модель были включены сведения о субъективном восприятии женщиной материального положения семьи и вероятности потери работы. Низкий уровень



удовлетворенности материальным положением определяли с помощью вопроса «Насколько Вас беспокоит то, что Вы не сможете обеспечивать себя самым необходимым в ближайшие 12 месяцев?» (вариант ответа «Очень беспокоит»). Страх потерять работу оценивали с помощью вопроса «Насколько Вас беспокоит то, что Вы можете потерять работу?» (вариант ответа «Очень беспокоит»).

Для учета региональных особенностей мы включили в модель переменную «квинтильная группа регионов по уровню средней заработной платы». Значения средней зарплаты рассматривали в сопоставимых ценах, т. е. с учетом размера стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг.

В качестве зависимой переменной мы рассматриваем количество лет, проведенных не на рабочем месте с момента рождения ребенка. Средняя длительность отпуска, определяемая таким образом, в среднем по выборке для работающих и не работающих женщин составила 2,95 года, для рождений первого ребенка – 2,86 года, для второго и последующих рождений – 3,06 года (таблица 1). Для женщин, имеющих опыт работы, средняя длительность отпуска оказалась ниже – 2,56 года, имеющих высшее образование – 2,66 года. Средние значения независимых переменных, включенных в анализ, также представлены в таблице 1.

### **Методика количественного исследования**

Для изучения факторов длительности пребывания женщин не на рабочем месте после рождения ребенка мы используем регрессионный анализ выживаемости, применяя непараметрическую модель Кокса в дискретном времени (Cox 1972; Klein, Moeschberger 2003).

В качестве зависимой переменной мы рассматриваем количество лет, проведенных не на рабочем месте с момента рождения ребенка. Для дискретной случайной величины  $T$ , отражающей продолжительность пребывания молодой матери не на рабочем месте, функция риска  $\lambda$  определяется следующим образом:

$$\lambda(t) = P(T = t | T \geq t). \quad (1)$$

Для состояния, продлившегося  $t$  лет, эта функция отражает вероятность его прекращения в течение ближайшего года. Дискретная модель Кокса задаёт функциональную форму связи риска и объясняющих переменных следующим образом (Klein, Moeschberger 2003: 259):

$$\frac{\lambda(t, X, \beta)}{1 - \lambda(t, X, \beta)} = \frac{\lambda_0(t)}{1 - \lambda_0(t)} \exp(\beta' X), \quad (2)$$

где  $X$  — вектор объясняющих переменных,  $\beta$  — оцениваемые коэффициенты,  $\lambda_0(t)$  — базовая функция риска, равная его значению при отсутствии воздействия объясняющих переменных, т. е. при  $\beta' X = 0$ . Вектор  $X$  содержит информацию об индивидуальных характеристиках молодой матери, ее партнера и ее семьи (см. таблицу 1).

Данные РМЭЗ о статусе молодой матери на рынке труда являются неполными, что обусловлено интервальным цензурированием и цензурированием справа. Цензурирование справа наблюдается для незавершенных эпизодов выхода на работу, когда эпизод пребывания женщины не на рабочем месте в период наблюдений так и не

завершился. Применение методов анализа длительности позволяет решить проблему смещенности оценок из-за цензурирования справа.

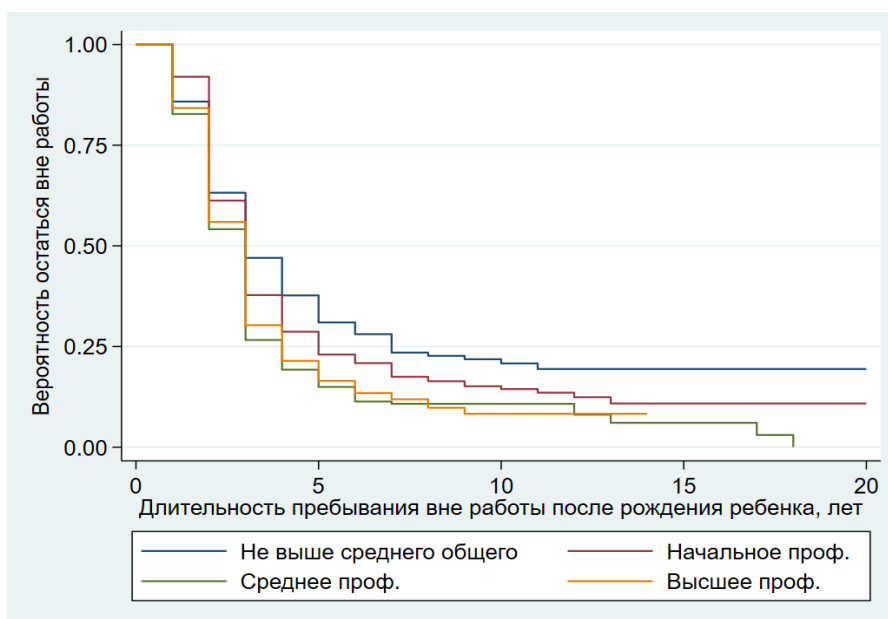
Интервальное цензурирование происходит из-за того, что в ряде случаев в наблюдениях имеются пропуски, и мы не можем понять, вышла ли женщина в это время на работу или нет. Удаление наблюдений с пропусками привело к сокращению выборки примерно на 10%.

