

К. Г. Абазиева¹

канд. экон. наук, доцент кафедры менеджмента Московского государственного университета технологий и управления (Ростовский филиал)

ПОЛУЧАЮТ ЛИ РОССИЙСКИЕ МУЖЧИНЫ «ПРЕМИЮ ЗА ОТЦОВСТВО»: ПАНЕЛЬНОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ

Обзор подходов к проблеме

Традиционно работы, относящиеся к исследованию влияния наличия детей на положение работника на рынке труда, фокусируются на влиянии материнства на карьеру и заработную плату женщины (Becker, 1985). В основном в них обосновываются тесная взаимосвязь семьи и работы для женщины, строгая негативная корреляция между наличием маленьких детей, мера материнского предложения труда и заработной платой женщины-матери (Ниворожкина, Арженовский, 2007). В отличие от исследований эффекта материнства на положение женщин на рынке труда, литературы об эффекте отцовства на положение мужчин на рынке труда крайне мало. Это может быть следствием того, что предложение труда мужчин относительно невосприимчиво к характеристикам семьи, таким как заработная плата жены, число детей. Обстановка в домохозяйстве предполагается незначимой детерминантой положения мужчин на рынке труда. Однако имеющаяся литература в США и Европе (Korenman, Sanders, Neumark, 1991) указывает на то, что рождение ребенка влечет за собой рост времени, которое мужчина проводит на работе и рост часовой ставки его зарплат. То есть, если работающая женщина, имеющая маленьких детей, платит «штраф за материнство», выражающийся в том, что ее заработная плата ниже, чем у женщин без детей, то мужчина, становясь отцом, получает «премию за отцовство», состоящую в том, что его заработная плата становится выше, чем у мужчин без детей.

Одно из объяснений премии за отцовство состоит в том, что гендер, культурная концепция материнства и отцовская структура занятости взаимосвязаны (Ridgeway, Correll, 2004). Гендер включает институциональную систему организации социальных отношений и установление различий между двумя категориями индивидов; концепцию существенности различий между мужской и женской структурой современной организации вознаграждений и взаимоотношений. Можно предполагать теоретически идеальных работников, полностью приверженных работе, свободных от внешних семейных обязанностей. Широко распространенное убеждение о мужчинах, как кормильцах, и женщинах, как осуществляющих уход за детьми, создает структуру «наниматель — работник», воспроизводящую

¹ Эл.адрес: abazieva_kamilla@mail.ru

гендерное неравенство. Когда мужчина становится мужем и отцом, коллеги и руководство воспринимают это как сигнал, свидетельствующий о зрелости, заслуживающей преимущественного карьерного продвижения по сравнению с одинокими или бездетными коллегами. Существуют экспериментальные подтверждения тому, что материнство рассматривается при найме на работу как характеристика, ухудшающая статус в занятости. В противовес этому отцовство воспринимается как сигнал о более высокой компетенции, квалификации и ответственности. В исследованиях, где сравнивались условия найма мужчин с детьми и без детей, отцы при прочих равных получали существенно более высокую стартовую зарплату (Coltrane, Scott, 1997).

Существует ли «премия за отцовство» в российском обществе? Если да, то перекрывает ли эта премия те потери, которые несет семья, когда женщина оставляет работу, чтобы посвятить себя уходу за ребенком. Исследование феномена отцовской премии за детей имеет экономический и социальный смысл, поскольку может дать дополнительную информацию, полезную для корректировки социальной политики в области заработной платы, пособий по уходу за детьми.

Введение в методологию оценки эффекта «премии за отцовство»

При оценке эффективности какого-либо события соответствующие программы необходимо рассматривать их сквозь призму трех частных оценок: общий результат программы (*gross outcome*), общий эффект программы (*gross impact*) и чистый эффект программы (*net impact*).

Общий результат программы — простая средняя арифметическая результата для ее участников. Общим эффектом программы является результат сравнения группы участников программы с группой, не участвующих в программе. Расчет общего эффекта зачастую не точно оценивает эффект программы. Группа участников отбирается в программу не случайным образом, а потому может существенно отличаться от группы, не принимавшей участие в программе.

Более точную оценку эффекта дает рассмотрение чистого эффекта программы, для определения которого сравниваются представительные выборки групп участников и неучастников программы. Группа сравнения (не участвующая в программе) отбирается таким образом, что она была максимально похожей на группу, принимающую участие в программе. Эффект проведения программы рассматривается в этом случае как ответ на вопрос: что случилось бы, если бы программа не была реализована.

