

## Эластичность предложения труда по заработной плате у женатых мужчин в России<sup>1</sup>

**Замниус А.В., Полбин А.В., Синельников-Мурылев С.Г.**

В работе для оценки эластичности предложения труда в России используется подход, основанный на работах [Altonji, 1986; Kimmel, Kniesner, 1998], позволяющий путем оценки уравнения предельной нормы замещения труда потреблением получить значения структурных параметров функции полезности, необходимых для расчета эластичностей предложения труда по Маршаллу, Хиксу и Фришу. Данный подход, представляющий собой пятишаговую процедуру оценивания, позволяет устранить важные источники смещения оценок: ошибки измерения, смещение отбора, корреляцию заработной платы и потребления со случайной ошибкой, отражающей, в частности, изменения предпочтений индивидов относительно потребления и досуга. В работе проводится эконометрический анализ функции предложения труда в России за период 2000–2018 гг. на микроданных РМЭЗ НИУ ВШЭ для женатых мужчин. Оценка уравнения заработных плат показывает, что ставки заработной платы у мужчин в России увеличиваются с возрастом с убывающим темпом. Оценка уравнения потребления демонстрирует, что увеличение инфляции способствует сокращению потребительских расходов на товары текущего потребления. Это может быть связано с реакцией индивидов на возрастающий уровень неопределенности в будущих доходах, что выражается в снижении склонности к потреблению и в увеличении сбережений из-за мотива предосторожности. Оценки уравнения отработанных часов подтверждают, что предложение труда мужчин в российской экономике очень слабо реагирует на перманентные шоки заработных плат в отличие от транзитивных.

<sup>1</sup> Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Авторы выражают благодарность анонимному рецензенту за ценные замечания.

**Замниус Алексей Васильевич** – м.н.с. Центра математического моделирования экономических процессов Института прикладных экономических исследований РАНХиГС. E-mail: zamnius-av@ranepa.ru

**Полбин Андрей Владимирович** – к.э.н., директор Центра математического моделирования экономических процессов Института прикладных экономических исследований РАНХиГС; заместитель заведующего международной лабораторией математического моделирования экономических процессов ИЭП им. Е. Т. Гайдара. E-mail: apolbin@ier.ru

**Синельников-Мурылев Сергей Германович** – д.э.н., профессор, ректор Всероссийской академии внешней торговли. E-mail: sinel@vavt.ru

Статья поступила: 22.03.2022/Статья принята: 12.05.2022.

Более того, изменение отработанных часов в ответ на отрицательный перманентный шок заработных плат является положительным, что свидетельствует о преобладании эффекта дохода над эффектом замещения. На основе проделанных расчетов были получены оценки интенсивных компонент эластичностей предложения труда по Фришу (0,139), Хиксу (0,119) и Маршаллу (-0,029) для мужчин. Рассчитанные эластичности могут быть использованы при оценке различных мер налоговой политики.

**Ключевые слова:** функция предложения труда; эластичности предложения труда по Маршаллу, Хиксу и Фришу; смещение отбора; инструментальные переменные; РМЭЗ НИУ ВШЭ.

**DOI:** 10.17323/1813-8691-2022-26-2-177-212

**Для цитирования:** Замниус А.В., Полбин А.В., Синельников-Мурылев С.Г. Эластичность предложения труда по заработной плате у женатых мужчин в России. *Экономический журнал ВШЭ*. 2022; 26(2): 177–212.

**For citation:** Zamnius A.V., Polbin A.V., Sinelnikov-Murylev S.G. The Labor Supply Elasticity for Married Men in Russia. *HSE Economic Journal*. 2022; 26(2): 177–212. (In Russ.)

## 1. Введение

Эластичность предложения труда по заработной плате является одним из ключевых экономических показателей, который оценивает реакцию предложения труда на изменение трудовых доходов. Область применения этого показателя очень широка – от оценки последствий изменений в области бюджетно-налоговой политики, в частности, в системе налогообложения, до макроэкономического прогнозирования на основе моделей общего равновесия [Chetty et al., 2011; King, Rebelo, 1999; Saez, 2001; Smets, Wouters, 2007]. На текущий момент подобные модели для России калибруются на основе оценок по другим странам, что может приводить к неправильным результатам.

Для России оценок эластичности предложения труда не так много. На текущий момент известны три работы [Замниус, Полбин, 2021; Клепикова, 2016; Ларин и др., 2016]. Так, в статье [Ларин и др., 2016] полученные оценки оказались неустойчивыми, а работы [Замниус, Полбин, 2021; Клепикова, 2016] хоть и предоставляют вполне устойчивые и интерпретируемые результаты, однако в первой описывается реакция замужних женщин на краткосрочные шоки путем оценки эластичности предложения труда по Фришу с помощью Тобит-III модели с фиксированными индивидуальными эффектами, в то время как во второй были оценены маршаллианские эластичности для мужчин и женщин из панельных регрессий отработанных часов и индивидуального индикатора занятости по ставкам заработных плат, что позволило изучить реакцию индивидов на долгосрочные шоки. В настоящей работе используется подход, отличный от упомянутых выше, основанный на оценке логарифмированного уравнения предельной нормы замещения труда потреблением, позволяющий получить значения структурных параметров функции полезности, необходимых для расчета сразу нескольких эластичностей предложения труда,

что даст возможность оценить реакцию как на долгосрочные, так и на краткосрочные шоки заработных плат на основе опросных данных по России.

Несмотря на то, что уровень участия в рабочей силе и отработанные часы в России в последние годы находились на относительно высоком уровне и задача стимулирования участия, для решения которой нужны оценки эластичностей предложения труда, остро не стояла, полученные оценки эластичностей могут найти практическую ценность при прогнозировании реакции предложения труда на краткосрочные и долгосрочные изменения заработных плат, для оценки эффектов для рынка труда от изменения налогообложения, например, для ответа на вопрос, насколько сильно сократятся отработанные часы при повышении НДФЛ или НДС, вероятность повышения которых в будущем высока вследствие возможного снижения доходов бюджета РФ от экспорта углеводородов, а также для калибровки параметров моделей общего равновесия.

## 2. Обзор теоретической литературы

По мере развития неоклассических моделей реального делового цикла стало важным получение численного значения межвременной эластичности замещения предложения труда [Alogoskoufis, 1987], что, в том числе, стимулировало появление большого числа эмпирических работ, где проводилась оценка этого параметра [Blundell, MaCurdy, 1999].

В это же время развивалась теория оптимального налогообложения. Важной работой в этой области считается [Mirrlees, 1971], в которой автор приходит к выводу, что чем более эластично предложение труда по заработной плате, тем ниже должна быть оптимальная ставка налога на труд. Поэтому многие исследователи стали разрабатывать микроэкономические модели предложения труда, чтобы оценить эластичность предложения труда и, следовательно, определить оптимальную ставку подоходного налога [Hausman, 1985].

На сегодняшний день существует большое количество вариаций в постановках неоклассических моделей предложения труда, однако наиболее важной характеристикой любой модели является ее динамический характер [Keane, 2011]. В настоящем обзоре будет сначала рассмотрена статическая постановка задачи, а затем – динамическая.

Обсудим базовую постановку однопериодной задачи индивида, описанную в работе [Keane, 2011], где его полезность положительно зависит от уровня потребления  $C$  и отрицательно от часов труда  $N$  при бюджетном ограничении, которое представляет собой равенство суммы трудового  $WN$  (где  $W$  – ставка заработной платы) и нетрудового  $S$  доходов потребления:

$$(1) \quad \begin{cases} U = U(C; N) \\ C = WN + S. \end{cases}$$

В настоящей модели предполагается, что индивиды не могут занимать или сберегать, а предпочтения индивида полагаются заданными, т.е. не зависят от внешних факторов.

Условия первого порядка имеют вид

$$(2) \quad \begin{cases} \frac{\partial U(C; N)}{\partial C} = \lambda, \\ \frac{\partial U(C; N)}{\partial N} \geq \lambda W, \end{cases}$$

где  $\lambda$  – множитель Лагранжа при бюджетном ограничении. Выполнение строгого неравенства во втором условии соответствует случаю краевого решения, т.е. когда индивид не работает. Решением поставленной задачи будут классические функции предложения труда по Маршаллу и Хиксу, где первая предполагает постоянство нетрудового дохода  $S$ , а вторая – полезности  $U$ .

В 80-х годах прошлого века стали появляться первые постановки многопериодных моделей предложения труда, где решения о текущем потреблении и отработанных часах зависят от цен и ставок заработных плат не только за этот период, но и за все остальные. Наиболее значимой работой в этой области стала статья [MacCurdy, 1981], где автор, при предположении о совершенстве информации, переформулировал задачу индивида следующим образом:

$$(3) \quad \begin{cases} U = \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} U(C_t; N_t), \\ \Omega_0 + \sum_{t=0}^T \frac{W_t N_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^t}. \end{cases}$$

Теперь индивид, живущий  $T+1$  периодов, максимизирует свою интегральную функцию полезности  $U$ , которая представляет собой приведенную по норме межвременных предпочтений  $\rho$  к начальному периоду сумму мгновенных полезностей  $U(C_t; N_t)$  при интегральном бюджетном ограничении, предполагающем, что сумма начального запаса активов  $\Omega_0$  и приведенного по фиксированной ставке процента  $r$  потока трудовых доходов равна приведенной сумме расходов на потребление. Строгая сепарабельность интегральной функции полезности по времени является ключевой предпосылкой динамических моделей предложения труда, без которой часть приведенных далее выводов будет неверной [Browning et al., 1985].

С помощью метода множителей Лагранжа получаются условия первого порядка, аналогичные однопериодному случаю, а также уравнение Эйлера:

$$(4) \quad \lambda_t = \left[ \frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0,$$

где  $\lambda_0$  – предельная полезность от богатства в начальном периоде.

Упомянутые ранее концепции предложения труда по Маршаллу и Хиксу описывают лишь мгновенную реакцию предложения труда на шоки заработной платы [Chetty et al.,

2011]. Поэтому в работе [MaCurdy, 1981] была предложена новая концепция предложения труда, названная в честь Р. Фриша, которая учитывает межвременной аспект.

