

Прикладная эконометрика, 2021, т. 64, с. 23–48.

Applied Econometrics, 2021, v. 64, pp. 23–48.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48

А. В. Замниус, А. В. Полбин¹

Оценка межвременной эластичности замещения предложения труда для замужних женщин в России

В работе проводится эконометрический анализ функции предложения труда замужних женщин в России на основе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ по методологии (Несктап, MaCurdy, 1980), в которой решения о выходе на рынок труда и об интенсивности работы принимаются из динамической оптимизационной задачи. Показано, что досуг мужа и число детей, проживающих в домохозяйстве, отрицательно влияют на отработанные часы женщины. Оценка эластичности предложения труда по Фришу равна примерно 0.16.

Ключевые слова: функция предложения труда; эластичность предложения труда по Фришу; межвременное замещение труда; тобит-3 модель; РМЭЗ НИУ ВШЭ.

JEL classification: D15; J20.

1. Введение

Ключевым показателем в динамических моделях общего равновесия является межвременная эластичность замещения труда (Chetty et al., 2011; King, Rebelo, 1999; Smets, Wouters, 2007). Всплеск интереса к ее оценке был особенно заметен в 1980–1990 гг., когда вычислительные мощности стали позволять оценивать комплексные эконометрические модели, основанные на индивидуальных панельных данных (Blundell, MaCurdy, 1999).

Исследований по оценке эластичности предложения труда по заработной плате для России не так много. На текущий момент авторами были найдены лишь две работы: (Клепикова, 2016) и (Ларин и др., 2016). В первой была предпринята попытка оценить маршаллианскую эластичность предложения труда, а во второй предлагалась оценка межвременной эластичности замещения труда, однако полученные результаты оказались неустойчивыми. Вероятно, именно поэтому упомянутые макроэкономические модели общего равновесия для российской экономики калибруются на основе оценок по другим странам. Однако такой подход может приводить к некорректным результатам, особенно если учесть распространенность мнения об особой специфике российского рынка труда (Gimpelson, Kapeliushnikov, 2011; Капелюшников, 2009). Исходя из этого, оценка межвременной эластичности замещения труда для России остается актуальной и важной задачей.

¹ Замниус Алексей Васильевич — Институт Гайдара, Москва; zamnius@iepr.ru.

Полбин Андрей Владимирович — РАНХиГС, Институт Гайдара, Москва; apolbin@gmail.com, apolbin@iepr.ru.

Существенная сложность, с которой можно столкнуться при попытке оценить эластичность отрабатываемых часов, заключается в том, что далеко не всегда работники могут свободно изменять свои отрабатываемые часы в ответ на шоки заработных плат, что было отмечено еще в работе (Altonji, 1986). Именно поэтому Ларин и др. (2016) предложили оценивать эластичность вероятности выхода на работу, а не отработанных часов. В то же время, в статье (Blundell et al., 1998) проводится оценка эластичности предложения труда только для замужних женщин, что обусловлено их принадлежностью к той группе населения, которая наиболее сильно реагирует на шоки заработных плат. Связано это с тем, что замужние женщины, в отличие от женатых мужчин, чаще посвящают себя домашней работе и уходу за другими членами семьи, нежели предлагают свой труд на рынке труда ради получения дохода. Данный факт отмечен в ряде эмпирических работ из области предложения труда, где получено, что оценки межвременной эластичности замещения труда для мужчин лежат в интервале (0; 0.8), а для женщин — (0.5; 1) (Whalen, Reichling, 2017). Опираясь на такой аргумент, было решено начать изучение функции предложения труда в России с замужних женщин, что может послужить началом для построения более сложных моделей для широкого круга индивидов.

Таким образом, объектом настоящего исследования является рынок труда в России, а предметом — эластичность предложения труда по заработной плате для замужних женщин в России. Цель исследования заключается в оценке межвременной эластичности замещения труда для замужних женщин на основе микроданных в России.

2. Обзор литературы

Оценка межвременной эластичности замещения труда реализуется только в рамках многопериодной задачи индивида, где он может сглаживать свое потребление за счет сбережений или заимствований на кредитных рынках и принимать решение об увеличении отрабатываемых часов в те периоды, когда это наиболее выгодно. Наиболее популярная постановка такой модели была предложена в работе (MaCurdy, 1981), где индивид в условиях полной информации максимизирует свою интегральную функцию полезности при динамическом бюджетном ограничении:

$$\begin{cases} U = \sum_{t=0}^T (1 + \rho)^{-t} U(C_t; N_t), \\ A_{t+1} = A_t(1 + r) + W_t N_t - C_t, \end{cases} \quad (1)$$

где ρ — норма межвременных предпочтений, C_t — потребление, N_t — отработанные часы, A_t — текущий запас активов, W_t — реальная ставка заработной платы в час, r — ставка процента.

Решение представленной модели осуществляется при выполнении ряда предпосылок. Во-первых, мгновенная функция полезности $U(C_t; N_t)$ должна быть строго вогнутой и сепарабельной по аргументам. Во-вторых, интегральная функция полезности индивида должна быть строго сепарабельна по времени. Заметим, что последняя предпосылка является одной из ключевых при построении динамических моделей предложения труда, без нее часть

приведенных далее выводов окажется неверной (Browning et al., 1985). В-третьих, кредитные рынки предполагаются совершенными, а ставка процента — постоянной во времени.

Задача индивида решается методом множителей Лагранжа, откуда получаются следующие условия первого порядка (MaCurdy, 1981):

$$\frac{\partial U(C_t; N_t)}{\partial C_t} = \lambda_t, \quad \frac{\partial U(C_t; N_t)}{\partial N_t} \geq \lambda_t W_t, \quad \lambda_t = \left[\frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0, \quad (2)$$

где λ_0 — предельная полезность начального богатства. Выполнение строгого неравенства во втором условии соответствует случаю краевого решения, т.е. когда индивид не работает. Третье же условие представляет собой уравнение Эйлера для предельной полезности от богатства.

Основная идея MaCurdy заключалась в том, каким образом на основе условий первого порядка построить такую функцию предложения труда, оценив которую можно получить значение межвременной эластичности замещения труда. Поэтому он предложил новую концепцию предложения труда (названную позже в честь Р. Фриша), которая учитывает в себе межвременной аспект задачи индивида, в отличие от известных маршаллианской и хиксианской концепций.

Итак, из условий первого порядка могут быть построены функции спроса на композитное благо и предложения труда по Фришу (Browning, 1982; Frisch, 1932), которые предполагают фиксированный уровень предельной полезности начального богатства индивида (MaCurdy, 1981):

$$C_t = C_F(W_t; \lambda_t) = C_F\left(W_t; \left[\frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0\right), \quad (3)$$

$$N_t = N_F(W_t; \lambda_t) = N_F\left(W_t; \left[\frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0\right) \geq 0. \quad (4)$$

Именно такое представление позволяет полностью определить оптимальные траектории потребления и отработанных часов индивида за всю его жизнь. Чтобы показать это, MaCurdy (1981) предлагает подставить в интегральное бюджетное ограничение индивида обе функции по Фришу:

$$0 = \sum_{t=0}^T (1+r)^{-t} C_F\left(W_t; \left[\frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0\right) - \sum_{t=0}^T (1+r)^{-t} \left[W_t N_F\left(W_t; \left[\frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0\right) + A_t \right]. \quad (5)$$

Это соотношение неявным образом определяет оптимальное значение λ_0 , которое зависит от начального запаса активов, ставки процента, нормы межвременных предпочтений и ставок заработных плат за всю жизнь. Именно поэтому использование λ_0 в качестве аргумента делает значения функций по Фришу в текущем периоде зависимыми от параметров, которые не относятся к нему. Таким образом, λ_0 хранит в себе всю информацию об интегральном бюджетном ограничении индивида, которая необходима ему для определения оптимальных значений текущего потребления и предложения труда (Browning et al., 1985; MaCurdy, 1981).

В своей работе MaCurdy (1981) отмечает, что функции спроса и предложения при постоянной предельной полезности начального богатства представляют собой обобщение теории перманентного дохода Фридмана (Friedman, 1957) на случай, когда относительные цены композитного блага и досуга изменяются в течение жизненного цикла. Так, согласно функции спроса на композитное благо по Фришу, оптимальный выбор объемов потребления в текущем периоде зависит от текущей ставки заработной платы и некоего перманентного компонента, который хранит в себе информацию о прошлых и будущих потоках трудовых и нетрудовых доходов. Mincer (1962) предложил перенести эту концепцию на предложение труда, т. е. отработанные часы так же определяются постоянной и случайной компонентами доходов. Исходя из этого, λ_0 представляет собой не что иное, как постоянный доход, из чего следует, что функции спроса при постоянной предельной полезности начального богатства позволяют полностью описать поведение индивида в течение всего жизненного цикла в условиях полной информации. Согласно этим функциям, существуют только две причины, по которым индивид может пересматривать свое решение по поводу оптимальных объемов потребления и отработываемых часов по мере взросления: изменение реальной оплаты труда или ставки процента при условии, что последняя не равна норме межвременных предпочтений (MaCurdy, 1981).