### Гипотезы

Диаграммы Каплана-Мейера позволяют изучить попарные зависимости длительности пребывания матерей не на рабочем месте от интересующих нас индивидуальных и домохозяйственных факторов. Мы включили информацию о распределении вероятностей остаться не на рабочем месте для групп женщин в зависимости от уровня образования, порядкового номера ребенка и периода его рождения (рисунки 1-3).

Сравнение распределения вероятности невыхода из родительского отпуска в зависимости от уровня образования свидетельствует о более раннем выходе на работу женщин, имеющих высшее и среднее профессиональное образование (рисунок 1). На графике также хорошо видно, что в долгосрочной перспективе, спустя 10-15 лет после рождения ребенка, экономическая активность женщин с низким уровнем образования заметно ниже, чем для всех остальных.

**Рисунок 1. Диаграмма Каплана-Мейера для вероятности пребывания не на рабочем месте в зависимости от уровня образования матери**

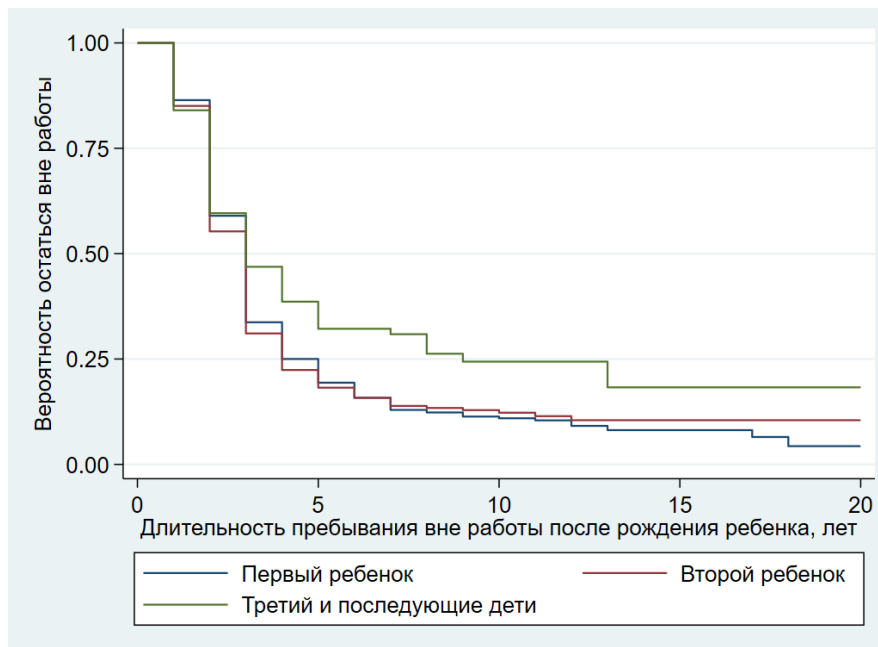


Источник: Расчеты авторов на данных РМЭЗ.

Интерес представляет также влияние на выход матерей на работу порядкового номера ребенка в числе рождений (рисунок 2). В литературе есть свидетельства того, что в случае первого ребенка фактическая длительность отпуска оказывается несколько больше, чем в остальных случаях (Hobson, Duvander, Halldén 2006). Данные рисунка 2 не позволяют прийти к определенному выводу, можно только отметить, что вероятность раннего выхода на работу для вторых рождений стабильно выше, чем для первых. С рождениями большего