Функция спроса по Фришу [Browning, 1982; Frisch, 1932] предполагает фиксированный уровень предельной полезности богатства и может быть получена из условий первого порядка динамической оптимизационной задачи индивида:

$$(5) \quad \begin{aligned} C_t &= C_F \left( W_t; \left[ \frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0 \right), \\ N_t &= N_F \left( W_t; \left[ \frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0 \right) \geq 0. \end{aligned}$$

Такая модель позволяет полностью определить траектории потребления и предложения труда за всю жизнь индивида. Чтобы показать это, автор подставляет функции спроса в интегральное бюджетное ограничение:

$$(6) \quad \Omega_0 = \sum_{t=0}^T \frac{C_F \left( W_t; \left[ \frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0 \right)}{(1+r)^t} - \sum_{t=0}^T \frac{W_t N_F \left( W_t; \left[ \frac{1+\rho}{1+r} \right]^t \lambda_0 \right)}{(1+r)^t}.$$

Это соотношение позволяет представить оптимальное значение  $\lambda_0$  как неявную функцию, которая зависит от запаса начальных активов, ставки процента, нормы межвременных предпочтений и ставок заработных плат за всю жизнь [Browning et al., 1985; MaCurdy, 1981]. Таким образом, использование  $\lambda_0$  в качестве аргумента делает значения функций по Фришу в текущем периоде зависимыми от параметров, которые не относятся к этому периоду.

В своей работе Макардди [MaCurdy, 1981] отмечает, что функции спроса при постоянной предельной полезности от богатства представляют собой обобщение теории перманентного дохода М. 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 некой перманентной компоненты, которая хранит в себе информацию о прошлых и будущих потоках трудовых и нетрудовых доходов. Аналогичная идея в отношении предложения труда была представлена в работе [Mincer, 1962], что также отражается на виде функции предложения труда по Фришу. Исходя из этого  $\lambda_0$  представляет собой не что иное, как достаточную статистику для перманентного дохода, из чего следует, что функции спроса при постоянной предельной полезности 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 с течением

времени: изменение реальной оплаты труда или ставки процента при условии, что последняя не равна норме межвременных предпочтений [MaCurdy, 1981].

Наиболее жесткой предпосылкой в описанной модели жизненного цикла является наличие у индивидов полной информации. Очевидно, что индивид в начале своей жизни не может знать как траекторию изменения своей заработной платы, так и будущие предпочтения и ставки процента в течение всего жизненного цикла. С математической точки зрения в условиях неполной информации индивид будет максимизировать свою ожидаемую интегральную функцию полезности, из-за чего изменится вид уравнения Эйлера:

$$(7) \quad \lambda_t = \frac{1}{1+\rho} E_t [(1+r_{t+1})\lambda_{t+1}],$$

где  $E_t[\bullet]$  – оператор математического ожидания. Таким образом, в начале жизненного цикла индивид выбирает  $\lambda_0$  так, чтобы учесть всю доступную на текущий момент информацию о будущем. По мере получения новой информации в следующих периодах индивид будет корректировать значения  $\lambda_t$  согласно уравнению Эйлера, чтобы они удовлетворяли условиям первого порядка [Pencavel, 1986].

Следует отметить, что для оценки маршаллианской и, следовательно, хиксианской функций предложения труда, вообще говоря, динамическая постановка задачи является избыточной [Browning et al., 1999]. Это делает их устойчивыми к предпосылкам о специфике финансового рынка, в частности, о его совершенности [Browning et al., 1999], которая влияет на траекторию  $\lambda_t$  [Domeij, Floden, 2006]. Так, в рамках динамической задачи индивида при наличии ограничений ликвидности уравнение Эйлера приобретает вид

$$(8) \quad \lambda_t - \psi_t = \frac{1}{1+\rho} E_t [(1+r_{t+1})\lambda_{t+1}],$$

где  $\psi_t$  – предельная полезность от займов в периоде  $t$ , наличие которой изменяет вид уравнения Эйлера относительно случая с совершенными кредитными рынками. В случае с совершенной информацией текущая предельная полезность от богатства превышает предельную полезность отложенного на один период потребления, в то время как при несовершенной информации – ожидаемую [Kornstad, 1995]. Таким образом, предпосылка о совершенных кредитных рынках играет важную роль при использовании функции предложения труда по Фришу [Domeij, Floden, 2006].

Важным аспектом любой модели предложения труда является первичное решение индивида о выходе на рынок труда [Heckman, 1974; Heckman, Willis, 1977]. Так, в случае, когда резервная ставка заработной платы превышает фактическую, индивид отказывается работать; в обратном же случае индивид будет снижать часы досуга до тех пор, пока предельная полезность досуга не будет равна предельной ставке заработной платы [Heckman, MaCurdy, 1980]. Таким образом, возникает необходимость рассматривать предложение труда в двух аспектах: занятость в текущем периоде и отработанные часы за этот временной промежуток [Kornstad, 1995]. Такой взгляд на проблему делает решение о предло-

жении труда более комплексным, так как шоки заработных плат по-разному могут влиять на количество отработываемых часов и на решение о занятости [Heckman, MaCurdy, 1980].

Представленные в настоящем разделе неоклассические модели предложения труда используются не только для проверки гипотезы о межвременном замещении предложения труда, но и для оценки реакции предложения труда на изменения подоходного налога [Keane, 2011]. Однако эти цели достигаются при помощи оценки разных функций предложения труда. Поэтому для дальнейшего анализа требуется понять, в каких задачах используется та или иная функция предложения труда и как именно интерпретируется соответствующая ей эластичность предложения труда.

### 3. Теоретические модели эластичностей предложения труда

Ключевой характеристикой любой функции предложения труда является эластичность предложения труда по заработной плате. Соответствующая эластичность показывает реакцию предложения труда на изменение заработной платы в тех или иных условиях. Поэтому важно выделить различные ситуации, в которых происходят те или иные изменения заработной платы, чтобы понимать, в каком случае следует использовать каждую из эластичностей. Наиболее популярными в литературе являются эластичности предложения труда по Маршаллу, Хиксу и Фришу [Keane, 2011].

Для того чтобы выразить эластичности в явном виде и иметь возможность сопоставлять их друг с другом, необходимо задать спецификацию функции полезности. Рассмотрим популярную в литературе по моделям жизненного цикла спецификацию функции полезности с постоянной относительной мерой неприятия риска, или CRRA (*constant relative risk aversion*):

$$(9) \quad U(C_{it}; N_{it}; V_{it}) = V_{it}^{(C)} \frac{C_{it}^{1+\delta}}{1+\delta} - V_{it}^{(N)} \frac{N_{it}^{1+\theta}}{1+\theta}, \theta \geq 0, \delta \leq 0.$$

Параметры  $(V_{it}^{(N)}; V_{it}^{(C)})$  отражают предпочтения в отношении труда и потребления соответственно, а коэффициенты  $\theta, \delta$  должны быть больше и меньше нуля соответственно, чтобы выполнялись свойства убывающей предельной полезности по потреблению и досугу [Pencavel, 1986]. Удобство представленной функции заключается в том, что она не только сепарабельна по аргументам, но и параметры межвременного замещения предложения труда  $\theta$  и потребления  $\delta$  постоянны во времени, что важно при калибровке неоклассических макроэкономических моделей.

Из базовой статической модели получается оценка эластичности предложения труда по Маршаллу:

$$(10) \quad E_W^N(M) = \left. \frac{\partial \ln N}{\partial \ln W} \right|_S = \frac{1 + \delta Q}{\theta - \delta Q},$$

где  $Q = \frac{WN}{WN + S}$  – отношение трудового дохода к общему. Если предположить, что нетрудовой доход является пренебрежимо малым, то выражение эластичности предложения

труда по Маршаллу можно упростить до  $\frac{1+\delta}{\theta-\delta}$ . Следует отметить, что нельзя сделать однозначного вывода о знаке этой эластичности, потому что  $\theta - \delta > 0$ , а  $\delta$  может быть как больше, так и меньше  $-1$ . В эмпирических работах встречается как положительная, так и отрицательная некомпенсированная эластичность [Keane, 2011].

Некомпенсированная эластичность предложения труда будет показывать процентное изменение часов труда в ответ на изменение в уровне заработной платы с учетом как эффекта дохода, так и эффекта замещения. Разложить маршаллианскую эластичность на эти эффекты можно с помощью уравнения Слуцкого:

$$(11) \quad E_w^N(M) = E_w^N(H) + IE,$$

где  $IE = \frac{WN}{S} \left( \frac{S}{N} \frac{\partial N}{\partial S} \right) = \frac{\delta Q}{\theta - \delta Q} < 0$  - отрицательный эффект дохода, представляющий

собой произведение эластичности отработанных часов по нетрудовому доходу  $\frac{\partial \ln N}{\partial \ln S}$  и

отношения трудового дохода к нетрудовому  $\frac{WN}{S}$ ;  $E_w^N(H) = \frac{W}{N} \frac{\partial N}{\partial W} \Big|_U = \frac{1}{\theta - \delta Q} > 0$ . Таким

образом, компенсированная эластичность предложения труда по заработной плате отражает процентное изменение часов труда в ответ на однопроцентное изменение в уровне заработной платы при наличии компенсации доходов.

Эластичность предложения труда по Фришу будет представлять собой реакцию отработанных часов на однопроцентное изменение ставки заработной платы при фиксированной предельной полезности от потребления:

$$(12) \quad E_w^N(F) = \frac{\partial \ln N}{\partial \ln W} \Big|_{\lambda_0} = \frac{1}{\theta}.$$

Таким образом, если допустить, что нетрудовой доход пренебрежимо мал, то соотношение всех трех эластичностей выглядит следующим образом [Keane, 2011]:

$$(13) \quad E_w^N(F) = \frac{1}{\theta} > E_w^N(H) = \frac{1}{\theta - \delta} > E_w^N(M) = \frac{1 + \delta}{\theta - \delta}.$$

Однопериодную задачу можно представить графически (рис. 1). Для более привычного вида графика индивид будет осуществлять выбор в пространстве потребление - часы досуга, предполагая, что  $\bar{L}$  - это все доступное индивиду время, которое он распределяет между досугом  $L$  и работой  $N$ . Тогда нахождение в крайней точке бюджетного ограничения  $E$  будет означать состояние без работы (краевое решение при  $N = 0$ ), где потребление индивида обеспечивается только за счет его нетрудового дохода. Обратная ситуация будет в точке  $F_0$ , где индивид тратит все доступное ему время на работу, а потребление достигает максимально возможного уровня (*full income*).