Ключевым показателем любой функции предложения труда является эластичность предложения труда по заработной плате, поэтому для того, чтобы выразить ее в явном виде, необходимо специфицировать мгновенную функцию полезности. MaCurdy (1981) предложил для этого воспользоваться популярной в литературе по моделям жизненного цикла спецификацией функции полезности с постоянной относительной мерой неприятия риска, CRRA (constant relative risk aversion):

$$U(C_t; N_t) = V_t^{(C)} \frac{C_t^{1+\delta}}{1+\delta} - V_t^{(N)} \frac{N_t^{1+\theta}}{1+\theta}, \quad \theta \geq 0, \quad \delta \leq 0. \quad (6)$$

Параметры $V_t^{(N)}$ и $V_t^{(C)}$ отражают предпочтения индивида в отношении предложения труда и потребления, а коэффициенты θ , δ должны быть больше и меньше нуля соответственно, чтобы выполнялись свойства убывания предельной полезности по потреблению и досугу (Pencavel, 1986). Удобство представленной функции заключается в том, что она не только вогнута и сепарабельна по аргументам, но и параметры межвременного замещения предложения труда θ и потребления δ постоянны во времени, что важно при калибровке неоклассических макроэкономических моделей. Тогда интересующий нас показатель может быть представлен в следующем виде:

$$E_W^N(F) = \frac{\partial \ln N}{\partial \ln W} \Big|_{\lambda_0} = \frac{1}{\theta}, \quad (7)$$

который эквивалентен межвременной эластичности замещения труда, т. к. траектория потребления во времени становится фиксированной, что следует из (2). Так, если будущая реальная ставка заработной платы уменьшается относительно текущей или возрастает ставка процента, рациональный индивид предпочтет увеличить свое текущее предложение труда относительно будущего, и наоборот (Heckman, MaCurdy, 1980):

$$\frac{\partial \ln(N_{t+1}/N_t)}{\partial \ln((1+r)^{-1}W_{t+1}/W_t)} = \frac{1}{\theta}.$$

Итак, в рамках описанных предпосылок функция предложения труда по Фришу i -го индивида будет зависеть от текущей ставки заработной платы W_{it} , предельной полезности текущего богатства λ_{it} и предпочтений индивида в отношении предложения труда $V_{it}^{(N)}$, и может быть представлена в общем виде как

$$\ln N_{it} = \frac{1}{\theta} (\ln W_{it} + \ln \lambda_{it} - \ln V_{it}^{(N)}). \quad (8)$$

Однако эконометрическая оценка такой функции сопряжена с существенной проблемой, которая заключается в ненаблюдаемости предельной полезности текущего богатства λ_{it} , поэтому MaCurdy предлагает преобразовать уравнение Эйлера. Если предположить, что индивид живет в мире с совершенной информацией, то логарифмированное уравнение Эйлера для предельной полезности начального богатства в момент времени t может быть представлено как (MaCurdy, 1981)

$$\ln \lambda_{it} = \ln \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right) + \ln \lambda_{i,t-1}. \quad (9)$$

Далее MaCurdy предлагает преобразовать первое слагаемое: $\ln \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right) \approx \rho - r$, а затем привести уравнение (9) к периоду $t = 0$:

$$\ln \lambda_{it} = (\rho - r)t + \ln \lambda_{i0}. \quad (10)$$

Основываясь на этом выражении, автор аппроксимирует λ_{it} суммой индивидуального эффекта и линейной функции от возраста, значение которой одинаково для всех индивидов. Тогда функция предложения труда по Фришу будет иметь вид (MaCurdy, 1981)

$$\ln N_{it} = \frac{1}{\theta} \left[\ln W_{it} + \ln \lambda_{i0} + (\rho - r)t - \ln V_{it}^{(N)} \right]. \quad (11)$$

Если предпочтения в отношении предложения труда задавать функционально как $V_{it}^{(N)} = \exp\{Z_{it}\varphi + \varepsilon_{it}\}$, где Z_{it} — наблюдаемые детерминанты предпочтений, ε_{it} — ненаблюдаемые, то полученная функция может быть представлена как спецификация эконометрического уравнения

$$\ln N_{it} = \frac{1}{\theta} \ln W_{it} - Z_{it} \frac{\varphi}{\theta} + \frac{\rho - r}{\theta} t + FE_i + \mu_{it}, \quad (12)$$

где $\mu_{it} = -\varepsilon_{it}/\theta$, $FE_i = (\ln \lambda_{i0})/\theta$. Стоит заметить, что в настоящей спецификации индивидуальный эффект FE_i должен быть именно фиксированным, а не случайным. Это следует из того, что λ_{i0} зависит от характеристик, которые коррелируют с экзогенными переменными в модели Z_{it} , поэтому предположение о случайности λ_{i0} может привести к несостоятельности оценок (MaCurdy, 1981).

Модель (MaCurdy, 1981) представляет собой достаточно гибкий и в то же время эффективный инструмент для анализа функции предложения труда в рамках жизненного цикла, о чем свидетельствуют не только большая популярность этой работы и основанных на ней модификаций, но и повсеместное использование описанной методологии на статистических данных различных стран: США (MaCurdy, 1981), Япония (Kuroda, Yamamoto, 2008), Перу (Céspedes Reynaga, Rendon, 2012), ряд стран Южной Америки (González, Sala, 2015) и др.

Однако оценка представленной модели сопряжена с рядом сложностей. Во-первых, $\ln W_{it}$ является эндогенной переменной, т. к. она коррелирует с предпочтениями в отношении предложения труда. Индивиды, которые предпочитают много работать, вероятно, будут и более продуктивными в свое рабочее время, за счет чего $\ln W_{it}$ положительно коррелирует с ε_{it} . Включение в модель фиксированных индивидуальных эффектов позволяет учесть перманентный компонент ненаблюдаемых характеристик индивидов, однако оставшаяся часть ошибки все равно может коррелировать с $\ln W_{it}$, поэтому возникает необходимость воспользоваться инструментальным подходом (Keane, 2011).

MaCurdy (1981) предлагает опираться на идеи (Mincer, 1974) при построении регрессии первого шага для $\ln W_{it}$ и использовать в качестве инструментов полиномы второй степени от возраста, уровня образования, попарное произведение последних, образование родителей и фиктивные переменные для периодов (MaCurdy, 1981, 1985). В работе (Kimmel, Kniesner, 1998) все перечисленные выше характеристики человеческого капитала были домножены на полином второй степени от времени, что позволяет, с одной стороны, учитывать общий временной тренд в заработных платах, а с другой стороны, сглаживать межвременные изменения в потоках трудовых доходов (Attanasio et al., 2018). В то же время Attanasio et al. (2018) отмечают, что образование индивида может быть коррелировано с его предпочтениями в отношении труда и потребления, из-за чего авторы перемножают фиктивные переменные для уровня образования с фиктивными переменными для возрастных когорт, объясняя это тем, что соотношение людей с различным уровнем образования существенно изменилось за последние сорок лет.

Altonji (1986) критикует использование детерминант человеческого капитала за то, что они плохо объясняют изменение ставок заработных плат во времени. Во-первых, с возрастом могут меняться предпочтения в отношении труда. Во-вторых, теория человеческого капитала предполагает, что с возрастом уменьшается отдача от инвестиций в человеческий капитал, которая и определяет рост производительности труда, а следовательно, и ставки заработной платы индивида (Mincer, 1974). Поэтому отдача от дополнительного часа работы также будет убывать, что приводит к смещению (к нулю) коэффициента при $\ln W_{it}$ в функции предложения труда.

Важная особенность работы (Altonji, 1986) заключается в подробном обсуждении проблемы эндогенности, связанной с ошибками измерения, которая ранее была поднята в (Ashenfelter, Heckman, 1972; Borjas, 1980; Hall, 1970). Так, неправильно измеренный показатель может быть выражен через его истинное значение и некоторую случайную величину, ошибку измерения. Если же оценивать регрессию, где в качестве объясняющей переменной будет выступать неправильно измеренный регрессор, то в ошибку модели будет входить его ошибка измерения, которая с ним коррелирует, из-за чего в модели возникает эндогенность. Однако инструментальный подход позволяет преодолеть эту проблему.

Во-вторых, модель (MaCurdy, 1981) подвержена смещению отбора. Altonji (1986), MaCurdy (1981) и др. в своих исследованиях включали в выборку только работающих индивидов,

поскольку для неработающих отсутствуют данные как по предлагаемой им заработной плате, так и об отработанных часах. Однако если допустить, что вероятность выхода на работу положительно зависит от трудового дохода, то работающие индивиды с низкой заработной платой, вероятно, предпочитают предлагать больше часов труда, чем высокооплачиваемые, из-за чего $\ln W_{it}$ будет отрицательно коррелировать с ненаблюдаемыми предпочтениями ε_{it} на подвыборке из работающих индивидов. Другими словами, описанная модель (12) не учитывает возможность индивида уйти с рынка труда (Heckman, 1974), поэтому подобная выборка будет называться урезанной (truncated), и полученные на ней оценки будут несостоятельными (Amemiya, 1984). При попытке оценивать функцию предложения труда на выборке, включающей в себя как работающих, так и безработных, с заменой пропущенных значений N_{it} , W_{it} для последних на нули, результаты также окажутся несостоятельными, поскольку истинные значения N_{it} , W_{it} не наблюдаются для неработающих. Описанная же выборка будет называться цензурированной (censored) (Amemiya, 1984).

Изначально проблеме смещения отбора не придавалось большого значения (Blundell, MaCurdy, 1999). В частности, первые оценки моделей предложения труда для мужчин были проведены исходя из того, что мужчины приносят основной доход в домохозяйство, из-за чего их выбор ограничен положительным числом часов труда в каждом периоде (Keane, 2011). Однако смещение отбора становится гораздо острее при попытке оценить функцию предложения труда для женщин, т. к. считается, что они могут себе позволить не выходить на рынок труда и полностью посвятить себя семье и домашней работе (Mincer, 1962). Именно поэтому первые попытки преодолеть это смещение можно найти в работах, где оценивалась функция предложения труда для женщин (Gronau, 1973; Heckman, 1974; Heckman, MaCurdy, 1980).

В литературе существует несколько вариантов решения этой проблемы. Само по себе смещение отбора возможно только на индивидуальных данных, поэтому если агрегировать индивидов по некоторому набору признаков, то необходимость рассматривать краевое решение задачи индивида отпадает. В эконометрической литературе такие данные именуются «псевдопанелями» (pseudo panel), а наблюдения — «синтетическими когортами» (synthetic cohort). Их дополнительным преимуществом является то, что представители каждой из когорт не обязаны присутствовать в выборке во все рассматриваемые периоды, что позволяет более точно составить портрет «репрезентативного агента», который и представляет собой «синтетическую когортку». Такой метод использован в работах (Blundell et al., 1998; Browning et al., 1985; Ghez, Becker, 1975; González, Sala, 2015; Kuroda, Yamamoto, 2008; Peterman, 2016) и др. Также можно агрегировать индивидуальные данные по годам и, следовательно, оценивать модели временных рядов, что было проделано в статьях (Angrist, 1991; Fiorito, Zanella, 2008, 2012). Однако обоим подходам присущ существенный недостаток, из-за которого их использование ограничено. Речь идет о числе наблюдений, которое значительно сокращается из-за агрегирования и может привести к ошибочным оценкам (Devereux, 2007; Verbeek, Nijman, 1992).