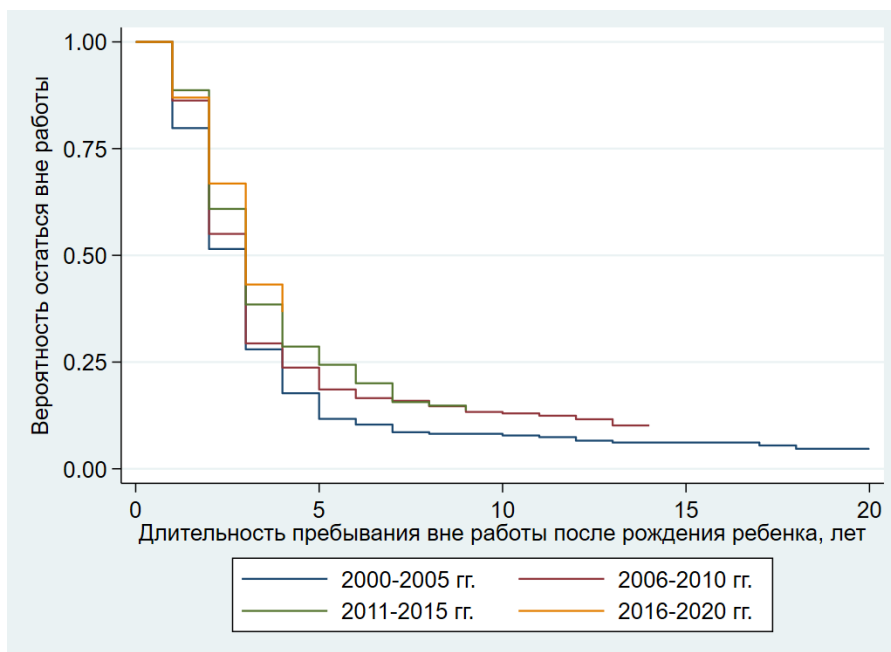
порядка полной ясности нет, видно лишь, что в долгосрочной перспективе экономическая активность многодетных матерей ожидаемо оказывается существенно ниже, чем для остальных.

**Рисунок 2. Диаграмма Каплана-Мейера для вероятности пребывания матери не на рабочем месте в зависимости от порядкового номера ребенка**



Источник: Расчеты авторов на данных РМЭЗ.

**Рисунок 3. Диаграмма Каплана-Мейера для вероятности пребывания матери не на рабочем месте в зависимости от периода рождения ребенка**



Источник: Расчеты авторов на данных РМЭЗ.

Другим фактором, значимость влияния которого на вероятность раннего выхода на работу представляет интерес, является время рождения ребенка. Изучаемое двадцатилетие было насыщенным с точки зрения демографического и экономического развития страны. За это время был реализован целый ряд мероприятий демографической политики, периоды экономического роста и относительной стабильности сменялись заметными экономическими потрясениями. Как они повлияли на трудовую активность матерей? Ответ однозначен (рисунок 3): в 2010-х годах молодые матери выходили на работу позже, чем в 2000-е. Более подробные детали этого процесса, в частности, зависит ли он от порядкового номера ребенка, будут уточнены с помощью регрессионного анализа.

Обзор более ранних исследований факторов выхода молодых матерей на работу, а также предварительный анализ характеристик матерей и их домохозяйств с помощью диаграмм Каплана-Мейера позволяют сформулировать следующие гипотезы эмпирического исследования.

1. Способствуют более раннему выходу матери из отпуска по уходу такие характеристики, как наличие опыта работы (Макау 2017) и высокий уровень образования (Grunow, Aisenbrey 2016), больший порядковый номер ребенка (Hobson, Duvander, Halldén 2006), наличие источников родственной и неродственной помощи как внешней, так и внутри домохозяйства, а также проживание в регионе с развитым рынком труда.
2. Снижают риски более раннего выхода на работу более высокий возраст матери, более поздний период рождения ребенка (эффект расширения государственной поддержки семьи и детей, а также стагнации реальной заработной платы, снижающей выигрыш от выхода на оплачиваемую работу). Эффект семейного статуса женщины на вероятность прервать отпуск может быть разнонаправленным: с одной стороны, наличие партнера может делать более стабильным материальное положение семьи и способствовать более длительному пребыванию женщины в отпуске. С другой стороны, партнер может брать на себя часть обязанностей по уходу за ребенком, упрощая тем самым выход матери на работу.
3. Характер зависимости вероятности выхода на работу от характеристик матери и домохозяйства, в котором она проживает, может зависеть от порядкового номера ребенка. Чтобы учесть эту возможность, были рассмотрены 3 эконометрические модели: помимо полной выборки были рассмотрены подвыборки для матерей первого, а также второго и последующих детей.

Регрессионный анализ, в отличие от попарных сравнений, дает возможность оценить влияние перечисленных факторов при прочих равных, т. е. с учетом воздействия других характеристик матери и ее семьи, что позволяет существенно уточнить результаты предварительного анализа.

### **3. Результаты**

Мы оценили риски выхода на работу для молодых матерей с помощью непараметрической модели Кокса анализа длительности событий. Мы рассматриваем длительность пребывания женщины не на рабочем месте с момента (года) рождения ребенка, а показателем выхода из данного состояния является выход женщины на работу. Были рассмотрены 3 варианта выборки: все наблюдения, наблюдения для первого

ребенка, наблюдения для второго и последующих детей. Отдельно рассмотреть выборку для многодетных матерей (имеющих трех и более детей) не удалось из-за малого количества таких наблюдений. Результаты регрессионного анализа представлены в таблице 2.