В контексте выявления присутствия «премии за отцовство» мы рассматриваем случайную выборку семей, в которых в начальный период наблюдения не было детей, однако спустя некоторое время в одних семьях родился ребенок, а другие остались бездетными. Семьи, в которых в течение исследуемого периода родился ребенок, выступают в качестве группы воздействия (участники программы), поскольку предполагается, что решение о рождении ребенка принималось под воздействием некоторого комплекса непосредственно ненаблюдаемых факторов (которые условно могут рассматриваться как программа), в то время как в контрольной группе, с которой эти семьи сравниваются, действие этих факторов (программы) отсутствовало.

Наиболее обоснованным путем оценки чистого эффекта (в анализируемом случае прибавки к заработной плате отца в результате рождения в семье ребенка) является экспериментальный подход, суть которого состоит в том, что для участия в программе отбирается ряд индивидов или семей, обладающих схожими характеристиками. Далее участники эксперимента случайным образом распределяются между контрольной и экспериментальной группой. Случайное

распределение позволяет получить несмещенную оценку эффекта путем исключения известных и неизвестных систематических ошибок, в особенности тренда, который обусловлен факторами времени и пространства.

Наряду с достоинствами экспериментальный метод имеет существенные недостатки и ограничения в применении. Любая селекция для участия в программе несет определенный риск того, что отбор будет произведен субъективно. При любом нарушении случайности отбора результаты оценки программы будут смещены и ненадежны.

Альтернативой экспериментальному подходу может служить квазиэкспериментальный подход, получивший широкое распространение в последние годы. Главным его достоинством является возможность использования данных, полученных непосредственно во время осуществления программы, что требует меньше времени и средств для получения оценки.

С помощью квазиэкспериментального подхода создается контрольная группа, схожая по своим наблюдаемым характеристикам с группой воздействия. Для достижения максимального правдоподобия (схожести) между контрольной группой и группой воздействия различия между ними устраняются с помощью статистических методов.

К новым статистическим методам, используемым при квазиэкспериментальном подходе, относится метод оценки «разность разностей», который применяется, когда есть основания полагать что существуют ряд ненаблюдаемых характеристик, влияющих на участие в программе, и результат. При осуществлении данного метода рассчитывается разница в результате между группой воздействия и контрольной группой в период до проведения программы и после проведения программы (Heckman, Lalonde, Smith, 1999).

Для оценки эффекта наличия «премии за отцовство» необходимо, во-первых, сравнить одни и те же семьи до рождения ребенка и после рождения ребенка и выяснить, как изменилась заработная плата мужа после рождения ребенка, что вполне возможно при наличии репрезентативной панельной выборки семей. Во-вторых, необходимо знать, что произошло бы с заработной платой мужчин в этой же группе семей в случае, если бы у них не родился ребенок. Прямого ответа на этот вопрос не существует, поскольку мы не можем одновременно наблюдать одну и ту же семью в различных состояниях.

Для решения этой и других подобных проблем необходимо создание гипотетической ситуации (*counterfactual situation*). Простое сравнение заработков отцов в семьях, в которых родился или не родился ребенок, не сможет дать ответ на этот вопрос. Семьи, которые ориентированы на рождение детей, могут существенно отличаться от семей, которые не собираются заводить детей. Сравнение заработков отцов в семьях, родивших ребенка, до и после его рождения также не создает гипотетическую ситуацию. К примеру, за время ожидания ребенка профессиональный статус отца мог существенно измениться. Единственным способом получения ответа на вопрос, что при прочих равных произошло бы с заработком отца, если бы в семье не родился ребенок, является сравнение заработной платы отцов в семьях, в которых родились дети (группа воздействия), с заработной платой отцов в семьях, где не родились дети (контрольная группа), обладающие схожими характеристиками. В случае правильного определения группы воздействия и контрольной группы можно провести такое сравнение и с уверенностью оценить чистый эффект изменения заработной платы отца вследствие рождения ребенка. Контрольная или сравнительная группа должна соответствовать экспериментальной группе по всем параметрам, единственным отличием будет являться лишь факт появления ребенка.

Перейдем к формализованному описанию задачи. В простейшей постановке наблюдаются некоторые исходы для двух групп и двух временных периодов. Первая группа подвержена воздействию во втором периоде, но не в первом. Вторая группа не подвержена воздействию ни в одном из периодов. В случае, когда одни и те же объекты внутри групп наблюдаются в каждом периоде, среднее изменение исхода во второй группе вычитается из среднего изменения исхода в первой группе. Это устраняет смещение при сравнении исходов в опытной и контрольной группах только во втором периоде, которое может быть следствием постоянных различий между этими группами, а также смещение при сравнении во времени, которое может быть вызвано временными трендами, никак не связанными с воздействием.