Существует другой подход к решению этой проблемы, позволяющий работать с индивидуальными данными. В работе (Heckman, 1976) была предложена модификация стандартной тобит-модели (Tobin, 1958), оцениваемая с помощью ММП, которая впоследствии была названа тобит-2 моделью, а также специальный метод расчета поправочного коэффициента для линейных моделей, оцененных посредством МНК, который известен в литературе как «поправка Хекмана» (Amemiya, 1984) и был наиболее полно рассмотрен в работе (Heckman,

1979). Этот метод обрел огромную популярность и активно используется во многих работах по оценке функции предложения труда (Attanasio et al., 2018; Heim, 2007; Kimmel, Kniesner, 1998 и др.). Заметим также, что процедура Хекмана и тобит-2 модель являются, по своей сути, аналогичными способами преодоления смещения отбора, с различием в используемом методе оценивания (Amemiya, 1984).

Проблема тобит-2 модели заключается в том, что она не позволяет учесть смещение отбора одновременно и в зарплатном уравнении, и в функции предложения труда, поэтому в работе (Heckman, 1974) был предложен несколько иной подход к оценке, которому впоследствии было дано название тобит-3 модель (Amemiya, 1984). Однако представленная методология была ограничена невозможностью учета постоянных во времени различий между рассматриваемыми объектами в случае, если были использованы панельные данные, из-за чего оценка функции предложения труда по Фришу таким методом не представлялась возможной. Именно этот недостаток был исправлен в работе (Heckman, MaCurdy, 1980), где была разработана модификация тобит-3 модели, позволившая включить в функцию предложения труда и зарплатное уравнение фиксированные индивидуальные эффекты.

Статья (Heckman, MaCurdy, 1980) является одной из наиболее значимых работ не только в экономике труда, но и в микроэконометрике (Blundell et al., 2007; Keane, 2011; Keane et al., 2011; Maddala, 1987), в ней была разработана оригинальная методология параметрического оценивания цензурированных регрессий на панельных данных (Maddala, 1987). Это дало толчок развитию непараметрических и полупараметрических методов оценивания подобного рода моделей (Ai, Chen, 1992; Honoré, 1992; Honoré et al., 1997, 2000).

3. Оценка функции предложения труда для замужних женщин в России

Для оценки функции предложения труда для замужних женщин в России воспользуемся эмпирической стратегией, предложенной в работе (Heckman, MaCurdy, 1980) с учетом корректировок из (Heckman, MaCurdy, 1982).

Обсудим используемую модель. Задача индивида и ее предпосылки аналогичны (1), однако Heckman, MaCurdy (1980) предложили рассматривать мгновенную функцию полезности, зависящую от потребления и часов, посвященных досугу, предполагая, что индивид может тратить все свое время в t -м периоде $\bar{L}$ либо на досуг L_{it} , либо на работу N_{it} .

Решение описанной задачи может быть представлено в виде логарифмической функции спроса на досуг по Фришу с учетом краевого решения (Heckman, MaCurdy, 1980):

$$\ln L_{it} = \begin{cases} -\frac{1}{\theta} \left[\ln W_{it} + \ln \lambda_{i0} + t \ln \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right) - \ln V_{it}^{(L)} \right], & \text{если } \frac{1}{\lambda_{i0}} \cdot \frac{\partial U_{it}}{\partial L_{it}} = \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right)^t W_{it}, \\ \ln \bar{L}, & \text{если } \frac{1}{\lambda_{i0}} \cdot \frac{\partial U_{it}}{\partial L_{it}} \Big|_{L_{it}=\bar{L}} > \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right)^t W_{it} \Big|_{L_{it}=\bar{L}}. \end{cases} \quad (13)$$

Первый участок полученной кусочно-заданной функции соответствует внутреннему решению, в то время как второй описывает краевое решение. Отсюда видно, что решение о выходе на работу определяется соотношением предельной полезности от досуга при нулевых

отрабатываемых часах, измеренной в денежном выражении: $\frac{1}{\lambda_{i0}} \cdot \frac{\partial U_{it}}{\partial L_{it}} \Big|_{L_{it}=\bar{L}}$, и ценой досуга,

которая представляет собой предельную ставку заработной платы при нулевых отрабатываемых часах: $W_{it} \Big|_{L_{it}=\bar{L}}$. Заметим, что $\frac{1}{\lambda_{i0}} \cdot \frac{\partial U_{it}}{\partial L_{it}} \Big|_{L_{it}=\bar{L}} = W_{it}^R$ — это такая ставка заработной платы,

ниже которой решение о выходе на рынок труда становится неоптимальным. В литературе она получила название «резервная ставка заработной платы» (reservation wage) (Gronau, 1973; Heckman, 1974). В случае $W_{it}^R > W_{it}$ индивид отказывается работать, в ином же случае индивид будет снижать часы досуга до тех пор, пока предельная полезность досуга не будет равна предельной ставке заработной платы (Heckman, MaCurdy, 1980).

Оценка эластичности предложения труда по Фришу может быть получена на основе преобразования эластичности спроса на досуг:

$$E_W^N(F) = \frac{\partial \ln(\bar{L} - L_{it})}{\partial \ln W_{it}} = \frac{-L_{it}}{\bar{L} - L_{it}} \cdot \frac{\partial \ln L_{it}}{\partial \ln W_{it}} \approx -\frac{1}{\theta} \left(1 - \frac{\bar{L}}{N}\right), \quad (14)$$

где $N = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=0}^T N_{it}$ — среднее по выборке количество отработанных часов, а $\bar{L} = 8760$ часов (Heckman, MaCurdy, 1980).

Перейдем к обсуждению спецификации эконометрической модели. Для начала необходимо ввести еще два уравнения:

$$\ln V_{it}^{(L)} = Z_{it} \varphi + \mu_i + \xi_{it}, \quad (15)$$

$$\ln W_{it} = X_{it} \beta + \eta_i^{(1)} + \varepsilon_{it}^{(1)}. \quad (16)$$

Первое уравнение описывает предпочтения индивида в отношении досуга, второе является зарплатным уравнением, где Z_{it}, X_{it} — экзогенные детерминанты досуга и заработной платы соответственно, $\mu_i, \eta_i^{(1)}$ — некоторые фиксированные во времени индивидуальные компоненты, $(\xi_{it}, \varepsilon_{it}^{(1)})$ — случайный вектор, описывающий ненаблюдаемые детерминанты досуга и заработной платы соответственно. Heckman, MaCurdy (1980) предполагают, что эти векторы удовлетворяют следующим свойствам:

$$\begin{pmatrix} \xi_{it} \\ \varepsilon_{it}^{(1)} \end{pmatrix} \sim \text{i.i.d. } N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{pmatrix} \right].$$

Авторы допускают корреляцию между компонентами этой двумерной случайной величины, что позволяет учесть связь между предпочтениями в отношении досуга и детерминантами заработной платы, однако предполагают независимость $(\xi_{it}, \varepsilon_{it}^{(1)})$ для разных индивидов или периодов времени. «Жесткость» этой предпосылки ослабляется за счет наличия компонентов $\mu_i, \eta_i^{(1)}$, которые учитывают в себе перманентные различия между индивидами (Heckman, MaCurdy, 1980).

Полагая справедливым соотношение $\ln \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right) \approx \rho - r$ и подставляя уравнения (15) и (16) в функцию спроса на досуг, получим:

$$\ln L_{it} = \begin{cases} Z_{it} \frac{\varphi}{\theta} + \frac{r-\rho}{\theta} t - X_{it} \frac{\beta}{\theta} + \eta_i^{(2)} + \varepsilon_{it}^{(2)}, & \text{если } \frac{1}{\lambda_{i0}} \cdot \frac{\partial U_{it}}{\partial L_{it}} = \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right)^t W_{it}, \\ \ln \bar{L}, & \text{если } \frac{1}{\lambda_{i0}} \cdot \frac{\partial U_{it}}{\partial L_{it}} \Big|_{L_{it}=\bar{L}} > \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right)^t W_{it} \Big|_{L_{it}=\bar{L}}, \end{cases} \quad (17)$$

где $\eta_i^{(2)} = \frac{1}{\theta} (\mu_i - \eta_i^{(1)} - \ln \lambda_{i0})$, $\varepsilon_{it}^{(2)} = \frac{1}{\theta} (\xi_{it} - \varepsilon_{it}^{(1)})$.