Часть факторов, оказывающих значимое влияние на риски выхода молодых матерей на работу, соответствуют нашим ожиданиям. Так, например, рождение еще одного ребенка значительно снижает вероятность возвращения женщины на работу, а опыт работы, а также страх потерять работу, напротив, заметно ее повышают.

Ожидаемый эффект на длительность отпуска оказывает и высокий уровень образования матери: наличие среднего и в особенности высшего профессионального образования способствует более раннему выходу на работу. Для матерей вторых и последующих детей эффект образования выражен особенно ярко. Таким образом, гипотеза о более кратком пребывании в отпуске более образованных и высококвалифицированных, неоднократно подтвержденная в международных исследованиях (Grunow, Aisenbrey 2016; Hobson, Duvander, Halldén 2006) на российских данных также оказалась верной.

Наличие партнера (как в зарегистрированном, так и в гражданском браке) на длительности отпуска не сказывается. При расчетах мы рассматривали и другие варианты модели, включающие различные характеристики мужа/партнера женщины, такие как занятость партнера, наличие у него высшего образования, наличие зарегистрированного брака и др. Согласно полученным результатам на российских данных значимость влияния семейного статуса женщины и характеристик партнера на длительность отпуска не подтверждается. В научной литературе, как правило, отмечается, что наличие партнера позволяет женщине дольше находится в отпуске по уходу за ребенком, хотя следует отметить, что в зарубежных работах речь идет о меньшей длительности отпуска (Mogosow, Jalovaara 2019; Kuhlenkasper, Kauermann 2010).

Внешняя помощь со стороны лиц, не являющихся родственниками, распространена мало. Так, в среднем по выборке ею пользовались около 6% женщин (см. таблицу 1). Как правило, эта помощь является оплачиваемой (более 65% случаев помощи по уходу за детьми не старше 5 лет), что позволяет предположить, что в основном это услуги нянь. Согласно полученным результатам наличие неродственной помощи значительно способствует более раннему выходу на работу в случае первого ребенка и является незначимым фактором для подвыборки матерей вторых и последующих детей.

Вне зависимости от порядкового номера ребенка важным оказался фактор помощи родственников, не входящих в состав домохозяйства. Также способствует выходу женщин на работу совместное проживание с бабушками и/или дедушками ребенка (только в случае первого ребенка).

Отметим влияние периода рождения ребенка, в особенности первого. Вероятность выхода на работу в течение последних 10 лет устойчиво снижалась по сравнению с периодом с 2000 по 2005 г. Отчасти это объясняется усилением демографической политики государства. С 2007 г. была введена программа материнского капитала, которая может оказывать влияние на потребность семьи зарабатывать на жилье и на образование детей, внедрялись другие меры поддержки семьи. Расширение системы детских пособий, которое происходило регулярно с 2007 г., могло снижать потребность семей в

дополнительном заработке. Другое объяснение более длительного пребывания женщин вне рабочего места в 2010-х годах по сравнению с 2000-ми может состоять в том, что трудовые доходы росли в этот период значительно медленнее, что в свою очередь снижало экономическую привлекательность более раннего выхода женщин на работу.

Для того, чтобы учесть особенности локальных рынков труда, в модель были добавлены фиктивные переменные для квинтильных групп по размеру средней заработной платы. Отметим, что в выборку РМЭЗ входит лишь часть регионов России. Согласно полученным результатам проживание в регионах с относительно низким уровнем зарплат снижает вероятность более раннего выхода на работу. Это объяснимо – компенсация за выход на работу в виде разницы трудовых доходов и пособия по уходу за ребенком в таких регионах ниже, что делает возвращение к занятости менее привлекательным.

Характеристики населенного пункта оказались незначимыми – существенных различий в вероятности выйти из отпуска для женщин, проживающих в региональных центрах и прочих городах, по сравнению с жительницами сельских поселений обнаружено не было.

Возраст матери способствует снижению риска выхода/возвращения на работу: по сравнению с женщинами до 25 лет представительницы возрастных групп 25-29 лет и особенно от 30 и старше имеют меньшие шансы выйти на работу из материнского отпуска. Конечно, эффект возраста отчасти компенсируется другими характеристиками, способствующими, наоборот, более раннему выходу из отпуска и чаще встречающимися среди более старших женщин – наличием оплачиваемой работы накануне рождения ребенка и опытом выхода на работу после рождения предыдущего ребенка. Тем не менее проблема возраста существует: при прочих равных женщинам после тридцати заметно сложнее выйти на работу после рождения ребенка.

В работе на американских данных (Macran, Joshi, Dex 1996) отмечается, что с возрастом матери длительность материнского отпуска снижается. У нас результаты обратные, но скорее всего различия объясняются спецификой американского случая (очень короткий оплачиваемый отпуск), а также тем, что мы рассматриваем всех женщин (как работавших, так и не работавших до рождения ребенка).