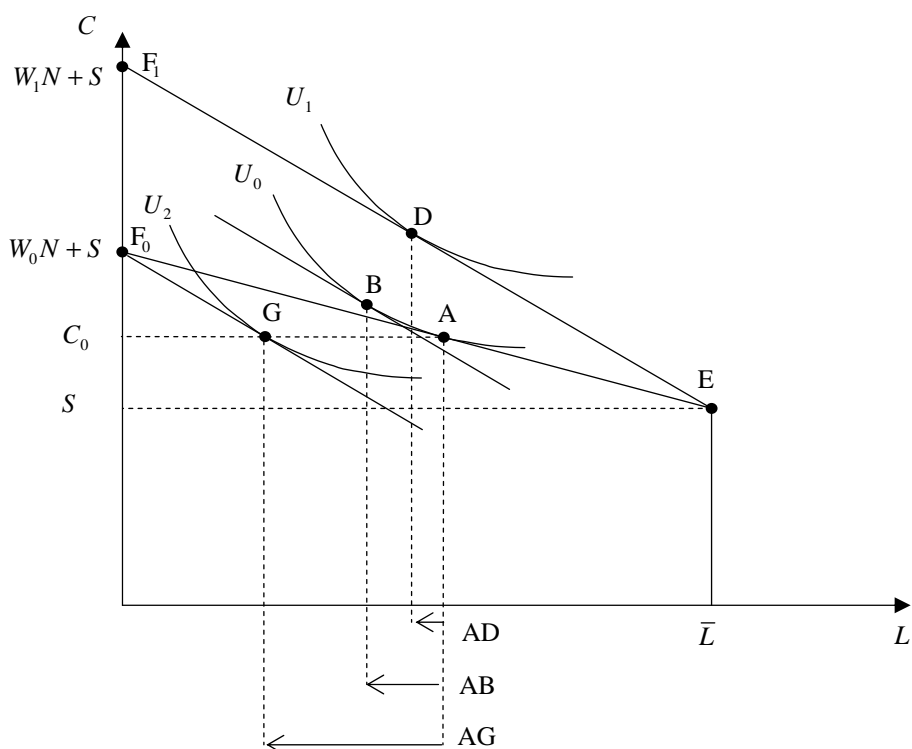


Рис. 1. Предложение труда по Маршаллу, Хиксу и Фришу в однопериодной модели

Рассмотрим ситуацию повышения ставки заработной платы с уровня  $W_0$  до  $W_1$ . Тогда бюджетное ограничение меняет наклон и переходит в положение  $F_1E$ , а оптимум – из начальной точки  $A$  в  $D$ . Если же разделить это изменение на эффекты дохода и замещения, то появится промежуточный оптимум в точке  $B$ . Переход из равновесия  $A$  в  $B$  связан с эффектом замещения (растут альтернативные издержки досуга), а переход из  $B$  в  $D$  – с эффектом дохода (индивид стал получать больше за то же самое количество отработанных часов). Тогда изменения в уровне досуга  $AB$  и  $AD$  будут отражать изменения по Хиксу и Маршаллу соответственно. Изменение  $AG$  эквивалентно изменению по Фришу, которое характеризуется постоянством текущего потребления. Оно не только не содержит воздействия эффекта дохода, но и предполагает, что изменение ставки заработной платы будет полностью отражено в количестве отработываемых часов, из-за чего реакция по Фришу становится наиболее сильной среди трех возможных [MacCurdy, 1981]. Однако привести релевантный пример для изменения  $AG$  сугубо в статической постановке задачи, т.е. не обращаясь к анализу изменения сбережений, является затруднительным, и на рис. 1 реакция по Фришу приведена именно для иллюстративного сопоставления различий в эффектах на отработанные часы при изменении зарплаты. Принимая во внимание динамические аспекты принятия решений, изменение  $AG$  может возникать, когда индивид

заранее ожидал данного роста заработной платы и учел эту информацию при планировании своих сбережений и потребления. В качестве другого примера можно представить себе домохозяйство, состоящее из двух супругов, где на первого приходится большая часть совокупных доходов этой семьи, за счет которых осуществляются расходы на потребление. Тогда изменение заработной платы второго будет влиять незначительно на перманентный доход и объемы потребления домохозяйства, из-за чего ответная реакция будет осуществляться в основном через отработанные часы, а прирост трудовых доходов в ответ на рост заработной платы будет направлен на увеличение сбережений.

В отличие от однопериодной модели предложения труда, многопериодная подразумевает в себе разнородность шоков заработных плат [Ghez, Becker, 1975]. Рассмотрим их на примере динамики будущих заработных плат (рис. 2).

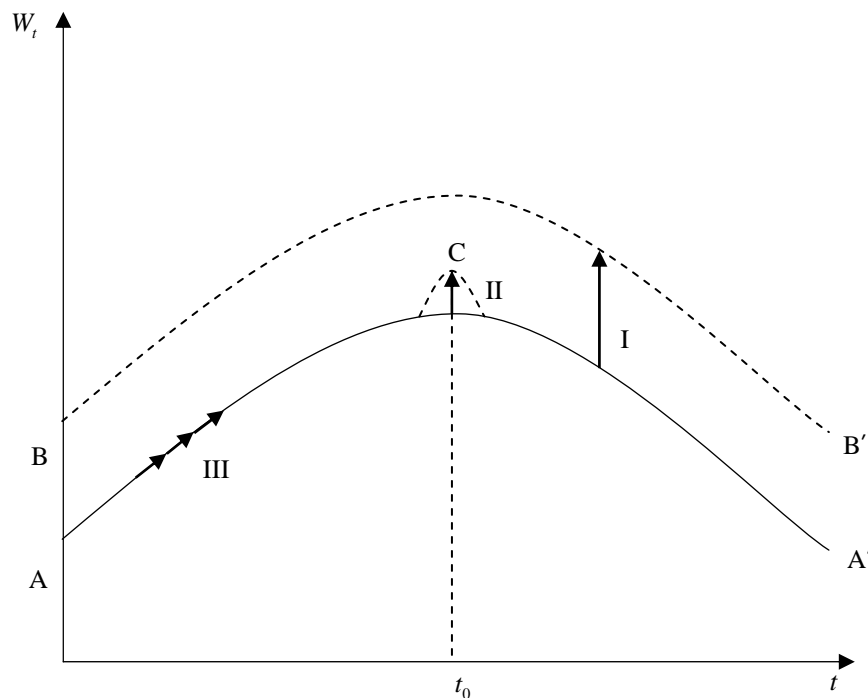


Рис. 2. Воздействие различных шоков на динамику будущих заработных плат

В условиях полной информации индивиду во время выхода на рынок труда уже известна динамика его будущей заработной платы  $AA'$ . За счет наличия такой информации дальнейшее движение по заданной траектории трудовых доходов – эволюционное изменение (III на рис. 2) – не будет содержать в себе эффекта дохода, т.е. оказывать какое-либо влияние на потребление индивида [MacCurdy, 1981]. Такая ситуация может возникнуть, когда индивид заранее ожидал данное изменение заработной платы и учел эту информацию при планировании своих сбережений и потребления, что свойственно, например, для сезонных работников, которые предпочитают трудиться больше в периоды с

предсказуемо более высокой заработной платой, сглаживая свое потребление во времени за счет сбережений. Реакция на подобное изменение описывается межвременной эластичностью замещения труда, которая эквивалентна эластичности предложения труда по Фришу. Она отвечает на вопрос, как индивид перераспределит свое предложение труда между двумя периодами в ответ на изменение соотношения соответствующих им заработных плат [Heckman, MaCurdy, 1980]:

$$(14) \quad \frac{\partial \ln \left[ \frac{N_{t+1}}{N_t} \right]}{\partial \ln \left[ \frac{W_{t+1}}{W_t} \right]} = \frac{1}{\theta}.$$

Именно она иллюстрирует эффект межвременного замещения предложения труда, который состоит в том, что с ростом реальной заработной платы в настоящем по сравнению с будущим увеличивается привлекательность сегодняшнего труда. Описанный эффект можно представить в рамках двухпериодной задачи графически (рис. 3), где изображена линия постоянного уровня полезности  $\mathbb{U}$  в зависимости от отработанных часов в двух периодах  $(N_t; N_{t+1})$ , имеющая вогнутую форму, поскольку увеличение времени труда снижает полезность с возрастающим предельным эффектом. Если индивид находится в начальном равновесии  $A$ , то тангенс угла наклона луча  $OA$  относительно оси абсцисс

будет равен  $\frac{N_{t+1}^{(A)}}{N_t^{(A)}}$ , в то время как тангенс угла наклона касательной  $S^{(A)}T^{(A)}$  к кривой

безразличия  $\mathbb{U}$  будет соответствовать значению предельной нормы замещения труда в первом периоде трудом во втором. Допустим, что  $W_t$  выросла относительно  $W_{t+1}$ . Тогда индивиду становится выгоднее увеличить отработанные часы в первом периоде и уменьшить их во втором, что приводит к новому оптимальному соотношению предлагаемого труда, равному тангенсу угла наклона луча  $OB$ , и значению предельной нормы замещения труда между этими периодами, которое соответствует тангенсу угла наклона касательной  $S^{(B)}T^{(B)}$ . Вследствие этих изменений индивид переходит из равновесия  $A$  в  $B$ . В свою очередь, степень вогнутости данной кривой безразличия определяет эластичность межвременного замещения по Фришу. Так, для функции CRRA, при  $E_W^N(F) \rightarrow 0$  кривая безразличия будет иметь вид линейной функции, которая описывает блага-субституты, в то время как при  $E_W^N(F) \rightarrow +\infty$  кривая безразличия будет аналогична функции Леонтьева, соответствующей благам-комплиментам.