Полученную функцию спроса на досуг можно переписать в виде эконометрической модели. Здесь идет речь о цензурированной регрессии, т. к. индивид предлагает труд и, следовательно, получает заработную плату (при выполнении условия $\ln L_{it} < \ln \bar{L}$). Для описания таких предпосылок подойдет тобит-3 модель (Amemiya, 1984), где зарплатное уравнение (16) будет выступать в роли целевого уравнения, а функция спроса на досуг — в роли уравнения отбора

$$\ln L_{it} = Z_{it} \frac{\varphi}{\theta} + \frac{r-\rho}{\theta} age_{it} - X_{it} \frac{\beta}{\theta} + \eta_i^{(2)} + \varepsilon_{it}^{(2)}, \quad (18)$$

где age_{it} — возраст i -го индивида в периоде t . Новые векторы случайных ошибок будут удовлетворять условию

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^{(1)} \\ \varepsilon_{it}^{(2)} \end{pmatrix} \sim \text{i.i.d. } N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right].$$

Правило, по которому определяется, наблюдаемы ли истинные значения зависимых переменных, можно сформулировать в виде двух систем соотношений (Amemiya, 1984):

$$\ln L_{it} = \begin{cases} \ln L_{it}^*, & \text{если } \ln L_{it}^* < \ln \bar{L}, \\ \ln \bar{L}, & \text{если } \ln L_{it}^* \geq \ln \bar{L}, \end{cases} \quad (19)$$

$$\ln W_{it} = \begin{cases} \ln W_{it}^*, & \text{если } \ln L_{it}^* < \ln \bar{L}, \\ 0, & \text{если } \ln L_{it}^* \geq \ln \bar{L}, \end{cases}$$

где звездочкой (*) отмечено истинное значение, а без нее — наблюдаемое. Тогда оцениваемая в тобит-3 модели функция правдоподобия может быть представлена в общем виде как (Amemiya, 1984)

$$\mathcal{L} = \prod_{\{(i,t): \ln L_{it}^* \geq \ln \bar{L}\}} P(\ln L_{it}^* \geq \ln \bar{L}) \prod_{\{(i,t): \ln L_{it}^* < \ln \bar{L}\}} f(\ln L_{it}; \ln W_{it}), \quad (20)$$

где $P(\cdot)$ — вероятность события $(\cdot)$, а $f(\cdot; \cdot)$ — совместная плотность нормального распределения со средним для первой компоненты из уравнения (18), для второй — из (16) и соответствующей ковариационной матрицей. Первый множитель соответствует цензурированным наблюдениям и представляет собой произведение вероятностей не работать, а второй описывает уравнения досуга и заработной платы для работающих.

Стоит вкратце обсудить некоторые особенности этой спецификации. Во-первых, в настоящей модели устранено смещение отбора, что особенно важно при оценке функции предложения труда для замужних женщин (Heckman, 1974). Во-вторых, подставляя (16) в (12), авторы фактически начинают использовать вместо истинных значений ставок заработной платы их расчетные значения. Такая замена полностью соответствует инструментальному подходу, тем самым позволяет избавиться от эндогенности заработных плат в модели. Этому также способствует наличие фиксированных индивидуальных эффектов $(\eta_i^{(1)}; \eta_i^{(2)})$ в обоих уравнениях модели (16) и (18), которые отвечают за все ненаблюдаемые характеристики индивидов.

Однако процессу оценивания настоящей модели сопутствует ряд трудностей. Как и любая модель на цензурированных данных, она является нелинейной, из-за чего применение внутригруппового преобразования становится невозможным (Blundell et al., 2007), поэтому авторы предлагают оценивать фиксированные эффекты как параметры. Тогда при больших значениях n и маленьких T оценки перестают быть состоятельными в силу перепараметризации модели (incidental parameters problem) (Neyman, Scott, 1948), поскольку число параметров линейно возрастает по числу индивидов в выборке. Однако в работе (Heckman, 1981) с помощью симуляций методом Монте-Карло показано, что нелинейные модели с фиксированными индивидуальными эффектами, оцениваемые с помощью ММП, будут давать состоятельные оценки только при условии, что для каждого индивида есть как минимум 8 наблюдений. Более того, Blundell et al. (2007) отмечают, что перепараметризация может приводить к серьезным смещениям в том случае, если в модели используются лагированные значения зависимых переменных в качестве регрессоров.

Из-за необходимости непосредственно оценивать фиксированные эффекты $\eta_i^{(2)}$ приходится ограничиваться только теми индивидами, которые работали хотя бы один год за весь исследуемый период. Представим себе, что индивид j не работал все T периодов. Тогда для него не будет оценено зарплатное уравнение (16), и $\eta_j^{(1)}$ будет не определен, т. е. его наблюдения являются цензурированными и соответствуют первому множителю функции правдоподобия (20). Имеем:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_j &= \prod_{t=0}^T P(\ln L_{jt} \geq \ln \bar{L}) = \prod_{t=0}^T P\left(\varepsilon_{jt}^{(2)} \geq \ln \bar{L} - Z_{jt} \frac{\varphi}{\theta} - \frac{r-\rho}{\theta} age_{jt} + X_{jt} \frac{\beta}{\theta} - \eta_j^{(2)}\right) = \\ &= \prod_{t=0}^T \left[1 - P\left(\ln \bar{L} - Z_{jt} \frac{\varphi}{\theta} - \frac{r-\rho}{\theta} age_{jt} + X_{jt} \frac{\beta}{\theta} - \eta_j^{(2)} \geq \varepsilon_{jt}^{(2)}\right)\right] = \\ &= \prod_{t=0}^T \left[1 - F_{\varepsilon_{jt}^{(2)}}\left(\ln \bar{L} - Z_{jt} \frac{\varphi}{\theta} - \frac{r-\rho}{\theta} age_{jt} + X_{jt} \frac{\beta}{\theta} - \eta_j^{(2)}\right)\right], \end{aligned} \quad (21)$$

где $F_{\varepsilon_{jt}^{(2)}}(\cdot)$ — функция распределения случайной величины $\varepsilon_{jt}^{(2)}$. Отсюда становится очевидным, что

$$\widehat{\eta_j^{(2)}} = \operatorname{argmax}_{\eta_j^{(2)}} \mathcal{L}_j = +\infty. \quad (22)$$

Заметим, однако, что явного оценивания $\eta_i^{(1)}$ не требуется (Maddala, 1987). Первый множитель в (20) не зависит от $\eta_i^{(1)}$, а второй можно записать по формуле условной вероятности

как $f(\ln L_{it}; \ln W_{it}) = f_{\epsilon_{it}^{(1)}}(\ln W_{it} | \ln L_{it}) f_{\epsilon_{it}^{(2)}}(\ln L_{it})$. Тогда только $f_{\epsilon_{it}^{(1)}}(\ln W_{it} | \ln L_{it})$ будет зависеть от $\eta_i^{(1)}$, т. е. фактически зарплатное уравнение линейно на подмножестве работающих индивидов. Из-за этого становится возможным применить к нему внутригрупповое преобразование, вычитая средние значения по наблюдениям, удовлетворяющим условию $\ln L_{it} < \ln \bar{L}$.

Таким образом, выпишем спецификацию оцениваемой функции правдоподобия, разложив второй множитель (20) по формуле условной вероятности:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & \prod_{\{\ln L_{it}^* \geq \ln \bar{L}\}} \left[1 - \Phi \left(\frac{\ln \bar{L} - \ln \hat{L}_{it}}{\sigma_{22}} \right) \right] \times \\ & \times \prod_{\{\ln L_{it}^* < \ln \bar{L}\}} \left(2\pi \left[\sigma_{11} - \sigma_{12}^2 / \sigma_{22} \right] \right)^{-1/2} \exp \left\{ - \frac{\left[(\ln \tilde{W}_{it} - \ln \widehat{W}_{it}) - \sigma_{12} (\ln L_{it} - \ln \hat{L}_{it}) / \sigma_{22} \right]^2}{2(\sigma_{11} - \sigma_{12}^2 / \sigma_{22})} \right\} \times \\ & \times \prod_{\{\ln L_{it}^* < \ln \bar{L}\}} \left(2\pi \sigma_{22}^2 \right)^{-1/2} \exp \left\{ - \frac{(\ln L_{it} - \ln \hat{L}_{it})^2}{2\sigma_{22}^2} \right\}, \end{aligned} \quad (23)$$

где $\ln \hat{L}_{it} = Z_{it} \frac{\varphi}{\theta} + \frac{r-\rho}{\theta} age_{it} - X_{it} \frac{\beta}{\theta} + \eta_i^{(2)}$, $\ln \tilde{W}_{it} = \ln W_{it} - \ln \bar{W}_i$, $\ln \widehat{W}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i) \beta$, $\Phi(\cdot)$ — стандартная нормальная функция распределения.

4. Данные

Для настоящего исследования требуются панельные микроданные, поэтому предпочтение было отдано базе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ², в частности, волнам с 9-й (2000 г.) по 27-ю (2018 г.). Более ранние волны оказались неподходящими, т. к. опрос проводился только каждые два года. Также в настоящем исследовании использовались данные по ИПЦ, предоставляемые Росстатом.

Используемая выборка представляет собой несбалансированную панель из женщин в возрасте 25–55 лет, которые состоят в браке с одним и тем же партнером. В настоящем исследовании накладывается ограничение на количество лет участия — каждый индивид должен наблюдаться минимум девять лет. Выполнение этого требования необходимо, чтобы избежать проблемы перепараметризации из-за включения фиксированных индивидуальных эффектов.

Обсудим используемые переменные. В качестве экзогенных детерминант досуга (Z_{it}) были выбраны следующие показатели: число детей в возрастных группах 0–3, 4–6, 7–12,

² «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН (сайты обследования RLMS HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>).

13–18 лет, а также суммарное число детей, проживающих в домохозяйстве, количество часов досуга мужа, индикатор наличия пенсии у мужа, возраст женщины. Согласно представленной модели, коэффициент перед возрастом представляет собой разность между ставкой процента и нормой межвременных предпочтений, а коэффициент перед логарифмом часов досуга мужа позволяет проверить гипотезу об эффекте дополнительного работника (added worker effect). Заметим, что Heckman, MaCurdy (1980) включали в уравнение досуга доход домохозяйства за вычетом дохода жены, однако, как отмечали сами авторы, этот показатель не является существенным для оценки эластичности предложения труда по Фришу, поэтому было решено его не использовать. Дополнительным аргументом в пользу исключения данного показателя из списка регрессоров является тот факт, что в данных по доходам домохозяйств присутствуют значительные ошибки измерения (Gorodnichenko et al., 2010).

В роли экзогенных детерминант заработной платы (X_{it}) будут выступать опыт и квадрат опыта, где опыт — это возраст индивида за вычетом количества лет обучения и еще семи лет (Heckman, MaCurdy, 1980). Фактически, зарплатное уравнение (16) представляет собой классическое уравнение Минсера (Mincer, 1974), где в роли зависимой переменной выступает логарифм почасовой ставки заработной платы.