Другим важным результатом проведенного анализа является значимость порядкового номера рожденного ребенка. С учетом остальных характеристик матери вероятность прекращения отпуска по уходу за третьим и последующими детьми выше, чем отпуска в связи с рождением второго и в особенности первого ребенка. Этот эффект характерен для более раннего (до трех лет) выхода из материнского отпуска, хотя в целом многодетные матери ожидаемо чаще оказываются вне рынка труда в долгосрочной перспективе. Мы предполагаем, что при повторном выходе матери на работу семья пользуется уже отработанными схемами замены части ее домашней нагрузки, например, за счет привлечения внешней и внутрисемейной родственной помощи, услуг нянь и детских дошкольных учреждений, и потому может быстрее позволить женщине вернуться к рабочей деятельности. Возможно также, что чем больше в семье детей, тем более острой является потребность в дополнительном заработке, и как следствие, матери сложнее не работать или находиться в неоплачиваемом отпуске.

**Таблица 2. Результаты регрессионного анализа факторов длительности отпуска по уходу за ребенком, логарифм отношения шансов выхода на работу (модель Кокса)**

	Модель 1 (все случаи)	Модель 2 (случаи рождения первого ребенка)	Модель 3 (случаи рождения второго и последующих детей)
Состоит в браке, в том числе в незарегистрированном	-0,082 [0,087]	-0,059 [0,100]	-0,106 [0,184]
<i>Тип населенного пункта; пропущенная категория – село, поселок городского типа</i>			
Региональные центры	-0,07 [0,073]	0,01 [0,093]	-0,201* [0,118]
Прочие города	-0,02 [0,076]	0,028 [0,100]	-0,083 [0,119]
<i>Образование; пропущенная категория – не выше среднего общего</i>			
Начальное профессиональное	0,009 [0,094]	-0,102 [0,126]	0,118 [0,142]
Среднее профессиональное	0,239*** [0,092]	0,164 [0,118]	0,309** [0,150]
Высшее профессиональное	0,327*** [0,091]	0,233** [0,119]	0,432*** [0,147]
<i>Порядковый номер ребенка у матери; пропущенная категория – первый ребенок, для модели 3 – второй ребенок</i>			
Второй	0,334*** [0,071]		
Третий и последующие	0,501*** [0,122]		0,207* [0,122]
Родился еще ребенок	-0,308*** [0,068]	-0,297*** [0,079]	-0,409*** [0,144]
<i>Возраст матери; пропущенная категория – до 25 лет</i>			
25-29 лет	-0,456*** [0,084]	-0,440*** [0,093]	-0,636** [0,266]
30-34 лет	-0,850*** [0,098]	-0,912*** [0,120]	-0,958*** [0,265]
35 лет и старше	-1,275*** [0,112]	-1,241*** [0,149]	-1,435*** [0,269]
Имеет опыт работы	0,673*** [0,066]	0,651*** [0,081]	0,781*** [0,120]
<i>Период рождения ребенка; пропущенная категория - 2000-2005 гг.</i>			
2006-2010 гг.	-0,121 [0,075]	-0,152 [0,094]	-0,054 [0,129]
2011-2015 гг.	-0,232*** [0,076]	-0,264*** [0,097]	-0,159 [0,126]
2016-2020 гг.	-0,327*** [0,106]	-0,512*** [0,154]	-0,118 [0,154]
<i>Наличие помощи по уходу</i>			
Неродственной	0,181 [0,111]	0,294** [0,133]	-0,041 [0,205]
Родственной	0,352*** [0,061]	0,316*** [0,078]	0,430*** [0,100]
Низкая оценка материального положения	-0,09 [0,058]	-0,153** [0,075]	0,026 [0,092]
Страх потерять работу	0,452*** [0,058]	0,445*** [0,073]	0,427*** [0,096]
Совместное проживание с бабушками и/или дедушками ребенка	0,140** [0,066]	0,179** [0,084]	0,093 [0,115]

	Модель 1 (все случаи)	Модель 2 (случаи рождения первого ребенка)	Модель 3 (случаи рождения второго и последующих детей)
<i>Квинтильная группа регионов по уровню средней заработной платы (в сопоставимых ценах): пропущенная категория – 3-я группа</i>			
1-я группа (с наименьшей заработной платой)	-0,251** [0,100]	-0,289** [0,129]	-0,209 [0,160]
2-я группа	-0,213** [0,093]	-0,276** [0,117]	-0,11 [0,158]
4-я группа	-0,025 [0,092]	0,029 [0,117]	-0,1 [0,153]
5-я группа	0,023 [0,088]	-0,039 [0,112]	0,124 [0,146]
Количество наблюдений	1952	1201	751
Количество завершенных эпизодов	1356	836	520
Лог-правдоподобие	-9137,065	-5207,907	-3015,683

*Источник: Расчеты авторов на данных РМЭЗ.*

*Примечание: \* – значимость на уровне 10%; \*\* – значимость на уровне 5%; \*\*\* – значимость на уровне 1%. В скобках указаны стандартные ошибки.*

Результаты нашего исследования являются устойчивыми к небольшим изменениям базовой модели, таким как расширение определения занятости (включение самозанятости), изменение определения семейного статуса и характеристик супруга/партнера, использованию других региональных характеристик и др.