Другой вид шоков заработной платы в многопериодной задаче может приводить к изменению самой траектории заработных плат. Такие шоки имеют название параметрических и подразделяются на два типа [Blundell, MaCurdy, 1999]: перманентные и транзитивные, где первые предполагают смещение всей траектории заработных плат (I на рис. 2 – с траектории  $AA'$  к  $BB'$ ), а вторые – лишь в определенные периоды (II на рис. 2 – с траектории  $AA'$  на  $ACA'$ ). Основное отличие таких шоков от эволюционного движения заклю-

чается в том, что они влияют на потребление индивида, так как каждая из представленных траекторий заработной платы –  $AA'$ ,  $ACA'$ ,  $BB'$  – соответствует разным траекториям обрабатываемых часов [MaCurdy, 1981]. Исходя из этого, для оценки подобного рода реакции индивида на шоки заработной платы релевантными концепциями будут маршаллианская и хиксианская, в зависимости от отсутствия или наличия компенсации доходов [Chetty et al., 2011].

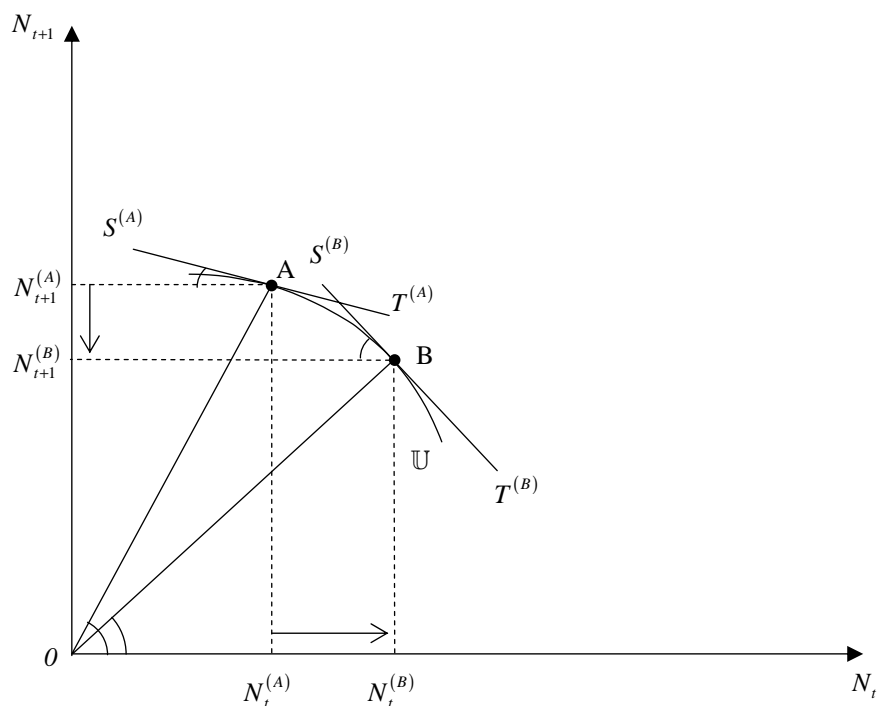


Рис. 3. Межвременное замещение

Колебания отработанных часов при постоянстве потребления, присущие эластичности по Фришу, возможны не только при эволюционном движении вдоль траектории заработной платы. Если предположить, что существуют такие параметрические шоки, при которых предельная полезность от богатства останется неизменной, то эластичность предложения труда по Фришу может быть рассмотрена как еще один тип эластичности в однопериодной модели, наравне с компенсированной и некомпенсированной [MaCurdy, 1981]. В литературе по теории потребления описанное изменение носит название специфического эффекта замещения (*specific substitution effect*) [Phlips, 2014].

Необходимо отметить, что полученные формулы для расчета маршаллианской и хиксианской эластичностей выведены из однопериодной задачи индивида и по существу являются статическими объектами, из-за чего их интерпретации в контексте многопериодной задачи вызывают затруднения [Attanasio et al., 2018]. Статическая маршаллианская

эластичность предполагает, что весь дополнительный доход, полученный в результате изменения ставки заработной платы, должен быть использован на увеличение потребления в этот же период, т.е. данная эластичность измеряет реакцию труда в условиях отсутствия межвременного перераспределения дополнительных доходов. Аналогично для статической хиксианской эластичности: компенсация в доходах должна быть использована на увеличение потребления в момент изменения ставок заработной платы. В то же время авторы отмечают, что при условии сдвига всей траектории заработной платы на константу траектория сбережений индивида останется практически неизменной, что позволяет применять статическую маршаллианскую эластичность в контексте динамической задачи для описания реакции на постоянный шок трудовых доходов. Если же весь дополнительный доход от повышения зарплаты будет сохранен для пенсии, то внутри-периодные эффекты дохода будут отсутствовать, из-за чего реакция на подобное изменение будет приблизительно равна статической эластичности по Хиксу. В настоящей работе будут оценены статические маршаллианская и хиксианская эластичности предложения труда.

Таким образом, каждая из представленных концепций эластичности используется для анализа различных ситуаций. Соответствующие эластичности описывают реакцию индивида путем изменения предложения труда в ответ на шоки трудовых доходов при разных предпосылках. Например, некомпенсированную эластичность можно применять для изучения реакции предложения труда на изменения подоходного налога, направляемого на финансирование государственных расходов, не имеющих социальной направленности (нетрансфертных расходов) (изменение AD на рис. 1). Компенсированная эластичность предложения труда позволяет определить масштабы эффектов дохода и замещения, что необходимо для оценок потерь мертвого груза, вызванных искажающим налогообложением. Также она применима для оценки налогового маневра с теми или иными компенсационными схемами. Например, можно одновременно снизить налог на труд и повысить налог на потребление (фискальная девальвация) в такой пропорции, чтобы полезность индивида осталась на неизменном уровне. Соответственно, эластичность предложения труда по Хиксу будет характеризовать изменение отработанных часов в ответ на изменение реальной ставки заработной платы, на которую оказывает положительное влияние снижение подоходного налога и отрицательное влияние – повышение налога на потребление (изменение AB на рис. 1).

Эластичность предложения труда по Фришу позволяет определить реакцию индивида на краткосрочные колебания заработной платы, которые не влияют на потребительские расходы, если предположить, что индивиды сглаживают свое потребление в течение всей жизни [Friedman, 1957; Modigliani, 1966] (изменение AG на рис. 1). Примером такого изменения может служить деловой цикл, так как неожиданные циклические колебания в ряде случаев достаточно слабы, чтобы повлиять на уровень перманентного дохода индивида. Если же рассматривать эластичность по Фришу в концепции межвременного замещения предложения труда, то индивид, сталкиваясь с ожидаемым изменением заработной платы в будущем, не будет дополнительно пересматривать свои решения об объемах потребления и сбережений, а изменит соотношение отработанных часов между этими периодами (рис. 3). Это позволяет объяснить, например, тот факт, что водитель такси предпочитает работать больше именно в те дни недели и часы, когда спрос на его услуги выше, а следовательно, и его почасовая ставка заработной платы выше, а сезон-

ный работник предпочитает работать больше в более оплачиваемые сезоны года. С точки зрения же макроэкономики описанная реакция отражает идею о циклической безработице, когда индивиды в периоды кратковременного циклического спада добровольно уходят с рынка труда, чтобы дождаться более благоприятной экономической обстановки и более высоких ставок заработных плат [Lucas, Rapping, 1969].

#### 4. Обзор эмпирической литературы

Один из наиболее популярных подходов к эконометрическому оцениванию функции предложения труда в модели жизненного цикла был предложен в работе [MaCurdy, 1981]. Свою известность он приобрел благодаря идее о том, что предельную полезность от богатства в начальном периоде можно аппроксимировать с помощью фиксированного индивидуального эффекта.

Логарифмическая функция предложения труда по Фришу может быть представлена в общем виде как

$$(15) \quad \ln N_{it} = \frac{1}{\theta} \left[ \ln W_{it} + \ln \lambda_{it} - \ln V_{it}^{(N)} \right],$$

где  $N_{it}$  – отработанные часы;  $W_{it}$  – ставка заработной платы;  $\lambda_{it}$  – предельная полезность богатства;  $V_{it}^{(N)}$  – параметры предпочтений индивида в отношении труда.

В условиях совершенной информации логарифмическое уравнение Эйлера для  $i$ -го индивида в момент времени  $t$  может быть представлено как

$$(16) \quad \ln \lambda_{it} = \sum_{k=1}^t (\rho - r) + \ln \lambda_{i0},$$

где  $\ln \left( \frac{1+\rho}{1+r} \right) \approx \rho - r$ . Основываясь на этом выражении, автор предлагает аппроксимировать  $\lambda_{it}$  суммой индивидуального эффекта и детерминированного тренда. Тогда эконометрическая спецификация функции предложения труда по Фришу будет иметь вид

$$(17) \quad \ln N_{it} = \frac{1}{\theta} \ln W_{it} - Z_{it}^{(N)} \frac{\phi}{\theta} + t \frac{\rho - r}{\theta} + FE_i + \mu_{it},$$

где  $V_{it}^{(j)} = e^{Z_{it}^{(j)} \phi_j + \varepsilon_{it}^{(j)}}$ ,  $j = \{C; N\}$  ( $Z_{it}^{(j)}$  – наблюдаемые детерминанты предпочтений,  $\varepsilon_{it}^{(j)}$  – ненаблюдаемые);  $\mu_{it} = -\frac{1}{\theta} \varepsilon_{it}^{(N)}$ ;  $FE_i = \frac{1}{\theta} \ln \lambda_{i0}$ . Следует заметить, что в настоящей спецификации индивидуальный эффект  $FE_i$  должен быть именно фиксированным, а не случайным. Это следует из того, что  $\lambda_{i0}$  зависит от характеристик, которые коррелируют

с экзогенными переменными в модели  $Z_{it}$ , поэтому ОМНК, который применяется при моделировании случайных эффектов, даст несостоятельные оценки [MaCurdy, 1981].

В условиях несовершенной информации несколько изменяется вывод уравнения Эйлера, так как индивид более не обладает информацией о траектории своих доходов и предпочтений, а ставка процента может меняться во времени [MaCurdy, 1983]. В итоге  $\mu_{it}$  будет включать в себя не только ненаблюдаемые предпочтения, но и накопленные ошибки

прогноза будущей предельной полезности от богатства  $\sum_{k=1}^t v_{ik}$ , которые возникают,

например, в случае болезни, неожиданных рецессий и т.п. и порождают увеличение предложения труда из-за эффекта дохода. Это может послужить дополнительным источником эндогенности [MaCurdy, 1981; 1985].