Отдельно стоит обсудить зависимые переменные: часы досуга в году и средняя почасовая ставка заработной платы в году. Для их расчета использовалась методология, предложенная Денисовой и Карцевой (2007). Отметим, что в РМЭЗ НИУ ВШЭ предполагается, что индивид может быть занят максимум на трех работах, поэтому необходимо учитывать их все.

Чтобы оценить часы досуга в году, необходима информация об отработанных часах за этот период. Для первых двух работ имеется информация о среднем количестве отработанных часов в неделю, в день и за последние 30 дней. Часы в неделю и в день переводятся в месячное выражение после умножения на 4.35 (среднее количество недель в месяце) и 22 (среднее количество рабочих дней в месяце) соответственно. Переменная, полученная из отработанных часов в неделю, берется за основу, пропуски в ней заполняются сначала часами за последние 30 дней, а затем — преобразованными часами в день. На следующем шаге эти значения сравниваются с отработанными часами за последние 30 дней. Если эти переменные отличаются больше чем на 48 часов, то вместо расчетного значения используется значение за последние 30 дней. Для третьей работы имеется информация лишь об отработанных часах за последние 30 дней. Здесь стоит отметить, что эта работа может представлять собой как регулярный, так и нерегулярный вид деятельности. В нашем исследовании рассматривается только регулярная работа.

На основе описанных преобразований получают отработанные часы в месяц для каждой из трех работ, которые затем суммируются. В работе (Денисова, Карцева, 2007) отмечалось, что в выборке присутствуют индивиды, которые при ответе на вопросы об отработанных часах приписывали себе полный рабочий день сразу на нескольких работах, поэтому отбрасываются те наблюдения, где суммарные отработанные часы в месяц превышают 360 часов (15 часов в сутки). Оставшиеся наблюдения умножаются на 12, чтобы получить отработанные часы за год.

Методологию (Денисова, Карцева, 2007) можно улучшить, т. к. в базе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ имеется информация о количестве дней, проведенных в отпуске на первой работе. К этим дням можно также добавить нерабочие праздничные дни. Игнорирование нерабочих дней может привести к смещению оценок, которое будет усиливаться по мере роста доли нерабочих дней в общем количестве отработанных часов в году (Bick et al., 2014). Поэтому

мы умножим количество нерабочих дней на среднее количество отработанных часов в день и вычтем из отработанных часов за год. Таким образом, из соотношения $L_{it} = \bar{L} - N_{it}$, где $\bar{L} = 8760$ часов, находим часы досуга за год.

На рисунке 1 (справа) представлена гистограмма плотности распределения часов труда в год. В распределении имеются два пика: в районе 0 часов и 1803.44 часов (6.83 часов в рабочий день), где первый соответствует отсутствию работы. Менее выраженные пики находятся в районе 2000 часов (7.58 часов в рабочий день) и 2362.5 (8.95 часов в рабочий день).

Для построения средней почасовой ставки заработной платы в году использовались данные о среднемесячной ставке за год и заполнение пропусков данными о ставке за последние 30 дней (для каждой работы). После этого полученные переменные месячного трудового дохода преобразовывались в почасовые ставки для каждой работы, переводились в цены 2015 г. с помощью ИПЦ, предоставляемого Росстатом, и суммировались. На графике (рис. 1, слева) представлена гистограмма плотности распределения реальных почасовых ставок заработной платы среди работающих женщин в 2018 г. Средний уровень почасовой ставки составляет 123.29 руб. в час, что соответствует 18630.53 руб./мес. в реальном выражении.

Влияние числа детей в семье на отработываемые женщиной часы удобно оценить по графику, приведенному на рис. 2. На представленном графике изображены три эмпирические функции плотности отработанных часов, рассчитанные на основе ядерной оценки плотности (с гауссовым ядром), для женщин, в зависимости от числа детей в семье. На графике выделены наиболее интересные области: 100–350 час./год и 1700–2050 час./год. Для последней области видно, что с ростом числа детей в семье все меньше замужних женщин склонны предлагать труд на уровне 6.44–7.77 часов в рабочий день. Противоположный вывод можно сделать для левой области: с ростом числа детей в семье все больше замужних женщин склонны предлагать труд на уровне 0.38–1.33 часов в день, т. к. подобного рода трудовые контракты позволяют женщинам распределять свое время между работой и домашним хозяйством.

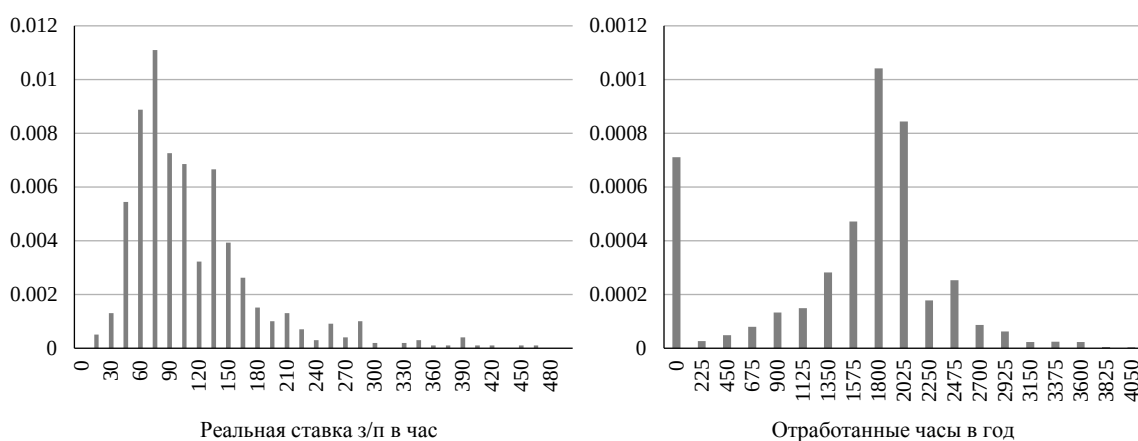


Рис. 1. Гистограммы плотности распределения реальных ставок заработной платы за 2018 г. для работающих женщин (слева) и отработанных часов за период 2000–2018 гг. для замужних женщин (справа)

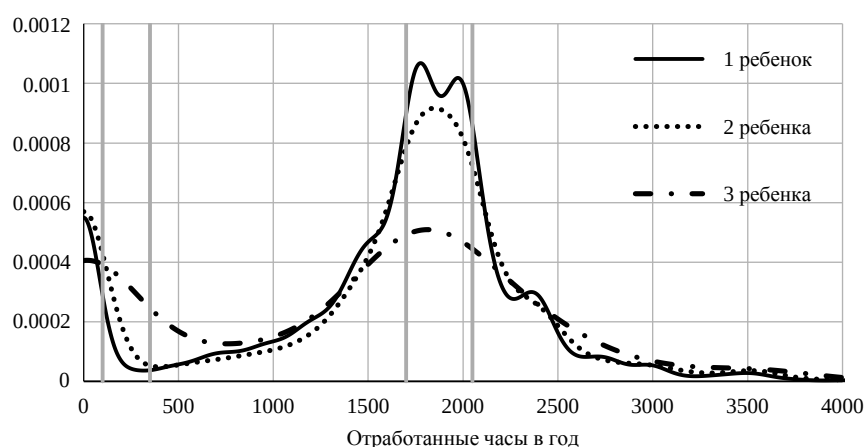


Рис. 2. Эмпирическая плотность отработанных часов в зависимости от числа детей до 18-ти лет за период 2000–2018 гг. среди замужних женщин

Наличие факторов, заметно повышающих резервную заработную плату для замужних женщин, объясняет большое количество периодов, в которых женщины предпочитали не работать (рис. 3), что оправдывает применение методологии (Heckman, MaCurdy, 1980).

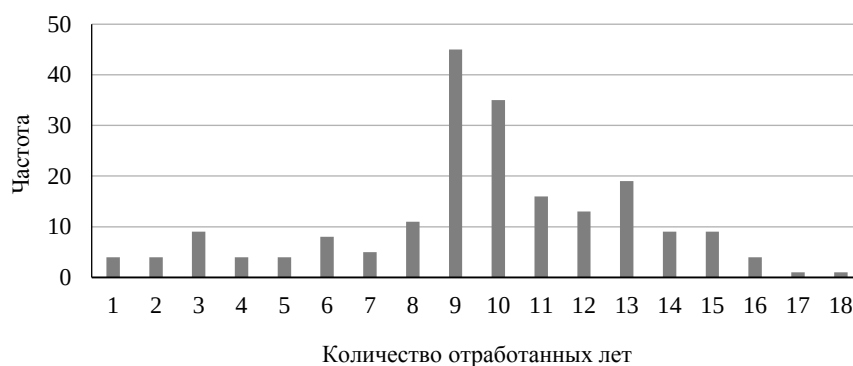


Рис. 3. Гистограмма отработанных лет (за период 2000–2018 гг.) среди замужних женщин

С введенными на выборку ограничениями можно более детально ознакомиться в Приложении. Используемые данные доступны по запросу.

5. Результаты оценивания

В таблице 1 представлены результаты оценивания модели Heckman–MaCurdy на российских данных за период 2000–2018 гг. с четырьмя наборами контрольных переменных.

Результаты получились достаточно схожими для разных наборов контрольных переменных, а оценки эластичности предложения труда по Фришу ($E_w^N(F)$) лежат в пределах 0.15–0.17. Для всех четырех спецификаций зарплатное уравнение не противоречит теории: по мере получения опыта трудовой доход растет с убывающим темпом.

Перед тем как интерпретировать уравнение досуга, стоит обратить внимание, что в таблицах 1 и 2 представлены отдельные коэффициенты, которые необходимо поделить на θ , чтобы получить предельные эффекты каждого из аргументов (см. (18)). В таблицах 2 и 3 представлены предельные эффекты как для досуга, так и для отработанных часов, подсчитанных по аналогии с (14).