Полученные нами оценки имеют важное ограничение. Данные РМЭЗ не позволяют оценивать длительность материнского отпуска в месяцах. Наши расчеты проводились в годах, что безусловно существенно снижает качество оценки, особенно с учетом того, что оплачиваемый отпуск в России составляет полтора года. Также следует отметить, что мы, стараясь избежать повторных включений, рассматриваем строго по одному случаю рождения детей у каждой женщины. Значения большинства независимых переменных соответствуют концу эпизода наблюдений (выходу на работу или последнему периоду пребывания в выборке). Из-за этого мы не можем отличить, например, мать-одиночку от женщины, брак которой распался после рождения ребенка.

#### **4. Дискуссия и выводы**

В данной работе мы попытались ответить на вопрос, какие факторы способствуют или препятствуют более раннему выходу молодых матерей на работу. К двадцатилетней панели национально репрезентативного исследования мы применили анализ длительности событий для оценки риска пребывания женщины вне рабочего места в связи с рождением ребенка.

Общий вывод нашего исследования в целом подтверждает результаты, полученные ранее для других стран. Он состоит в том, что быстрее к профессиональной трудовой деятельности после рождения ребенка возвращаются женщины, у которых больше разнообразных ресурсов как индивидуального, так и семейного характера. Более высокий уровень образования, опыт работы, наличие родственной и в меньшей степени неродственной помощи, проживание в регионе с более высокой заработной платой, опыт выхода на работу после рождения старшего ребенка – все это при прочих равных увеличивает вероятность возобновления женщинами трудовой деятельности.



В настоящее время в России реализован нестандартный по международным меркам подход к отпуску по уходу за ребенком. В совокупности он продолжается до трех лет ребенка, что заметно больше, чем в большинстве стран, но половина отпуска является неоплачиваемой при сохранении рабочего места. Оплачиваемая часть отпуска, состоящая из отпуска по беременности и родами и отпуска по уходу за ребенком (140 + 475 дней), также заметно больше, чем в большинстве других стран. В силу объективных причин отпуск по беременности менее вариативен, а основные межстрановые различия сконцентрированы в длительности отпуска по уходу за ребенком.

Отдельную проблему составляет неоплачиваемая часть отпуска по уходу за ребенком. Насколько важной мерой для российских женщин является удержание рабочего места, если мы имеем один из самых низких уровней безработицы даже на пике экономических кризисов? Как было неоднократно показано, наш рынок труда адаптируется к кризисам снижением реальной зарплаты в обмен на сохранение работников на рабочих местах (Капелюшников 2022). На практике реализация права женщин на сохранение рабочего места часто приводит к их дискриминации со стороны работодателей, которые пытаются избавиться от сотрудниц, уходящих в декрет, или оказывают на них давление с целью сокращения отпуска (Центр социально-трудовых прав 2014; Kalabikhina 2017).

Данная мера, являясь очевидным бременем для работодателей, одновременно не востребована многими женщинами. Как видно из нашего исследования, молодые матери с опытом работы и хорошим образованием часто не используют весь отпуск, даже его оплачиваемую часть, теряя государственную поддержку ради продолжения работы, сохранения профессиональных навыков и карьеры. В их отказе от предлагаемых гарантий можно увидеть запрос на более разнообразную политику в области предоставления отпусков, которая бы соответствовала интересам различных групп женщин.

Что можно предложить в вопросе совершенствования политики предоставления отпуска по уходу за ребенком? Одной из возможностей является система гибких отпусков, при которой женщина и домохозяйство, в котором она проживает, самостоятельно определяют длительность материнского отпуска, не теряя положенные за полтора года выплаты, которые перераспределялись бы на выбранные месяцы. Установление минимума длительности отпуска по такой схеме позволило бы приблизиться к опыту развитых стран, где отпуск заметно короче, а размер выплат в терминах средней заработной платы существенно выше. Во-вторых, можно рассмотреть дробный (прерывистый) отпуск: неоднократный период отпуска в течение имеющихся трех лет при необходимости по выбору родителей. При такой схеме оплачивается только первая часть отпуска, но мать или отец могут заново выйти в отпуск с сохранением рабочего места в случае необходимости. В-третьих, можно задуматься о сокращении длительности отпуска до года с одновременным повышением уровня оплаты. Еще один вариант модернизации состоит во введении непередаваемого отцовского отпуска, который позволил бы комбинировать материнские (родительские) и отцовские отпуска, дополнительно способствуя более справедливому распределению заботы о детях внутри домохозяйства.