Определим μ_{it} как среднее значение исхода в группе i в момент времени t . Положим $i = 0$ для контрольной группы и $i = 1$ для группы воздействия. Определим $t = 0$, для периода наблюдения, предшествующего воздействию, и $t = 1$ для периода времени после воздействия.

Можно взять в качестве оценки эффекта разность средних значений между группой воздействия и контрольной группой в период после воздействия ($\mu_{11} - \mu_{10}$), но это означает, что группа воздействия и контрольная группа не имеют других различий, кроме называемых воздействием, что является слишком сильным предположением для не рандомизированного эксперимента. Более резонным предположением может быть то, что результатом воздействия являются любые различия в изменении средних между группой воздействия и контрольной группой. В этом случае необходимо использовать оценку $(\mu_{11} - \mu_{01}) - (\mu_{10} - \mu_{00})$ как оценку эффекта воздействия. Это и есть оценка «разность разностей» (*differences-in-differences estimator*).

Как можно провести эту оценку на практике? Один из путей состоит в записи оценки «разница в разнице» как $(\mu_{11} - \mu_{10}) - (\mu_{01} - \mu_{00})$, где первый термин относится к изменению в исходе для группы воздействия и второй термин — к изменению в исходе для контрольной группы, а затем оценить модель:

$$\Delta y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где
$$\Delta y_i = y_{i1} - y_{i0}. \quad (2)$$

Применение функции «разность разностей» в форме (1) требует данных об одних и тех же объектах как в первом, так и во втором периодах. Но возможна ситуация, когда объекты, наблюдаемые в двух периодах, различны, например, может случиться так, что для объектов, находившихся в группе воздействия и наблюдавшихся до воздействия в первом периоде, наблюдение результата после воздействия невозможно. Если принять $t = 0$ для обозначения первого периода и $t = 1$ — для второго периода, y_{it} для обозначения результата объекта i в период t , то альтернативная регрессионная функция, в которой используют уровни переменной исхода в модели, имеет вид:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 T_t + \beta_3 X_i T_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где X_i — фиктивная переменная принимающая значение равное 1, если объект находится в группе воздействия, и значение равное 0, если он в контрольной группе; T_t — бинарная переменная, принимающая значение, равное 1, во втором периоде, и 0 — в первом.

Функцию «разность разностей» можно оценить методом МНК, где β_3 — интерактивный термин между X_i и T_t . Отметим, что это фиктивная переменная, принимающая значение 1 только для группы воздействия во втором периоде.

Принимая во внимание сказанное, из уравнения (3) получим:

$$\begin{aligned} p \lim \hat{\beta}_0 &= \mu_{00}; \\ p \lim \hat{\beta}_1 &= \mu_{10} - \mu_{00}; \\ p \lim \hat{\beta}_2 &= \mu_{01} - \mu_{00}; \\ p \lim \hat{\beta}_3 &= (\mu_{11} - \mu_{01}) - (\mu_{10} - \mu_{00}). \end{aligned} \quad (4)$$

Справедливость этих утверждений основана на том, что $\hat{\beta}_3$ есть состоятельная оценка эффекта воздействия.

Когда имеются повторяющиеся переменные для одних и тех же индивидов, то можно использовать как оценки уравнения (1), так и оценки уравнения (2) на одних и тех же данных, и они дадут одинаковую оценку эффекта воздействия, однако стандартная ошибка оценки в этих двух случаях будет различна.

Оценки модели по пространственным данным без учета того, что мы наблюдаем семьи в двух периодах, могут оказаться несостоятельными. Причина этого состоит в том, что гетерогенное смещение оценок может быть вызвано влиянием ненаблюдаемых, а следовательно, и не учитываемых индивидуальных эффектов в рассматриваемых семьях, поэтому для оценки эффекта воздействия методом «разность разностей» на индивидуальном уровне необходимы панельные данные.

Рассмотрим ситуацию с панельными данными для анализируемого случая, когда имеются два временных периода и бинарный индикатор программы w_{it} , равный единице, если объект i получает воздействие в момент t . Состав контрольной группы и группы воздействия не меняется во времени.

Простая эффективная модель имеет вид:

$$y_{it} = \alpha + \eta d2_t + \tau w_{it} + c_i + u_{it}, \quad (5)$$

где $d2_t = 1$ при $t = 2$ и $d2_t = 0$ в противном случае; c_i — наблюдаемый эффект; u_{it} — случайные ошибки; коэффициент τ — эффект воздействия.