Описанная спецификация используется вплоть до настоящего времени из-за ее простоты в реализации и удобстве в интерпретации [Keane, 2011]. Однако подход Макардди позволяет оценить лишь эластичность предложения труда по Фришу, так как функция предложения труда не содержит в себе всех структурных параметров модели, необходимых для расчета остальных эластичностей предложения труда.

В работе [MaCurdy, 1983] был предложен альтернативный метод оценивания модели жизненного цикла, берущий за основу равенство предельной нормы замещения труда потреблением реальной ставке заработной платы для внутреннего решения оптимизационной задачи. Преимущество такого подхода заключается в том, что он позволяет получить оценки всех структурных параметров модели без явной спецификации функций предложения труда и спроса на композитное благо [MaCurdy, 1983]. Эта идея была развита в работе [Altonji, 1986], где была разработана эконометрическая спецификация такой модели и сопоставлена с подходом [MaCurdy, 1981; 1985].

Из условий первого порядка для оптимизационной задачи индивида выводится функция спроса на композитное благо по Фришу:

$$(18) \quad \ln C_{it} = \frac{1}{\delta} [\ln \lambda_{it} - \ln V_{it}^{(C)}].$$

Далее Алтони выражает  $\ln \lambda_{it}$  и подставляет ее в функцию предложения труда по Фришу:

$$(19) \quad \ln N_{it} = \frac{1}{\theta} \ln W_{it} + \frac{\delta}{\theta} \ln C_{it} + \frac{1}{\theta} [Z_{it}^{(C)} \phi_C - Z_{it}^{(N)} \phi_N] + \frac{1}{\theta} [\epsilon_{it}^{(C)} - \epsilon_{it}^{(N)}].$$

Идея, стоящая за этим уравнением, заключается в том, что  $N_{it}$  и  $C_{it}$  будут зависеть от текущих и будущих ставок заработной платы, запасов активов, ставок процента и предпочтений через  $\lambda_{it}$ , поэтому  $C_{it}$ , как аргумент функции предложения труда, будет включать в себя необходимую для осуществления оптимального выбора часов труда информацию об этих переменных.

В такой функции предложения труда  $W_{it}$  и  $C_{it}$  коррелируют с  $\epsilon_{it}^{(N)}$  и  $\epsilon_{it}^{(C)}$  [MaCurdy, 1983]. Во-первых,  $C_{it}$  коррелирует с  $\epsilon_{it}^{(C)}$ , исходя из спецификации функции спроса на

композитное благо по Фришу. Во-вторых, гетерогенность индивидов предполагает корреляцию ошибок  $\left[ \varepsilon_{it}^{(C)} - \varepsilon_{it}^{(N)} \right]$  во времени для каждого индивида. Содержательно это означает, что каждый индивид обладает определенным набором перманентных характеристик, свойственных лишь ему. В то же время, исходя из зависимости  $C_{it}$  от  $\lambda_{it}$ , потребление будет также зависеть от этих характеристик индивида, определяющих его предпочтения в отношении потребления. Другими словами, те, кто хотят потреблять большие объемы композитного блага по сравнению с досугом, будут предлагать большее количество часов труда при любых заданных траекториях заработных плат и нетрудовых доходов [Altonji, 1986]. В-третьих,  $W_{it}$  коррелирует с  $\varepsilon_{it}^{(N)}$  – как перманентной составляющей, так и транзитивной – по причине того, что индивиды, предпочитающие много работать, будут, скорее всего, более продуктивными [MaCurdy, 1981].

Представленная спецификация функции предложения труда имеет ряд отличительных черт от функции предложения труда по Фришу [MaCurdy, 1981; 1985]. Во-первых, подход [Altonji, 1986; MaCurdy, 1983] не опирается на предпосылку о полноте информации, которой обладает индивид в каждый момент времени, так как процесс для  $\ln \lambda_{it}$  не нуждается в явной спецификации. Из этого же следует второе – такой подход устойчив к характеристикам финансового рынка – наличие ограничений ликвидности будет влиять только на уравнение Эйлера для  $\lambda_{it}$ . В-третьих,  $W_{it}$  может коррелировать с перманентными компонентами предпочтений в отношении предложения труда и потребления. В подходе [MaCurdy, 1981, 1985] информация о перманентных характеристиках индивида содержится в  $\ln \lambda_{i0}$  – индивидуальном эффекте. Более того, основной инструмент для  $W_{it}$  и  $C_{it}$ , описывающий постоянные различия между индивидами, который в работе [Altonji, 1986] представляет собой перманентную часть трудового дохода, а в [Altonji, 1982] – ожидаемый поток трудовых доходов, может также коррелировать с  $\left[ \varepsilon_{it}^{(C)} - \varepsilon_{it}^{(N)} \right]$ .

Подход, разработанный [Altonji, 1986; MaCurdy, 1983], позволяет получить оценки всех структурных параметров модели, необходимых для расчета эластичностей предложения труда по Маршаллу, Хиксу и Фришу. Однако описанная методология далеко не так популярна в литературе, как [MaCurdy, 1981; 1985], из-за высоких требований к данным. В более современных работах [Attanasio et al., 2018; Chang et al., 2018; Ziliak, Kniesner, 2005] схожий подход применяется не в рамках эконометрического оценивания, а, скорее, в структурных моделях, где решения агентов описываются в рамках оптимизационной задачи с целью проведения дальнейших симуляций.

## 5. Специфика российского рынка труда

Одной из популярных концепций, описывающих российский рынок труда, является так называемая «российская модель рынка труда», которая впервые была описана в [Layard, Richter, 1995], а затем полноценно сформулирована в [Gimpelson, Lippoldt, 2002; Капелюшников, 2001]. В этих работах российский рынок труда характеризуется особен-



ным механизмом адаптации к макроэкономическим шокам, который заключается в сильной реакции со стороны заработной платы и слабой – со стороны занятости.

Подобные особенности рынков труда, заключающиеся в различной реакции на изменение макроэкономической ситуации, принято связывать с его институциональной спецификой [Araia, Mourre, 2012; Blanchard, Wolfers, 2000; Boeri, Van Ours, 2013; Clar et al., 2007]. Когда свобода рыночных механизмов при формировании заработных плат ограничена, снижается эффективность рынка труда, из-за чего возвращение в равновесное состояние после кризиса будет длиться значительно дольше [Blanchard, 2006]. Жесткость же отмеченных институциональных ограничений может определяться соотношением переговорной силы работодателей и работников, размерами и условиями получения пособий по безработице, законодательными особенностями, такими как размер МРОТ, правила найма и увольнений, и т.п. [Вакуленко, Гурвич, 2016].

В России описанные ограничения являются слабыми: низкий уровень МРОТ, низкие пособия по безработице с ограниченным сроком получения, незначительная роль профсоюзов [Вакуленко, Гурвич, 2015] и пр. Слабость же реакции занятости на макроэкономические шоки объясняется относительной гибкостью рабочего времени в кризисные периоды, административными отпусками при низкой межфирменной мобильности [Gimpelson, Kapeliushnikov, 2011; Капелюшников, 2009].

В последние годы появились работы, где гипотеза о «русской модели» критикуется за то, что описанные особенности были выведены из наблюдений в основном в кризисные периоды [Вакуленко, Гурвич, 2015]. И если гибкость заработной платы нашла эмпирическое подтверждение в работе [Вакуленко, Гурвич, 2016], то значительной слабости реакции занятости по сравнению с другими странами замечено не было [Вакуленко, Гурвич, 2015].

Вторая особенность обсуждалась в работе [Клепикова, 2016], где, помимо оценки маршаллианских эластичностей предложения труда, была проверена гипотеза о преобладании эффекта «отчаявшегося работника» (*discouraged worker effect*) над эффектом «дополнительного работника» (*added worker effect*) [Ehrenberg, Smith, 2016]. Первый эффект связан с уменьшением альтернативных издержек досуга для безработных, которые представляют собой ожидаемую ставку заработной платы, в силу понизившегося спроса на рабочую силу, из-за чего предлагаемые на рынке ставки заработной платы и вероятность найти работу падают, в то время как второй описывает обратную реакцию – потеря работы основным кормильцем побуждает остальных членов семьи вступить на рынок труда, чтобы сохранить уровень дохода домохозяйства [Mincer, 1962]. Согласно работе [Клепикова, 2016], рост региональной безработицы создает отрицательные стимулы для индивидов при решении о выходе на работу, что должно вести к преобладанию эффекта «отчаявшегося работника».

В работе [Гимпельсон, 2019] были проанализированы траектории заработных плат в течение жизненного цикла для различных социальных групп в России за период 2005–2015 гг. Теория человеческого капитала [Becker, 2009; Ben-Porath, 1967; Mincer, 1974], теория контрактов с отложенным вознаграждением [Lazear, 1979; 1981], теория поиска [Burdett, 1978; Jovanovic, 1984] – стандартные теории, объясняющие формирование заработных плат, – совершенно по-разному описывают формирование траекторий заработных плат, однако все они свидетельствуют о монотонном, хоть и с убывающим темпом, возрастании оплаты труда в течение всей трудовой жизни. В России же индивиды, со-

гласно [Гимпельсон, 2019], достигают пика своих заработных плат еще в трудоспособном возрасте. Так, в соответствии с проведенными расчетами в работе [Гимпельсон, 2019], максимум для мужчин достигается примерно в 35–39 лет, в то время как для женщин он наступает несколько позже – в 40–44 года. По мнению автора, одна из основных причин такой особенности российского рынка труда лежит в низком охвате профессионального обучения, что с течением времени ведет к быстрому обесцениванию человеческого капитала.

## 6. Спецификация модели

Так же, как и в работах [Altonji, 1986; MaCurdy, 1983], выпишем регрессионное уравнение для функции предложения труда

$$(20) \quad \ln N_{it} = \frac{1}{\theta} \ln W_{it} + \frac{\delta}{\theta} \ln C_{it} - Z_{it} \phi_1 + \phi_2 IMR_{it} + \varepsilon_{it},$$

где  $N_{it}$  – отработанные часы;  $W_{it}$  – ставка заработной платы;  $C_{it}$  – потребление;  $IMR_{it}$  – обратное отношение Миллса;  $Z_{it}$  – экзогенные детерминанты предпочтений.