Мы понимаем, что предлагаемые изменения системы отпуска по уходу за ребенком могут восприниматься населением болезненно. В идеале сокращение оплачиваемого и неоплачиваемого материнского отпуска должно сопровождаться улучшением всей системы баланса «семья-работа» для разных социально-демографических групп

родителей. Это и институт сертифицированных нянь, и гарантированные места в ясельных группах, и разнообразие форматов этих групп, и трехсторонние соглашения о дружественном климате для родителей с участием работодателей, и политика в отношении ухода за пожилыми и нуждающимися членами семьи, поскольку время на заботу о них часто конкурирует со временем ухода за детьми.

В недалеком прошлом общественная дилемма, связанная с материнством, как правило, звучала так: что важнее – рождаемость или женская занятость? Со временем эти варианты выбора перестают быть взаимоисключающими. Гибкие варианты занятости и расширение предложения услуг по уходу за детьми позволяют женщинам сокращать свое отсутствие на работе в связи с рождением ребенка.

В дальнейшем мы планируем продолжить исследование влияния отпуска по уходу за ребенком на трудовую деятельность женщин. В частности, интерес представляет влияние распределения гендерных ролей в домохозяйстве на длительность материнского отпуска. В работе (Zhou, Kan 2019), выполненной на британских данных, показано, что семейные пары с большим количеством детей последнее время с меньшей вероятностью придерживаются модели мужчины-кормильца, а семьи с мужчиной-кормильцем в свою очередь с меньшей вероятностью имеют больше детей. Таким образом, большее гендерное равенство внутри семьи перестало быть препятствием для рождаемости. Данная гипотеза могла бы быть проверена на российских данных.

## Литература

- Арженовский С.В., Артамонова Д.В. (2007). Оценка потерь в зарплате женщин с детьми. *Прикладная эконометрика*, 3(7), 66-79.
- Бобков В.Н., Квачев В.Г., Локтюхина Н.В., Риччери М. (2017). Критерии, вероятность и степень неустойчивости занятости с учетом особенностей российского рынка труда. *Экономика региона*, 3, 672–683. <https://doi.org/10.17059/2017-3-3>
- Ермолина А.А., Рохмина Е.Б., Васильева Ю.М., Трач Т.М. (2016). Рождение ребенка как фактор доходной обеспеченности женщин. Насколько велик в России" штраф за материнство"? *Демоскоп Weekly*, 701-702, 35-40. <http://www.demoscope.ru/weekly/2016/0701/analit02.php> (данные загружены 22.07.2022).
- Капелюшников Р.И. (2022). Анатомия коронакризиса через призму рынка труда. *Вопросы экономики*, 2, 33-68. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2022-2-33-68>
- Колесник Д.П., Пестова А.А., Донина А.Г. (2021). Что (же) делать с занятостью женщин с детьми в России? Роль дошкольных образовательных учреждений. *Вопросы экономики*, 12, 94-117. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2021-12-94-117>
- Ниворожкина Л.И., Ниворожкин А.М., Арженовский С.В. (2008). «Цена» материнства: эконометрическая оценка. *Вестник Таганрогского института управления и экономики*, 1, 3-20.
- Ощепков А.Ю. (2020). Отцы и дети: «премия» за отцовство на российском рынке труда. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 24(2), 157-190. <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2020-24-2-157-190>