Процедура оценивания состоит во взятии первых разностей для удаления c_i :

$$(y_{i2} - y_{i1}) = \eta + \tau(w_{i2} - w_{i1}) + (u_{i2} - u_{i1}),$$

или

$$\Delta y_i = \eta + \tau \Delta w + \Delta u_i. \quad (6)$$

Если $E(\Delta w_i \Delta u_i) = 0$, т. е. изменения в статусе участия в программе не коррелированы с изменениями случайных ошибок, то МНК-оценки уравнения (6) состоятельны. В самом распространенном случае $w_{i1} = 0$ для всех i , т. е. никто не подвержен воздействию в начальный период. Тогда МНК-оценка имеет вид:

$$\hat{\tau} = \Delta_{\text{воздействие}} - \Delta_{\text{контроль}} \quad (7)$$

и представляет собой оценку «разность разностей» с отличием в том, что берутся разности средних по времени для одних и тех же объектов. Это уравнение дает иные оценки, нежели в случае, когда y_{i1} используется в качестве зависимой переменной в пространственной регрессии.

При оценивании панельных данных возникает вопрос о выборе между моделью с фиксированными или случайными эффектами.

В модели с фиксированными эффектами индивидуальная гетерогенность «схватывается» неизвестным параметром Θ_i , который оценивается (подобно β) и называется индивидуальным фиксированным эффектом. Оценка фиксированного эффекта невозможна, если некоторые регрессоры варьируют только

среди объектов и не варьируют во времени для данных объектов. Для таких переменных модель с фиксированным эффектом не даст состоятельной оценки коэффициентов, так как они будут совершенно мультиколлинеарны с индивидуальным фиксированным эффектом. Вследствие этого часто используется оценка случайного эффекта.

В модели со случайными эффектами Θ_i рассматривается не как параметр, а как $\Theta_i = \mu + u_i$, где μ — параметр, общий для всех объектов во все моменты времени, а u_i — ошибки, не коррелированные с ε_i и некоррелированные при разных i . Индивидуальная гетерогенность учитывается не в самом уравнении, а в матрице ковариаций, которая имеет блочно-диагональный вид, так как внутри каждой группы случайные эффекты коррелируют между собой. В этой модели предполагается, что индивидуальные отличия носят случайный характер. Для ее оценки необходимо применение обобщенного метода наименьших квадратов.

Информационные источники, результаты моделирования и выводы

Информационным источником для анализа послужили данные репрезентативного социально-демографического обследования населения России «Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе» (далее — РИДМИЖ), которое было осуществлено Независимым институтом социальной политики в 2004 и 2007 гг. при поддержке Пенсионного фонда РФ и Сбербанка России. В двух волнах были опрошены более 11 тыс. респондентов по широкому кругу вопросов, относящихся ко всем сферам жизнедеятельности семьи. Данный информационный ресурс предоставляет уникальную возможность для динамического анализа экономических, социальных и демографических перспектив развития российских семей.

Для анализа были отобраны семьи, в которых в 2004 г. не было детей и других родственников, а возраст мужа не превышал 40 лет. В период до 2007 г. у части этих семей родился ребенок, другие остались по-прежнему без детей. Семьи, в которых родился ребенок, считаются группой воздействия, а оставшиеся без детей — контрольной группой. В качестве переменной, для которой оценивается эффект, были взяты заработки мужчин, которые включали кроме заработной платы на основном месте работы, заработную плату на втором месте работы, а также приработки (в случае их наличия).

За анализируемый период произошел значительный рост номинальных заработков мужей в среднем с 5915,16 до 11 162,54 руб. в месяц. Этот рост обусловлен значительным числом непосредственно ненаблюдаемых экзогенных и эндогенных факторов, к числу которых относятся экономический рост, повлекший рост заработной платы, инфляция и другие, изменения в образовательном, профессиональном статусе мужей, смена работы и др. Нами выдвинута гипотеза, состоящая в том, что рост заработков мужчин в семьях, родивших ребенка, в определенной степени обусловлен «премией за отцовство». Оценка этого эффекта методом «разность разностей» дала следующие результаты (см. табл. 1).