Однако оценка представленного уравнения сопряжена с рядом проблем, которые при оценивании регрессионного уравнения простым методом наименьших квадратов приведут к смещенности и несостоятельности оценок. Первый источник смещения заключается в том, что в опросных данных могут быть существенные ошибки измерения отработанных часов, трудовых доходов и потребительских расходов. Это может приводить к смещению оценок функции предложения труда, так как почасовая ставка заработной платы обычно строится путем деления трудового дохода на количество отработанных за определенный период часов, из-за чего последняя будет коррелировать с ошибкой измерения зависимой переменной [Abowd, Card, 1987; Altonji, 1986; Angrist, 1991; Bound, Krueger, 1991]. В работе [Borjas, 1980] предлагается способ преодоления описанной проблемы, который заключается в использовании инструментальных переменных, так как полученные расчетные значения ставки заработной платы будут очищены от ошибок измерения отработанных часов и совокупных трудовых доходов.

Для решения проблемы ошибок измерения заработной платы мы воспользуемся следующей инструментальной регрессией минсеровского типа:

$$(21) \quad \ln W_{it} = \beta_1 \hat{I}_i + X_{it} \beta_2 + M_{it}^{(w)} \beta_3 + \beta_4 IMR_{it} + \eta_{it},$$

где  $\hat{I}_i$  – индикатор способностей индивида;  $X_{it}$  – набор инструментальных переменных для заработной платы, который описывает характеристики индивида, определяющие его производительность;  $M_{it}^{(w)}$  – региональные характеристики, определяющие уровень заработных плат со стороны спроса на рынке труда. При выборе регрессоров, входящих в набор  $X_{it}$ , Макарги [MaCurdy, 1981] предлагает опираться на теорию человеческого капитала Дж. Минсера [Mincer, 1974] при построении регрессии первого шага для  $\ln W_{it}$  и

использовать в качестве инструментов полином второй степени от возраста, способности и некоторый набор характеристик, определяющих уровень образования индивида. Однако ключевым вопросом является то, каким образом моделировать способности. Так, по аналогии с работой [Altonji, 1986], можно использовать в качестве индикатора способностей фиксированный индивидуальный эффект  $\hat{I}_i$  из уравнения дохода:

$$(22) \quad \ln I_{it} = K_{it} \gamma + \hat{I}_i + \mu_{it},$$

где  $I_{it}$  – совокупный доход индивида;  $K_{it}$  – факторы, характеризующие запас человеческого капитала индивида;  $\hat{I}_i$  – фиксированные индивидуальные эффекты, которые представляют собой интегральный доход индивида и в то же время являются прокси для способностей индивида [Altonji, 1986].

Использование инструментального подхода для заработных плат позволяет также решить проблему корреляции предпочтений с заработными платами, что может иметь место в ситуации, когда кривая спроса на труд индивида не горизонтальная (по оси абсцисс – отработанные часы, а по оси ординат – заработная плата), а имеет положительный наклон, что приводило бы к изменению заработных плат при изменении предлагаемого труда в связи с изменением предпочтений.

Вторым источником смещения оценок является уже упомянутая ранее корреляция потребления и ненаблюдаемых предпочтений, поскольку предпочтения индивида одновременно определяют как уровень потребления, так и уровень отработанных часов. Для решения этой проблемы также можно воспользоваться инструментальным подходом, специфицируя инструментальную регрессию на основе функции спроса на композитное благо по Фришу. Для ее построения Макардди [MaCurdy, 1981; 1985] предлагал использовать уравнение Эйлера и аппроксимировать  $\ln \lambda_{i0}$  с помощью фиксированного индивидуального эффекта. Однако  $\lambda_{i0}$  зависит от параметров интегрального бюджетного ограничения индивида, которые включают в себя ненаблюдаемые детерминанты предпочтений  $\varepsilon_{it}$ , из-за чего для фиксированного индивидуального эффекта не будет выполнено требование об экзогенности. Поэтому Алтоньи [Altonji, 1986] предложил включать вместо фиксированного индивидуального эффекта индикатор способностей  $\hat{I}_i$ , полагая его ортогональным предпочтениям. Так, у более способного индивида перманентный доход будет высоким, из-за чего вся траектория потребления будет также более высокой. Использование инструментального подхода для потребления позволяет решить и проблему ошибок измерения в потреблении, и индикатор  $\hat{I}_i$  будет выполнять роль интегрального дохода индивида, от которого зависит вся траектория потребления в рамках жизненного цикла. Таким образом, регрессия первого шага для потребления будет выглядеть следующим образом:

$$(23) \quad \ln C_{it} = \alpha_1 \hat{I}_i + Y_{it} \alpha_2 + M_{it}^{(c)} \alpha_3 + u_{it},$$

где  $Y_{it}$  – детерминанты предпочтений, состоящие из инструментов для потребления;  $M_{it}^{(c)}$  – региональные характеристики, релевантные для описания потребительского поведения, например, в рамках делового цикла.

В представленных уравнениях отработанных часов и заработной платы присутствует смещение отбора, которое связано с тем, что предлагаемые индивидами часы труда и ставки заработных плат для неработающих ненаблюдаемы [Keane, 2011]. Так, если допустить, что вероятность выхода на работу положительно зависит от ставки заработной платы, то работающие индивиды с низкой заработной платой, вероятно, предпочитают предлагать большее число часов труда, из-за чего  $\ln W_{it}$  будет отрицательно коррелировать с ненаблюдаемыми предпочтениями  $\varepsilon_{it}$  на подвыборке из работающих индивидов. Именно поэтому в работе [Heckman, 1979] был предложен специальный метод расчета переменных смещения на основе оценки уравнения занятости, который позволяет избежать проблемы смещения отбора. Авторы работы [Kimmel, Kniesner, 1998] расширили описанный подход, предложив подставлять оценки обратного отношения Миллса из уравнения занятости одновременно в зарплатное уравнение и в функцию отработанных часов, что возможно при предположении о совместном нормальном распределении ошибок уравнения занятости и заработной платы и уравнения занятости и отработанных часов. Эта переменная получается на основе оценки приведенного уравнения занятости:

$$(24) \quad P(N_{it} > 0 | H_{it}; Z_{it}; FE_i; TE_i) = \Phi(H_{it}\kappa_1 + Z_{it}\kappa_2 + FE_i + TE_i),$$

где  $\Phi(\bullet)$  – функция стандартного нормального распределения;  $H_{it}$  – уникальные переменные первого шага процедуры Хекмана;  $TE_i$  – фиксированные временные эффекты. Использование же  $TE_i$  в приведенном уравнении занятости позволяет улучшить качество оценки  $IMR_{it}$ .

Таким образом, формируется пятишаговая процедура оценивания, которая позволяет устранить все описанные источники смещения и получить значения структурных параметров  $(\theta; \phi)$ , необходимых для расчета всех интенсивных компонент эластичностей предложения труда. Список использованных переменных также приведен в Приложении (табл. П1).

## 7. Данные

Для реализации описанной процедуры оценивания нами были использованы панельные микроданные РМЭЗ НИУ ВШЭ<sup>2</sup>. Была взята информация по индивидам и соот-

<sup>2</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения РМЭЗ 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: <https://rlms-hse.cpc.unc.edu> и <http://www.hse.ru/rlms>)

ветствующим им домохозяйствам начиная с 9-й (2000 г.) волны и заканчивая 27-й (2018 г.). Более ранние волны оказались неподходящими, так как опрос проводился только каждые два года. Были также использованы данные Росстата по региональной безработице, ВРП на душу населения и регионального ИПЦ. Все номинальные показатели были дефлированы на региональный ИПЦ.

Используемая выборка представляет собой несбалансированную панель из мужчин в возрасте 25–55 лет. Верхнее ограничение по возрасту объясняется существенным изменением поведения индивида по достижении предпенсионного возраста, в то время как нижнее связано с тем, что к 25 годам подавляющее большинство индивидов получило образование. Также индивиды должны состоять в браке с одним и тем же партнером. Связано это с тем, что при смене партнера могут возникать резкие изменения в объемах активов, доходов и потребительских расходов домохозяйства, его составе и предпочтениях, делая выборку неоднородной, что осложняет построение релевантной модели описания поведения данных индивидов.

Однако при определенных предпосылках использование только женатых мужчин может приводить к смещенным и несостоятельным оценкам из-за возможного смещения отбора (подробнее см., например: [Kossova et al., 2020]). Так, если допустить, что принятие решения о вступлении в брак зависит от ненаблюдаемых характеристик, влияющих на ставку заработной платы или отработанные часы (например, ответственный человек будет, с одной стороны, трудиться усерднее и, скорее всего, получать более высокую заработную плату, а с другой стороны, с большей вероятностью будет готов вступить в брак), то деление выборки по супружескому статусу фактически будет осуществляться по эндогенному параметру модели, что и создаст смещение отбора [Heckman, 2005]. Однако в настоящей работе, следуя стандартной практике (см., например: [Altonji, 1986; Kimmel, Kniesner, 1998; Ziliak, Kniesner, 2005]), предполагается, что решение о вступлении в брак не зависит от предпочтений в отношении труда, поэтому эмпирический анализ проводится на подвыборке женатых мужчин. Эконометрический анализ поведения одиноких мужчин и эндогенизацию решения о вступлении в брак мы оставляем для следующих исследований.

В настоящем исследовании накладывается ограничение на количество лет участия в опросе: так, по каждому индивиду должна быть информация минимум за девять лет. Выполнение этого требования необходимо, чтобы в приведенном уравнении занятости, которое представляет собой нелинейную регрессионную модель, не возникала проблема перепараметризации из-за включения фиксированных индивидуальных эффектов. В работе [Heckman, 1987] с помощью симуляций Монте-Карло было показано, что пробит-модели с фиксированными индивидуальными эффектами будут давать состоятельные оценки только при условии, что для каждого индивида есть, как минимум, восемь наблюдений.

Детерминанты предложения труда  $Z_{it}$  включают в себя количество детей в возрасте 0–6 и 7–18 лет и долю людей трудоспособного возраста, проживающих в домохозяйстве. Инструментальные переменные в зарплатном уравнении  $X_{it}$  состоят из возраста и квадрата возраста индивида, в то время как  $Y_{it}$  – инструменты в функции потребления – представляет собой возраст и квадрат возраста главы домохозяйства – самого старшего работающего члена домохозяйства. Региональные макроэкономические факторы в зарплатном уравнении  $M_{it}^{(w)}$  – это региональный уровень безработицы и логарифм реаль-

ного ВРП на душу населения, что позволяет учитывать влияние на заработные платы индивидов уровня деловой активности в регионе и состояния на рынке труда. Региональные макроэкономические факторы в уравнении для потребления  $M_{it}^{(c)}$  – региональная инфляция и логарифм реального ВРП на душу населения.