Во всех моделях только число детей в возрасте до 13 лет оказывает значимое положительное влияние на часы досуга для женщин. Таким образом, каждый новорожденный ребенок будет уменьшать отработываемые часы матери в среднем на 26–30%. Влияние же ребенка в возрасте 4–6 лет становится заметно слабее — 9–13%, а дети в возрасте 7–12 лет снижают отработываемые часы матери на 6–9%. Такое ослабевающее воздействие числа детей довольно логично: маленький ребенок требует большего ухода со стороны матери, чем более взрослый. Согласно результатам моделей III и IV, где учитываются не только несовершеннолетние дети, как в спецификациях I и II, но и совершеннолетние (входят в состав переменной «число детей в д/х»), подростки (13–18 лет) не оказывают значимого влияния на отработываемые часы матери, как и общее число детей в домохозяйстве. Вероятно, это объясняется тем, что по достижении ребенком совершеннолетия резервная заработная плата женщины достигает своего минимального уровня, из-за чего работа становится для нее более предпочтительной альтернативой.

Возраст женщины, коэффициент при котором представляет собой разность между ставкой процента и нормой межвременных предпочтений, положительно воздействует на часы досуга женщины, что соответствует неравенству $[(1 + \rho)/(1 + r)]' < 1$.

Таблица 1. Оценки коэффициентов тобит-3 модели

Переменные	Спецификация			
	I	II	III	IV
Дети: 0–3 лет	1.631*** (0.347)	1.533*** (0.328)	1.901*** (0.39)	1.933*** (0.271)
Дети: 4–6 лет	0.577* (0.299)	0.553* (0.283)	0.794** (0.342)	0.827*** (0.24)
Дети: 7–12 лет	0.355* (0.216)	0.343* (0.204)	0.563** (0.262)	0.581*** (0.197)
Дети: 13–18 лет			0.185 (0.219)	0.198 (0.184)
Число детей в д/х			–0.109 (0.211)	–0.127 (0.183)
Возраст	0.163*** (0.021)	0.161*** (0.02)	0.169*** (0.022)	0.174*** (0.019)
Логарифм досуга мужа	30.181*** (0.087)	28.468*** (0.083)	31.486*** (0.094)	31.669*** (0.086)
Наличие пенсии у мужа		–0.302 (0.444)		–0.342 (0.401)
Опыт	0.145*** (0.01)	0.146*** (0.01)	0.145*** (0.01)	0.145*** (0.01)
Квадрат опыта	–0.002*** (0.0002)	–0.002*** (0.0002)	–0.001*** (0.0002)	–0.001*** (0.0002)

Окончание табл. 1

Переменные	Спецификация			
	I	II	III	IV
θ	30.77*** (0.077)	29.032*** (0.073)	32.084*** (0.078)	32.302*** (0.078)
$E_w^N(F)$	0.16*** (0.0004)	0.17*** (0.0004)	0.154*** (0.0004)	0.153*** (0.0004)
Логарифм правдоподобия	-221.68	-221.607	-221.536	-221.433
Число наблюдений	2294	2293	2294	2293
Число домохозяйств	201	201	201	201

Примечание. В скобках указаны робастные стандартные ошибки в форме Уайта.

* — $p < 0.1$; ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Наличие пенсии у мужа, которое играет роль прокси для инвалидности или принадлежности к соответствующей возрастной группе (такая переменная была использована в работе (Heckman, MaCurdy, 1980)), не оказало значимого влияния на досуг женщины. Это, вероятно, связано с двусторонним воздействием этой переменной: муж-инвалид повышает резервную заработную плату для своей жены, поскольку нуждается в дополнительном уходе, однако в то же время этот уход может требовать дополнительных денежных средств, из-за чего жена будет вынуждена работать интенсивнее.

Коэффициент перед логарифмом досуга мужа представляет собой эластичность досуга жены по досугу мужа, которая оказалась положительной и примерно равной 0.98. Такое значение коэффициента может вызывать вопросы, особенно если учитывать его отрицательное значение в работе (Heckman, MaCurdy, 1982) и его объяснение с помощью эффекта дополнительного работника (added worker effect).

Таблица 2. Предельные эффекты, спецификации I и II

	I		II	
	Досуг	Отработанные часы	Досуг	Отработанные часы
Дети: 0–3 лет	0.053	-0.262	0.053	-0.261
Дети: 4–6 лет	0.019	-0.093	0.019	-0.094
Дети: 7–12 лет	0.012	-0.057	0.012	-0.058
Дети: 13–18 лет				
Число детей в д/х				
Возраст женщины	0.005	-0.026	0.006	-0.027
Логарифм досуга мужа	0.981	-4.844	0.981	-4.844
Наличие пенсии у мужа			-0.01	0.051

Если принять интерпретацию Хекмана и МаКарди, то в данном случае можно говорить о наличии эффекта отчаявшегося работника (discouraged worker effect), преобладающего над эффектом дополнительного работника. Первый эффект связан с разочарованием в поиске работы и последующим выходом из рабочей силы в периоды высокой безработицы, а второй описывает обратную реакцию — потеря работы основным кормильцем побуждает остальных членов семьи вступить на рынок труда, чтобы сохранить уровень дохода домохозяйства (Mincer, 1962).

Таблица 3. Предельные эффекты, спецификации III и IV

	III		IV	
	Досуг	Отработанные часы	Досуг	Отработанные часы
Дети: 0–3 лет	0.059	–0.293	0.06	–0.296
Дети: 4–6 лет	0.025	–0.122	0.026	–0.126
Дети: 7–12 лет	0.018	–0.087	0.018	–0.089
Дети: 13–18 лет	0.006	–0.028	0.006	–0.03
Число детей в д/х	–0.003	0.017	–0.004	0.019
Возраст женщины	0.005	–0.026	0.005	–0.027
Логарифм досуга мужа	0.981	–4.847	0.98	–4.843
Наличие пенсии у мужа			–0.011	0.052

В краткосрочном периоде можно рассматривать эффекты дополнительного и отчаявшегося работника как эффекты дохода и замещения соответственно (Ehrenberg, Smith, 2016). В первом случае уменьшение уровня дохода семьи приводит к снижению потребления, из-за чего женщине становится выгоднее больше работать. Однако в условиях экономического спада предложение труда значительно превышает спрос, поэтому, во-первых, реальная заработная плата уменьшается, а во-вторых, процесс поиска работы заметно усложняется. Тогда ожидаемый индивидом уровень заработной платы падает, что фактически является эффектом замещения.

Исходя из этого, альтернативные издержки занятости для жены, если рассматривать ее как «дополнительного» работника, во время экономических спадов, когда реальный доход ее семьи и отработываемые часы мужа будут сокращаться, заметно возрастают, из-за чего отработываемые ею часы снижаются (Ehrenberg, Smith, 2016). В то же время позитивный шок будет увеличивать интенсивность работы как мужа, так и жены (Гимпельсон, Капелюшников, 2015), что согласуется с положительной эластичностью досуга жены по досугу мужа.

Заметим, что в работе (Клепикова, 2016), где оценивалась эластичность предложения труда в России, было обнаружено отрицательное воздействие уровня безработицы в регионе на отработанные часы как для женщин, так и для мужчин, что автор также объясняет преобладанием эффекта отчаявшегося работника.

Если говорить об эластичности предложения труда по Фришу, то полученные оценки лежат в пределах 0.15–0.17, что свидетельствует о слабой реакции отработанных часов на краткосрочные шоки трудовых доходов и согласуется с результатами (Вакуленко, Гурвич, 2015). Более того, значения этих показателей оказались значительно ниже, чем в литературе — согласно обзору (Whalen, Reichling, 2017), оценки для женщин обычно лежат в пределах 0.5–1. Для того чтобы объяснить эту разницу, необходимо обратиться к институциональным механизмам рынка труда, которые во многом определяют функционирование последнего (Boeri, Van Ours, 2013).

Объяснением слабой реакции отработанных часов замужних женщин на шоки трудовых доходов является тот факт, что в российском обществе, особенно вдали от крупных городов, преобладают более традиционные взгляды на распределение ролей среди членов семьи (Лежнина, 2013) — женщина должна заниматься воспитанием детей и ведением домашнего хозяйства.

Стоит также обратить внимание на популярную в литературе гипотезу о «русской модели рынка труда», которая впервые была описана в (Layard, Richter, 1995), а затем полноценно сформулирована в (Gimpelson, Lippoldt, 2002; Капелюшников, 2001). Так, российский рынок труда характеризуется особым режимом приспособления к макроэкономическим шокам, который заключается в преобладании механизма ценовой адаптации, проявляющегося в изменении уровня заработных плат или неполной занятости, над количественным снижением занятости. Полученные в настоящей работе оценки эластичности предложения труда по Фришу позволяют уточнить описанный механизм, так как в случае краткосрочных шоков, связанных, например, с деловыми циклами, реакция обрабатываемых часов у замужних женщин остается слабой.

6. Заключение

В настоящей работе была оценена функция предложения труда замужних женщин в России за период 2000–2018 гг. на основе микроданных РМЭЗ НИУ ВШЭ по методологии из работы (Heckman, MaCurdy, 1980). Было показано, что число и возраст детей отрицательно влияют на обрабатываемые женщиной часы, но по мере взросления ребенка этот эффект ослабевает. Суммарное же число детей женщины (с учетом совершеннолетних), проживающих в домохозяйстве, в среднем не влияет на отработанные ею часы. Отсутствие значимого эффекта также наблюдается для показателя наличия пенсии у мужа. Эластичность досуга женщины по досугу мужа равна 0.98, что может свидетельствовать о преобладании эффекта отчаявшегося работника над эффектом дополнительного работника. Эластичность предложения труда по заработной плате по Фришу лежит около 0.16.