Константа уравнения дает оценку среднего значения заработков мужчин в контрольной группе в 2004 г. Коэффициент при переменной $Y07$ представляет оценку разности в заработках мужчин между группой воздействия и контрольной группой в первом периоде. Коэффициент при переменной TG — это оценка разности в заработках между контрольной группой в первом и втором периодах. И коэффициент при переменной TG характеризует разность двух разностей: разности в заработках мужчин между группой воздействия и контрольной группой во втором периоде и разности в заработках мужчин между группой воздействия и контрольной группой в первом периоде. Эта оценка статистиче-

Таблица 1

Оценка влияния рождения ребенка на заработки отца

Переменная	Коэффициент β	Стандартная ошибка
$Y07$ — переменная периода, равная единице в 2007 г.	4606,313***	560,0955
TG — переменная, равная единице для семей, находящихся в группе воздействия	1404,036*	1082,508
DD — интерактивная переменная, характеризующая оценку «разность разностей»	2422,96***	1125,231
Константа	5577,012	537,2487
σ_u	4460,0133	
σ_e	4731,9717	
ρ	0,47043	
Число групп = 193		
R -sq: within = 0,3962 between = 0,0420 overall = 0,1706		
Wald $\chi^2(12) = 132,17$ Prob > $\chi^2 = 0,000^*$		

* Указывает, что оценка существенна на 0,10 уровне значимости.

** Указывает, что оценка существенна на 0,05 уровне значимости.

*** Указывает, что оценка существенна на 0,01 уровне значимости.

ски значима и свидетельствует о том, что при прочих равных условиях российские мужчины получают существенную прибавку к заработкам после рождения ребенка.

О значимости регрессии в целом свидетельствует высокое значение статистики Вальда: $\text{Wald } \chi^2(3) = 132,17$, $\text{prob} > \chi^2 = 0,0000$.

Для тестирования наличия случайного индивидуального эффекта в полученном результате был проведен тест Бройша–Пагана, в котором сравнение сквозной регрессии с моделью со случайными эффектами подтвердило адекватность выбранной нами модели $\chi^2(1) = 42,78$, $\text{prob} > \chi^2 = 0,0000$.

Сравнение модели со случайными эффектами с регрессионной моделью с фиксированными эффектами при помощи теста Хаусмана $\chi^2(3) = 0,61$, $\text{prob} > \chi^2 = 0,8942$ также позволило сделать вывод, что в нашем случае более адекватной будет модель со случайными эффектами.

Перекрывает ли «премия за отцовство» материальные потери, которые несет семья, когда в ней появляется ребенок и мать вынуждена оставить работу? Следует учесть, что в 2007 г. вступили в силу новые правила выплаты и размеры ежемесячного пособия по уходу за ребенком до 1,5 лет, согласно которому пособие выплачивалось в размере 40% от среднего заработка по месту работы за последние 12 календарных месяцев. При этом минимальный размер пособия в тот период не мог быть ниже 1500 руб. в период отпуска по уходу за первым ребенком. Максимальный размер пособия не мог превышать за полный календарный месяц 6000 руб.

С 2007 г. право на пособие получили все матери вне зависимости от их занятости до рождения ребенка. Безусловно, это обстоятельство позитивно повлияло на доходы семей с маленькими детьми.

Мы воспользовались соотношениями (4) для расчета чистого эффекта рождения ребенка на душевые доходы семьи и по формуле оценки «разность разностей» получили величину, равную 70,25 руб., свидетельствующую о том, что при

прочих равных условиях душевые доходы семей, в которых родился ребенок, несколько снизились вследствие факта его рождения. Однако полученное значение невысоко и существенно ниже, чем «премия за отцовство».

Таким образом, в 2007 г. материальное положение семей с маленькими детьми существенно улучшилось, о чем свидетельствует относительно незначительное снижение душевых доходов семьи вследствие рождения ребенка. Наиболее значимыми факторами, повлиявшими на этот процесс, стали возросшие детские пособия, а также «премия за отцовство», составившая в среднем 17,3% от заработков отцов, в семьях родивших ребенка.

Источники

Ниворожкина Л. И., Арженовский С. В. Материнство и заработная плата: почему женщины с детьми зарабатывают меньше? // Социальная политика: реалии XXI века. М., 2007. Вып. 3. С. 72–127.

Becker G. Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor // Journal of Labor Economics. 1985. Vol. 3. N 1. P. 53–58.

Coltrane S. Family Man: Fatherhood, Housework, and Gender Equity. New York, 1997.

Gerson K. Hard Choices: How Women Decide about Work, Career, and Motherhood. Berkeley and Los Angeles. California, 1985.

Heckman J., Lalonde R., Smith J. The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. Elsevier Science, 1999.

Korenman S., Neumark D. Does Marriage Really Make Men More Productive? // Journal of Human Resources. 1991. Vol. 26. N 2. P. 282–307.

Ridgeway C., Correll S. Motherhood as a Status Characteristic // Journal of Social Issues. 2004. Vol. 60. N 4. P. 683–700.