Включение инфляции в функцию потребления, несмотря на то, что потребительская функция связывает реальное потребление с реальным доходом, а не номинальным, является достаточно стандартным в панельных регрессиях, изучающих функции потребления [Davidson et al., 1978; Pesaran et al., 1999], и может быть объяснено следующим. Более высокий уровень инфляции сопряжен с более высокой дисперсией инфляции как во времени, так и по различным товарам, составляющим потребительскую корзину (обзор эмпирических работ по анализу такой взаимосвязи см., например, в [Evans, 1991]). Это создает неопределенность оценок будущей инфляции, соответственно возникает более высокая неопределенность в будущих реальных доходах, поскольку номинальные доходы, как правило, не в полной мере индексируются по инфляции. Таким образом, из-за повышенного уровня риска, вызываемого колебаниями реальных доходов, будет наблюдаться повышенная склонность к сбережению и пониженная склонность к потреблению. Соответственно, можно ожидать отрицательный знак коэффициента при инфляции в функции потребления.

ВРП включается в модель для учета реакции потребления домохозяйств на изменение макроэкономической ситуации. В набор переменных  $K_{it}$  в регрессионном уравнении дохода входят опыт индивида (возраст за вычетом количества лет образования и дополнительных семи лет), умноженный на количество лет образования индивида, квадрат опыта и количество членов домохозяйства трудоспособного возраста. Набор уникальных переменных первого шага процедуры Хекмана  $H_{it}$  состоит из возраста, квадрата возраста индивида и произведения опыта и количества лет образования.

Данные по отработанным часам в год  $N_{it}$  и реальной почасовой ставке заработной платы, приведенные к ценам 2016 г.,  $W_{it}$  были построены по методологии [Денисова, Карцева, 2007] с дополнительным учетом отпусков. Подробное описание построения этих переменных можно найти в работе [Замниус, Полбин, 2021].

Переменная  $C_{it}$  представляет собой нормированные по шкале эквивалентности ОЭСР [Foster, 2009] реальные расходы домохозяйства на товары текущего потребления за год, построенная по аналогии с [Gorodnichenko et al., 2010]. Под товарами текущего потребления понимаются товары, период потребления которых не превышает 30 дней: продукты питания, алкоголь, табачная продукция, топливо, арендная плата, коммунальные услуги, лечение, косметика, образование, хозяйственные товары и прочие услуги.  $I_{it}$  – это реальный совокупный доход домохозяйства за год, нормированный по шкале эквивалентности ОЭСР. Нормировка позволяет избавиться от эффекта размера домохозяйства, а сам показатель будет наблюдаться как для работающих, так и неработающих. Оба показателя представлены в ценах 2016 г. По аналогии с работой [Altonji, 1986] было наложено ограничение на темпы прироста  $C_{it}$  и  $I_{it}$  для индивида за год – они должны не превышать 250%. Это позволит избавиться от нежелательных выбросов.

## 8. Результаты

Рассмотрим полученные результаты. Оценки приведенного уравнения занятости и приведенного уравнения дохода представлены в Приложении (табл. П2, П3), так как эти вспомогательные регрессии содержательно не интерпретируемы [Altonji, 1986].

Таблица 1.

### Уравнение заработной платы

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \hat{I}_i + X_{it} \beta_2 + M_{it}^{(w)} \beta_3 + \beta_4 IMR_{it} + \eta_{it}$$

$\hat{I}_i$	Интегральный доход	0,774*** (0,016)
$X_{it}$	Возраст	0,054*** (0,008)
	Квадрат возраста	-0,001*** (0,0001)
$M_{it}^{(w)}$	Логарифм реального ВРП на душу населения	0,426*** (0,022)
	Логарифм безработицы	-0,136*** (0,026)
$IMR_{it}$	Обратное отношение Миллса	-0,208*** (0,042)
	Константа	-10,088*** (0,385)
Релевантность инструментов (F-стат.)		1225,665***
Наблюдения		11770
R <sup>2</sup>		0,356
Исправленный R <sup>2</sup>		0,356
SEE		0,619
F-статистика		1083***

Примечания. В скобках указаны робастные стандартные ошибки НС0. \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

В табл. 1 представлены оценки приведенного уравнения заработной платы на подвыборке женатых мужчин. Следует обратить внимание на значимость коэффициента при обратном отношении Миллса  $IMR_{it}$ , что свидетельствует о значимом смещении отбора. С течением времени ставка заработной платы возрастает с убывающим темпом, что согласуется с интуицией. Коэффициент эластичности заработной платы по уровню региональной безработицы, характеризующий адаптивность рынка труда к макроэкономическим шокам [Blanchard, 2006], является отрицательным, что согласуется с теорией.

Оценки функции потребления представлены в табл. 2. Положительный коэффициент перед логарифмом реального ВРП на душу населения свидетельствует о сокращении потребительских расходов во время рецессий, в то время как отрицательный знак перед инфляцией может объясняться предпочтениями в отношении накопления сбережений или покупки товаров длительного пользования в условиях высокой неопределенности, которая растет в силу увеличения дисперсии инфляции при росте уровня инфляции. Также с увеличением возраста главы домохозяйства потребление домохозяйства возрастает с убывающим темпом.

Перед тем как перейти к регрессии второго шага, следует обсудить релевантность использованных инструментальных переменных. Для обеих моделей были проведены тесты на слабые инструменты, F-статистики для которых оказались значительно выше 10, из чего можно сделать вывод, что используемые наборы инструментальных переменных достаточно хорошо объясняют эндогенные переменные модели:  $\ln W_{it}$  и  $\ln C_{it}$  [Stock et al., 2002]. Об этом также свидетельствуют достаточно высокие коэффициенты детерминации. Так, показатель различий в способностях имеет лучшие статистические характеристики, чем стандартные факторы человеческого капитала [Keane, 2011].

Таблица 2.

## Функция потребления

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{I}_i + Y_{it} \alpha_2 + M_{it}^{(c)} \alpha_3 + u_{it}$$

$\hat{I}_i$	Интегральный доход	0,775*** (0,016)
$Y_{it}$	Возраст главы домохозяйства	0,030*** (0,003)
	Квадрат возраста главы домохозяйства	-0,004*** (0,00003)
$M_{it}^{(c)}$	Логарифм реального ВРП на душу населения	0,476*** (0,015)
	Региональная инфляция	-2,321*** (0,148)
	Константа	-3,561*** (0,233)
Релевантность инструментов (F-стат.)		894,223***
Наблюдения		14622
R <sup>2</sup>		0,399
Исправленный R <sup>2</sup>		0,399
F-статистика		1939***

Примечания. В скобках указаны робастные стандартные ошибки НС0. \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

В табл. 3 представлены результаты оценивания структурного уравнения отработанных часов. Для проверки экзогенности использованных инструментов был проведен тест Саргана, результаты которого не позволяют отвергнуть нулевую гипотезу об экзогенности инструментов. Коэффициенты при переменных  $\ln \hat{W}_{it}$  и  $\ln \hat{C}_{it}$  имеют правильные с точки зрения теории знаки. В то же время факторы, описывающие состав домохозяйства, незначимо влияют на отработанные часы мужчины<sup>3</sup>. Стоит также отметить, что при подстановке в модель фактических значений заработной платы и потребления коэффициент детерминации равен примерно 0,14, что является достаточно высоким значением, если сопоставлять с другими оценками функции отработанных часов [Keane, 2011].

<sup>3</sup> Наряду с оценками базовой спецификации функции отработанных часов были также проведены расчеты с включением бинарной переменной для занятости супруги, отработанных часов и заработной платы супруги. Результаты этих моделей свидетельствуют о наличии эффекта «дополнительного работника», однако могут быть подвержены смещению вследствие наличия в модели эндогенности, поскольку решения о занятости супруги определяются, в том числе, условиями труда мужчины.



На основе оценок структурного уравнения отработанных часов были рассчитаны значения структурных параметров  $(\theta; \delta)$ , с помощью которых были получены оценки интенсивных компонент эластичностей предложения труда по Маршаллу, Хиксу и Фришу, представленные в табл. 4. Заметим, что при расчете эластичностей предполагалось, что нетрудовой доход является пренебрежимо малым. Доверительные интервалы для них были оценены с помощью процедуры бутстрапа: сначала случайным образом выбирались отдельные индивиды, а затем на полученной подвыборке проводилась вся пятишаговая процедура оценки. Видно, что для всех эластичностей выполняется соотношение, предполагаемое постановкой модели: маршаллианская эластичность меньше хиксианской, которая в свою очередь не превышает межвременную. Описанное соотношение между оценками находит эмпирическое подтверждение во многих других работах [Keane, 2011].

Таблица 3.

## Уравнение отработанных часов

$$\ln N_{it} = \phi_0 + \phi_1 \ln \hat{W}_{it} + \phi_2 \ln \hat{C}_{it} + Z_{it} \phi_3 + \phi_4 IMR_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\ln \hat{W}_{it}$	Логарифм заработной платы	0,139*** (0,031)
$\ln \hat{C}_{it}$	Логарифм потребления	-0,173*** (0,029)
	Количество детей (0–6 лет)	0,007 (0,007)
$Z_{it}$	Количество детей (7–18 лет)	-0,002 (0,007)
	Доля членов домохозяйства трудоспособного возраста	-0,023 (0,030)
$IMR_{it}$	Обратное отношение Миллса	-0,067*** (0,028)
	Константа	8,933*** (0,199)
J-тест (p-значение)		0,312
Наблюдения		12256
F-статистика		17,070***

Примечания. В скобках указаны робастные стандартные ошибки HCO. \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

Примечательным в полученных оценках является тот факт, что интенсивная компонента маршаллианской эластичности, которая представляет собой реакцию отработанных часов на изменение ставки заработной платы, получилась отрицательной. В ответ на постоянный отрицательный шок заработных плат предложение труда возрастает, что свидетельствует о преобладании эффекта дохода над эффектом замещения. Это является не вполне обычным результатом, однако встречающимся в литературе [Aaberge et al., 2000; Devereux, 2003]. Такой результат может служить подтверждением слабой реакции российского рынка труда на длительные макроэкономические шоки [Гуртов, Степун, 2017; Капелюшников, 2009]. Вместе с этим, оценки эластичности предложения труда по Фришу позволяют наблюдать положительную реакцию отработываемых часов на краткосрочные шоки, что согласуется с результатами работы [Вакуленко, Гурвич, 2015] и оценками, полученными в литературе, которые для мужчин обычно лежат в пределах между нулем и 0,8 [McClelland, Mok, 2012; Whalen, Reichling, 2017].