Список литературы

- Вакуленко Е. С., Гурвич Е. Т. (2015). Моделирование механизмов российского рынка труда. *Вопросы экономики*, 11, 5–29.
- Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И. (2015). Российская модель рынка труда: испытание кризисом. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 26 (2), 249–254.
- Денисова И. А., Карцева М. А. (2007). Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России. *Прикладная эконометрика*, 5 (1), 30–57.
- Капелюшников Р. И. (2001). Российский рынок труда: адаптация без реструктуризации. *Экономическая социология*, 2 (2), 5–22.
- Капелюшников Р. И. (2009). *Конец российской модели рынка труда*. М.: Фонд «Либеральная Миссия».
- Клепикова Е. А. (2016). Эластичность предложения на российском рынке труда. *Вопросы экономики*, 9, 111–128.
- Ларин А. В., Максимов А. Г., Чернова Д. В. (2016). Эластичность предложения труда по заработной плате в России. *Прикладная эконометрика*, 41 (1), 47–61.
- Лежнина Ю. П. (2013). Трансформация гендерных ролей в современной России. *Общественные науки и современность*, 4, 165–176.

- Ai C., Chen C. (1992). Estimation of a fixed effects bivariate censored regression model. *Economics Letters*, 40 (4), 403–406.
- Altonji J. G. (1986). Intertemporal substitution in labor supply: Evidence from micro data. *Journal of Political Economy*, 94 (3), 176–215.
- Amemiya T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of Econometrics*, 24 (1–2), 3–61.
- Angrist J. D. (1991). Grouped-data estimation and testing in simple labor-supply models. *Journal of Econometrics*, 47 (2–3), 243–266.
- Ashenfelter O., Heckman J. (1972). Estimating labor supply functions. *Working Papers 409*. Princeton University, Department of Economics.
- Attanasio O., Levell P., Low H., Sánchez-Marcos V. (2018). Aggregating elasticities: Intensive and extensive margins of women's labor supply. *Econometrica*, 86 (6), 2049–2082.
- Bick A., Brüggemann B., Fuchs-Schündeln N. (2014). Labor supply along the extensive and intensive margin: Cross-country facts and time trends by gender. https://wiwi.uni-frankfurt.de/Professoren/fuchs/staff/fuchs/paper/bbfs_paper.pdf.
- Blundell R., Duncan A., Meghir C. (1998). Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, 66 (4), 827–861.
- Blundell R., MaCurdy T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 3a, 1559–1695. Elsevier.
- Blundell R., MaCurdy T., Meghir C. (2007). Labor supply models: Unobserved heterogeneity, nonparticipation and dynamics. In: *Handbook of Econometrics*, v. 6a, 4668–4775. Elsevier.
- Boeri T., Van Ours J. (2013). *The economics of imperfect labor markets*. Princeton University Press.
- Borjas G. J. (1980). The relationship between wages and weekly hours of work: The role of division bias. *Journal of Human Resources*, 15 (3), 409–423.
- Browning M. J. (1982). Profit function representations for consumer preferences. *Bristol University Discussion Paper*, 82/125.
- Browning M. J., Deaton A., Irish M. (1985). A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. *Econometrica*, 53 (3), 503–544.
- Céspedes Reynaga N., Rendon S. (2012). The Frisch elasticity in labor markets with high job turnover. *IZA Discussion Paper No. 6991*.
- Chetty R., Guren A., Manoli D., Weber A. (2011). Are micro and macro labor supply elasticities consistent? A review of evidence on the intensive and extensive margins. *American Economic Review*, 101 (3), 471–475.
- Devereux P. J. (2007). Small-sample bias in synthetic cohort models of labor supply. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (4), 839–848.
- Ehrenberg R. G., Smith R. S. (2016). *Modern labor economics: Theory and public policy*. Routledge.
- Fiorito R., Zanella G. (2008). Labor supply elasticities: Can micro be misleading for macro? *Working Paper No. 4*. Italian Ministry of Economy and Finance.
- Fiorito R., Zanella G. (2012). The anatomy of the aggregate labor supply elasticity. *Review of Economic Dynamics*, 15 (2), 171–187.
- Friedman M. (1957). *Theory of the consumption function*. National Bureau of Economic Research.
- Frisch R. (1932). *New methods of measuring marginal utility*. Tübingen: J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).
- Ghez G., Becker G. S. (1975). The allocation of time over the life cycle. In: *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle* (Eds. Ghez G., Becker G. S.), 83–132. National Bureau of Economic Research.

- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2011). Labor market adjustment: Is Russia different? *IZA Discussion Paper*, 5588.
- Gimpelson V., Lippoldt D. (2002). *The Russian labour market: Between transition and turmoil*. Rowman & Littlefield Publishers.
- González R., Sala H. (2015). The Frisch elasticity in the Mercosur countries: A pseudo-panel approach. *Development Policy Review*, 33 (1), 107–131.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.
- Gronau R. (1973). The effect of children on the housewife's value of time. *Journal of Political Economy*, 81 (2), 168–199.
- Hall R. E. (1970). Wages, income and hours of work in the US labor force. *Working Paper 62*. Massachusetts Institute of Technology (MIT).
- Heckman J. J. (1974). Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 42 (4), 679–694.
- Heckman J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5 (4), 475–492.
- Heckman J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 153–161.
- Heckman J. J. (1981). The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process. In: *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (Eds. C. F. Manski, D. McFadden), 179–195. MIT Press, Cambridge.
- Heckman J. J., MaCurdy T. E. (1980). A life cycle model of female labour supply. *The Review of Economic Studies*, 47 (1), 47–74.
- Heckman J. J., MaCurdy T. E. (1982). Corrigendum on a life cycle model of female labour supply. *Review of Economic Studies*, 49 (4), 659–660.
- Heim B. T. (2007). The incredible shrinking elasticities married female labor supply, 1978–2002. *Journal of Human Resources*, 42 (4), 881–918.
- Honoré B. E. (1992). Trimmed LAD and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects. *Econometrica*, 60 (3), 533–565.
- Honoré B. E., Kyriazidou E., Powell J. L. (2000). Estimation of Tobit-type models with individual specific effects. *Econometric Reviews*, 19 (3), 341–366.
- Honoré B. E., Kyriazidou E., Udry C. (1997). Estimation of type 3 tobit models using symmetric trimming and pairwise comparisons. *Journal of Econometrics*, 76 (1–2), 107–128.
- Keane M. P. (2011). Labor supply and taxes: A survey. *Journal of Economic Literature*, 49 (4), 961–1075.
- Keane M. P., Todd P. E., Wolpin K. I. (2011). The structural estimation of behavioral models: Discrete choice dynamic programming methods and applications. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 4a, 331–461. Elsevier.
- Kimmel J., Kniesner T. J. (1998). New evidence on labor supply: Employment versus hours elasticities by sex and marital status. *Journal of Monetary Economics*, 42 (2), 289–301.
- King R. G., Rebelo S. T. (1999). Resuscitating real business cycles. In: *Handbook of Macroeconomics*, v. 1, 927–1007. Elsevier.
- Kuroda S., Yamamoto I. (2008). Estimating Frisch labor supply elasticity in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 22 (4), 566–585.

Layard R., Richter A. (1995). Labour market adjustment — the Russian way. In: *Russian Economic Reform at Risk* (Ed. A. Aslund), 119–147. London: Pinter.

MaCurdy T. E. (1981). An empirical model of labor supply in a life-cycle setting. *Journal of Political Economy*, 89 (6), 1059–1085.

MaCurdy T. E. (1985). Interpreting empirical models of labor supply in an intertemporal framework with uncertainty. In: *Longitudinal Analysis of Labor Market Data* (Eds. J. J. Heckman, B. S. Singer), 148–170. Cambridge University Press.

Maddala G. S. (1987). Limited dependent variable models using panel data. *Journal of Human Resources*, 22 (3), 307–338.

Mincer J. (1962). Labor force participation of married women: A study of labor supply. In: *Aspects of Labor Economics*, 63–105. National Bureau of Economic Research.

Mincer J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.

Neyman J., Scott E. L. (1948). Consistent estimates based on partially consistent observations. *Econometrica*, 16 (1), 1–32.

Pencavel J. (1986). Labor supply of men: A survey. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 1, 3–102. Elsevier.

Peterman W. B. (2016). Reconciling micro and macro estimates of the Frisch labor supply elasticity. *Economic Inquiry*, 54 (1), 100–120.

Smets F., Wouters R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97 (3), 586–606.

Tobin J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, 26 (1), 24–36.

Verbeek M., Nijman T. (1992). Can cohort data be treated as genuine panel data? *Empirical Economics*, 17 (1), 9–23.

Whalen C., Reichling F. (2017). Estimates of the Frisch elasticity of labor supply: A review. *Eastern Economic Journal*, 43 (1), 37–42.

Поступила в редакцию 05.09.2020;
принята в печать 26.10.2021.

Приложение

При подготовке выборки был введен ряд ограничений, которые перечислены в разделе «Данные». Здесь представлена пошаговая последовательность вводимых ограничений на выборку и оставшегося числа наблюдений и уникальных домохозяйств:

- 1) репрезентативная выборка из женщин за 2000–2018 гг. — 14111 наблюдений (1678 чел.);
- 2) ограничения на возраст (25–55 лет) и построение переменных заработной платы и отработанных часов — 9317 наблюдений (1379 чел.);
- 3) убираем индивидов, которые не работали ни одного периода — 8313 наблюдений (1181 чел.);
- 4) оставляем уникальные пары — 8188 наблюдений (1181 чел.)³;

³ Число домохозяйств не сократилось по сравнению с предыдущим ограничением, т. к. для женщин, состоявших в нескольких браках в течение всего обследования, оставались наблюдения, соответствовавшие наиболее длительному браку. Это позволило как можно меньше ограничить выборку на данном этапе.

- 5) очищаем используемые переменные от пропусков — 6018 наблюдений (1077 чел.);
- 6) еще раз убираем тех, кто ни одного периода не работал — 5889 наблюдений (1037 чел.)⁴;
- 7) оставляем тех, кто наблюдается больше 9 периодов — 2294 наблюдений (201 чел.).