- Пайе А., Синявская О. (2010). Занятость женщин во Франции и России: роль детей и гендерных установок. В С.В. Захаров, Л.М. Прокофьева, О.В. Синявская (Ред.), *Эволюция семьи в Европе: Восток-Запад* (с. 304–352). М.: НИСП.
- Центр социально-трудовых прав (2014). *Дискриминация, пособия и очереди в детские сады — главные проблемы работающих женщин*.  
<https://trudprava.ru/expert/analytics/genderanalyt/1049> (дата обращения: 03.08.2122)
- Aisenbrey S., Evertsson M., Grunow D. (2009). Is there a career penalty for mothers' time out? A comparison of Germany, Sweden and the United States. *Social Forces*, 88(2), 573-605.  
<https://doi.org/10.1353/sof.0.0252>
- Andersson G. (2008). Selectivity in higher-order childbearing in Sweden. *Finnish Yearbook of Population Research*, 33-40. <https://doi.org/10.23979/fypr.45033>
- Bergemann A., Riphahn R.T. (2010). Female labour supply and parental leave benefits—the causal effect of paying higher transfers for a shorter period of time. *Applied Economics Letters*, 18(1), 17-20. <https://doi.org/10.1080/13504850903425173>
- Biryukova S., Makarentseva A. (2017). Estimates of the Motherhood Penalty in Russia. *Population and Economics*, 1(1), 50-70. <https://doi.org/10.3897/popecon.1.e36032>
- Bygren M., Duvander A.Z. (2006). Parents' workplace situation and fathers' parental leave use. *Journal of marriage and family*, 68(2), 363-372. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2006.00258.x>
- Chirkova S. (2019). The impact of parental leave policy on child-rearing and employment behavior: The case of Germany. *IZA Journal of Labor Policy*, 9(1).  
<https://doi.org/10.2478/izajolp-2019-0007>
- Cox D.R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), 187-202. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x>
- Crompton R. (2006). *Employment and the family: The reconfiguration of work and family life in contemporary societies*. Cambridge University Press.
- Evertsson M., Duvander A.Z. (2011). Parental Leave—Possibility or Trap? Does Family Leave Length Effect Swedish Women's Labour Market Opportunities? *European Sociological Review*, 27(4), 435-450. <https://doi.org/10.1093/esr/jcq018>
- Grunow D., Aisenbrey S. (2016). Economic instability and mothers' employment: A comparison of Germany and the US. *Advances in Life Course Research*, 29, 5-15.  
<https://doi.org/10.1016/j.alcr.2015.09.005>
- Hobson B., Duvander A.Z., Halldén K. (2006). Men and women's agency and capabilities to create a worklife balance in diverse and changing institutional contexts. *Children, changing families and welfare states*, 13, 267-296. <https://doi.org/10.4337/9781847204363.00024>
- Joseph O., Pailhé A., Recotillet I., Solaz A. (2013). The economic impact of taking short parental leave: Evaluation of a French reform. *Labour Economics*, 25, 63-75.  
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2013.04.012>
- Kalabikhina I. (2017). Parental responsibilities and discrimination in employment. *Population and Economics*, 1(1), 89-116. <https://doi.org/10.3897/popecon.1.e36034>

- Klein J.P., Moeschberger M.L. (2003). *Survival analysis: techniques for censored and truncated data* (Vol. 1230). New York: Springer.
- Kluge J., Tamm M. (2013). Parental leave regulations, mothers' labor force attachment and fathers' childcare involvement: evidence from a natural experiment. *Journal of Population Economics*, 26(3), 983-1005. <https://doi.org/10.1007/s00148-012-0404-1>
- Kuhlenkasper T., Kauermann G. (2010). Duration of maternity leave in Germany: A case study of nonparametric hazard models and penalized splines. *Labour Economics*, 17(3), 466-473. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.12.001>
- Lappegard T. (2008). Changing the gender balance in caring: Fatherhood and the division of parental leave in Norway. *Population research and policy review*, 27(2), 139-159. <https://doi.org/10.1007/s11113-007-9057-2>
- Lapuerta I., Baizán P., González M.J. (2011). Individual and institutional constraints: An analysis of parental leave use and duration in Spain. *Population Research and Policy Review*, 30(2), 185-210. <https://doi.org/10.1007/s11113-010-9185-y>
- Lundberg S., Pollak R.A. (1993). Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of political Economy*, 101(6), 988-1010. <https://doi.org/10.1086/261912>
- Macran S., Joshi H., Dex S. (1996). Employment after childbearing: a survival analysis. *Work, Employment and Society*, 10(2), 273-296. <https://doi.org/10.1177%2F0950017096102004>
- Makay Z. (2017). Parental Leave and Career Interruption of Mothers in France and Hungary. In: Régnier-Loilier A. (Ed.), *A Longitudinal Approach to Family Trajectories in France*. INED Population Studies, vol 7. Springer, Cham. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-56001-4\\_9](https://doi.org/10.1007/978-3-319-56001-4_9)
- Morosow K., Jalovaara M. (2019). Disadvantaging single parents? Effects of long family leaves on single and partnered mothers' labour market outcomes in Finland. Retrieved from <https://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2:1341229>
- Pettit B., Hook J. (2005). The structure of women's employment in comparative perspective. *Social Forces*, 84(2), 779-801. <https://doi.org/10.1353/sof.2006.0029>
- Sundström M., Duvander A.Z. (2002). Gender division of childcare and the sharing of parental leave among new parents in Sweden. *European Sociological Review*, 18(4), 433-447. <https://doi.org/10.1093/esr/18.4.433>
- Thévenon O., Solaz A. (2013). Labour Market Effects of Parental Leave Policies in OECD Countries. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 141, 1-68. <https://doi.org/10.1787/5k8xb6hw1wjf-en>
- Zhou M., Kan M.Y. (2019). A new family equilibrium? Changing dynamics between the gender division of labor and fertility in Great Britain, 1991–2017. *Demographic Research*, 40, 1455-1500. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.40.50>