Zamnius A. V., Polbin A. V. Estimating intertemporal elasticity of substitution of labor supply for married women in Russia. *Applied Econometrics*, 2021, v. 64, pp. 23–48.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48

Alexey Zamnius

Gaidar Institute, Moscow, Russian Federation;
zamnius@iep.ru

Andrey Polbin

RANEPa, Gaidar Institute, Moscow, Russian Federation;
apolbin@iep.ru

Estimating intertemporal elasticity of substitution of labor supply for married women in Russia

This paper provides an econometric analysis of the labor supply function of married women in Russia based on data from RLMS HSE and methodology from the work (Heckman, MaCurdy, 1980), in which decisions about entering the labor market and the intensity of work are made within a dynamic optimization problem. It is shown that the husband's leisure and the number of children living in the household have a negative effect on the woman's hours worked. The estimate of the Frisch elasticity of labor supply with respect to wages lies near 0.16.

Keywords: labor supply function; Frisch labor supply elasticity; intertemporal substitution in labor supply; tobit-3 model; RLMS HSE.

JEL classification: D15; J20.

References

- Vakulenko E., Gurvich E. (2015). Modeling the mechanisms of Russian labour market. *Voprosy Ekonomiki*, 11, 5–29 (in Russian).
- Gimpelson V. Y., Kapelyushnikov R. I. (2015). The Russian labour market model: Trial by recession. *Journal of the New Economic Association*, 26 (2), 249–254 (in Russian).
- Denisova I. A., Kartseva M. A. (2007). A premium for a degree in engineering: An estimation of returns to the field-specific education in Russia. *Applied Econometrics*, 5 (1), 30–57 (in Russian).
- Kapelyushnikov R. I. (2001). Russian labour market: Adaptation without restructuring. *Journal of Economic Sociology*, 2 (2), 5–22 (in Russian).

⁴ Очередное очищение выборки от индивидов, не работавших ни одного периода, необходимо, т. к. существуют индивиды, которые, например, ни разу не указали свою заработную плату. Для таких индивидов убираются все наблюдения за периоды, когда они работали, на этапе (5).

- Kapelyushnikov R. I. (2009). *Konec rossijskoj modeli rynka truda*. M.: Fond «Liberal'naya Missiya» (in Russian).
- Klepikova E. (2016). Labor supply elasticity in Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 9, 111–128 (in Russian).
- Larin A., Maksimov A., Chernova D. (2016). The elasticity of labor supply in Russia. *Applied Econometrics*, 41 (1), 47–61 (in Russian).
- Lezhnina YU. P. (2013). Transformaciya gendernyh rolej v sovremennoj Rossii. *Obshchestvennye nauki i sovremennost'*, 4, 165–176 (in Russian).
- Ai C., Chen C. (1992). Estimation of a fixed effects bivariate censored regression model. *Economics Letters*, 40 (4), 403–406.
- Altonji J. G. (1986). Intertemporal substitution in labor supply: Evidence from micro data. *Journal of Political Economy*, 94 (3), 176–215.
- Amemiya T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of Econometrics*, 24 (1–2), 3–61.
- Angrist J. D. (1991). Grouped-data estimation and testing in simple labor-supply models. *Journal of Econometrics*, 47 (2–3), 243–266.
- Ashenfelter O., Heckman J. (1972). Estimating labor supply functions. *Working Papers 409*. Princeton University, Department of Economics.
- Attanasio O., Levell P., Low H., Sánchez-Marcos V. (2018). Aggregating elasticities: Intensive and extensive margins of women's labor supply. *Econometrica*, 86 (6), 2049–2082.
- Bick A., Brüggemann B., Fuchs-Schündeln N. (2014). Labor supply along the extensive and intensive margin: Cross-country facts and time trends by gender. https://wiwi.uni-frankfurt.de/Professoren/fuchs/staff/fuchs/paper/bbfs_paper.pdf.
- Blundell R., Duncan A., Meghir C. (1998). Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, 66 (4), 827–861.
- Blundell R., MaCurdy T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 3a, 1559–1695. Elsevier.
- Blundell R., MaCurdy T., Meghir C. (2007). Labor supply models: Unobserved heterogeneity, nonparticipation and dynamics. In: *Handbook of Econometrics*, v. 6a, 4668–4775. Elsevier.
- Boeri T., Van Ours J. (2013). *The economics of imperfect labor markets*. Princeton University Press.
- Borjas G. J. (1980). The relationship between wages and weekly hours of work: The role of division bias. *Journal of Human Resources*, 15 (3), 409–423.
- Browning M. J. (1982). Profit function representations for consumer preferences. *Bristol University Discussion Paper*, 82/125.
- Browning M. J., Deaton A., Irish M. (1985). A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. *Econometrica*, 53 (3), 503–544.
- Céspedes Reynaga N., Rendon S. (2012). The Frisch elasticity in labor markets with high job turnover. *IZA Discussion Paper No. 6991*.
- Chetty R., Guren A., Manoli D., Weber A. (2011). Are micro and macro labor supply elasticities consistent? A review of evidence on the intensive and extensive margins. *American Economic Review*, 101 (3), 471–475.
- Devereux P. J. (2007). Small-sample bias in synthetic cohort models of labor supply. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (4), 839–848.
- Ehrenberg R. G., Smith R. S. (2016). *Modern labor economics: Theory and public policy*. Routledge.

- Fiorito R., Zanella G. (2008). Labor supply elasticities: Can micro be misleading for macro? *Working Paper No. 4*. Italian Ministry of Economy and Finance.
- Fiorito R., Zanella G. (2012). The anatomy of the aggregate labor supply elasticity. *Review of Economic Dynamics*, 15 (2), 171–187.
- Friedman M. (1957). *Theory of the consumption function*. National Bureau of Economic Research.
- Frisch R. (1932). *New methods of measuring marginal utility*. Tübingen: J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).
- Ghez G., Becker G. S. (1975). The allocation of time over the life cycle. In: *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle* (Eds. Ghez G., Becker G. S.), 83–132. National Bureau of Economic Research.
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2011). Labor market adjustment: Is Russia different? *IZA Discussion Paper*, 5588.
- Gimpelson V., Lippoldt D. (2002). *The Russian labour market: Between transition and turmoil*. Rowman & Littlefield Publishers.
- González R., Sala H. (2015). The Frisch elasticity in the Mercosur countries: A pseudo-panel approach. *Development Policy Review*, 33 (1), 107–131.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.
- Gronau R. (1973). The effect of children on the housewife's value of time. *Journal of Political Economy*, 81 (2), 168–199.
- Hall R. E. (1970). Wages, income and hours of work in the US labor force. *Working Paper 62*. Massachusetts Institute of Technology (MIT).
- Heckman J. J. (1974). Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 42 (4), 679–694.
- Heckman J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5 (4), 475–492.
- Heckman J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 153–161.
- Heckman J. J. (1981). The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process. In: *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (Eds. C. F. Manski, D. McFadden), 179–195. MIT Press, Cambridge.
- Heckman J. J., MaCurdy T. E. (1980). A life cycle model of female labour supply. *The Review of Economic Studies*, 47 (1), 47–74.
- Heckman J. J., MaCurdy T. E. (1982). Corrigendum on a life cycle model of female labour supply. *Review of Economic Studies*, 49 (4), 659–660.
- Heim B. T. (2007). The incredible shrinking elasticities married female labor supply, 1978–2002. *Journal of Human Resources*, 42 (4), 881–918.
- Honoré B. E. (1992). Trimmed LAD and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects. *Econometrica*, 60 (3), 533–565.
- Honoré B. E., Kyriazidou E., Powell J. L. (2000). Estimation of Tobit-type models with individual specific effects. *Econometric Reviews*, 19 (3), 341–366.
- Honoré B. E., Kyriazidou E., Udry C. (1997). Estimation of type 3 tobit models using symmetric trimming and pairwise comparisons. *Journal of Econometrics*, 76 (1–2), 107–128.
- Keane M. P. (2011). Labor supply and taxes: A survey. *Journal of Economic Literature*, 49 (4), 961–1075.

- Keane M. P., Todd P. E., Wolpin K. I. (2011). The structural estimation of behavioral models: Discrete choice dynamic programming methods and applications. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 4a, 331–461. Elsevier.
- Kimmel J., Kniesner T. J. (1998). New evidence on labor supply: Employment versus hours elasticities by sex and marital status. *Journal of Monetary Economics*, 42 (2), 289–301.
- King R. G., Rebelo S. T. (1999). Resuscitating real business cycles. In: *Handbook of Macroeconomics*, v. 1, 927–1007. Elsevier.
- Kuroda S., Yamamoto I. (2008). Estimating Frisch labor supply elasticity in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 22 (4), 566–585.
- Layard R., Richter A. (1995). Labour market adjustment — the Russian way. In: *Russian Economic Reform at Risk* (Ed. A. Aslund), 119–147. London: Pinter.
- MaCurdy T. E. (1981). An empirical model of labor supply in a life-cycle setting. *Journal of Political Economy*, 89 (6), 1059–1085.
- MaCurdy T. E. (1985). Interpreting empirical models of labor supply in an intertemporal framework with uncertainty. In: *Longitudinal Analysis of Labor Market Data* (Eds. J. J. Heckman, B. S. Singer), 148–170. Cambridge University Press.
- Maddala G. S. (1987). Limited dependent variable models using panel data. *Journal of Human Resources*, 22 (3), 307–338.
- Mincer J. (1962). Labor force participation of married women: A study of labor supply. In: *Aspects of Labor Economics*, 63–105. National Bureau of Economic Research.
- Mincer J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Neyman J., Scott E. L. (1948). Consistent estimates based on partially consistent observations. *Econometrica*, 16 (1), 1–32.
- Pencavel J. (1986). Labor supply of men: A survey. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 1, 3–102. Elsevier.
- Peterman W. B. (2016). Reconciling micro and macro estimates of the Frisch labor supply elasticity. *Economic Inquiry*, 54 (1), 100–120.
- Smets F., Wouters R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97 (3), 586–606.
- Tobin J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, 26 (1), 24–36.
- Verbeek M., Nijman T. (1992). Can cohort data be treated as genuine panel data? *Empirical Economics*, 17 (1), 9–23.
- Whalen C., Reichling F. (2017). Estimates of the Frisch elasticity of labor supply: A review. *Eastern Economic Journal*, 43 (1), 37–42.

Received 05.09.2020; accepted 26.10.2021.