**Таблица 4.**

**Оценки интенсивных компонент эластичностей предложения труда**

	Коэффициенты	Нижняя граница ДИ	Верхняя граница ДИ
По Маршаллу	-0,029	-0,042	-0,015
По Хиксу	0,119	0,074	0,165
По Фришу	0,139	0,080	0,199

*Примечание:* указаны границы 95-процентных бутстраповских доверительных интервалов.

Нами также была предпринята попытка оценить описанную модель на данных по замужним женщинам, однако оценки эластичностей отработанных часов имели неверные знаки с точки зрения теории. Наиболее вероятной причиной этого может быть нерешенная проблема эндогенности, которую мы связываем со слабой способностью модели выявить истинную гетерогенность по способностям среди женщин. Так, уравнение доходов будет в лучшей степени описывать способности того индивида, который вносит наибольший вклад в его формирование, из-за чего расчетный показатель способностей значительно хуже объясняет динамику ставки заработной платы для женщины. Этим обстоятельством, по-видимому, объясняется тот факт, что в литературе по предложению труда принято изучать поведение женщин отдельно от мужчин с использованием моделей жизненного цикла, основанных на разных предпосылках [Keane, 2011].

## Приложение.

**Таблица П1.**

**Используемые переменные**

Обозначение	Переменные
$H_{it}$ – уникальные переменные первого шага процедуры Хекмана	Возраст
	Квадрат возраста
	Опыт × количество лет образования
$K_{it}$ – экзогенные детерминанты дохода	Квадрат опыта
	Опыт × количество лет образования
	Доля членов домохозяйства трудоспособного возраста
$X_{it}$ – инструментальные переменные в зарплатном уравнении	Возраст
	Квадрат возраста
$Y_{it}$ – инструментальные переменные в уравнении потребления	Возраст главы домохозяйства
	Квадрат возраста главы домохозяйства

Окончание табл. П1.

Обозначение	Переменные
$Z_{it}$ – детерминанты предложения труда	Количество детей (0–6 лет)
	Количество детей (7–18 лет)
	Доля членов домохозяйства трудоспособного возраста
$M_{it}^{(c)}$ – региональные макроэкономические факторы в уравнении для потребления	Логарифм реального ВРП на душу населения
	Региональная инфляция
$M_{it}^{(w)}$ – региональные макроэкономические факторы в зарплатном уравнении	Логарифм реального ВРП на душу населения
	Логарифм безработицы

Таблица П2.

## Уравнение занятости

$$P(N_{it} > 0 | H_{it}; Z_{it}; FE_i; TE_i) = \Phi(H_{it} \kappa_1 + Z_{it} \kappa_2 + FE_i + TE_i)$$

$Z_{it}$	Количество детей (0–6 лет)	–0,205*** (0,045)
	Количество детей (7–18 лет)	–0,109*** (0,038)
	Доля членов домохозяйства трудоспособного возраста	0,061* (0,031)
$H_{it}$	Возраст	0,035*** (0,073)
	Квадрат возраста	–0,004*** (0,0004)
	Опыт × количество лет образования	0,004*** (0,001)
Индивидуальные эффекты		Да
Временные эффекты		Да
Наблюдения		14642
AIC		9156,8

Примечания. В скобках указаны робастные стандартные ошибки HCO. \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

Таблица ПЗ.

## Уравнение дохода

$$\ln I_{it} = K_{it} \gamma + \hat{I}_i + \mu_{it}$$

	Квадрат опыта	0,0002* (0,0001)
$K_{it}$	Опыт × количество лет образования	-0,0001 (0,0002)
	Доля членов домохозяйства трудоспособного возраста	0,419* (0,030)
	Индивидуальные эффекты	Да
	Временные эффекты	Да
	Наблюдения	14642
	R <sup>2</sup>	0,333
	Исправленный R <sup>2</sup>	0,266
	F-статистика	315,818***

Примечания. В скобках указаны робастные стандартные ошибки HCO. \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

\* \*  
\*

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Вакуленко Е.С., Гурвич Е.Т. Гибкость реальной заработной платы в России: сравнительный анализ // Журнал Новой экономической ассоциации. 2016. Т. 31. № 3. С. 67–92.
- Вакуленко Е.С., Гурвич Е.Т. Моделирование механизмов российского рынка труда // Вопросы экономики. 2015. № 11. С. 5–29.
- Гимпельсон В.Е.. Возраст и заработная плата: стилизованные факты и российские особенности // Экономический журнал ВШЭ. 2019. Т. 23. № 2. С. 185–237.
- Гуртов В., Степуть И. Российский рынок труда в годы кризисных процессов в экономике // Общество и экономика. 2017. № 1. С. 81–91.
- Денисова И.А., Карцева М.А. Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России // Прикладная эконометрика. 2007. Т. 5. № 1. С. 30–57.
- Замнус А.В., Полбин А.В. Оценка межвременной эластичности замещения предложения труда для замужних женщин в России // Прикладная эконометрика. 2021. Т. 64. № 4. С. 23–48.
- Капелюшников Р.И. Российский рынок труда: адаптация без реструктуризации // Экономическая социология. 2001. Т. 2. № 2. С. 5–22.
- Капелюшников Р.И. Конец российской модели рынка труда? М.: Фонд «Либеральная миссия», 2009.
- Клепикова Е.А. Эластичность предложения на российском рынке труда // Вопросы экономики. 2016. № 9. С. 111–128.
- Ларин А.В., Максимов А.Г., Чернова Д.В. Эластичность предложения труда по заработной плате в России // Прикладная эконометрика. 2016. Т. 41. № 1. С. 47–61.

- Aaberge R., Colombino U., Strøm S.* Labor Supply Responses and Welfare Effects from Replacing Current Tax Rules by a Flat Tax: Empirical Evidence from Italy, Norway and Sweden // *Journal of Population Economics*. 2000. Vol. 13. № 4. P. 595–621.
- Abowd J.M., Card D.* Intertemporal Labor Supply and Long-term Employment Contracts // *The American Economic Review*. 1987. Vol. 77. № 1. P. 50–68.
- Alogoskoufis G.S.* On Intertemporal Substitution and Aggregate Labor Supply // *Journal of Political Economy*. 1987. Vol. 95. № 5. P. 938–960.
- Altonji J.G.* The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis // *The Review of Economic Studies*. 1982. Vol. 49. № 5. P. 783–824.
- Altonji J.G.* Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data // *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94. № 3. P. 176–215.
- Angrist J.D.* Grouped-data Estimation and Testing in Simple Labor-supply Models // *Journal of Econometrics*. 1991. Vol. 47. № 2–3. P. 243–266.
- Arpaia A., Mourre G.* Institutions and Performance in European Labour Markets: Taking a Fresh Look at Evidence // *Journal of Economic Surveys*. 2012. Vol. 26. № 1. P. 1–41.
- Attanasio O., Levell P., Low H., Sánchez-Marcos V.* Aggregating Elasticities: Intensive and Extensive Margins of Women's Labor Supply // *Econometrica*. 2018. Vol. 86. № 6. P. 2049–2082.
- Becker G.S.* Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. University of Chicago Press, 2009.
- Ben-Porath Y.* The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings // *Journal of Political Economy*. 1967. Vol. 75. № 4 (pt. 1). P. 352–365.
- Blanchard O.* European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas // *Economic Policy*. 2006. Vol. 21. № 45. P. 6–59.
- Blanchard O., Wolfers J.* The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence // *The Economic Journal*. 2000. Vol. 110. № 462. P. C1–C33.
- Blundell R., MaCurdy T.* Labor Supply: A Review of Alternative Approaches // *Handbook of Labor Economics* / O. Ashenfelter, D. Card (eds.) North Holland: Elsevier. 1999. Vol. 3. P. 1559–1695.
- Boeri T., Van Ours J.* The Economics of Imperfect Labor Markets. Princeton University Press, 2013.
- Borjas G.J.* The Relationship between Wages and Weekly Hours of Work: The Role of Division Bias // *The Journal of Human Resources*. 1980. Vol. 15. № 3. P. 409–423.
- Bound J., Krueger A.B.* The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right? // *Journal of Labor Economics*. 1991. Vol. 9. № 1. P. 1–24.
- Browning M.J.* Profit Function Representations for Consumer Preferences: Bristol University Discussion Paper № 82/125. 1982.
- Browning M.J., Deaton A., Irish M.* A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands Over the Life-cycle // *Econometrica*. 1985. Vol. 53. № 3. P. 503–543.
- Browning M.J., Hansen L.P., Heckman J.J.* Micro Data and General Equilibrium Models // *Handbook of Macroeconomics* / J.B. Taylor, M. Woodford (eds.) Elsevier. 1999. Vol. 1. P. 543–633.
- Burdett K.* A Theory of Employee Job Search and Quit Rates // *The American Economic Review*. 1978. Vol. 68. № 1. P. 212–220.
- Chang Y., Kim S.-B., Kwon K., Rogerson R.* Individual and Aggregate Labor Supply in Heterogeneous Agent Economies with Intensive and Extensive Margins. NBER Working Paper № 24985. 2018.
- Chetty R., Guren A., Manoli D., Weber A.* Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins // *The American Economic Review*. 2011. Vol. 101. № 3. P. 471–475.
- Clar M., Dreger C., Ramos R.* Wage Flexibility and Labour Market Institutions: A Meta-Analysis // *Kyklos*. 2007. Vol. 60. № 2. P. 145–163.
- Davidson J.E., Hendry D.F., Srba F., Yeo S.* Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom // *The Economic Journal*. 1978. Vol. 88. № 352. P. 661–692.

- Devereux P.J.* Changes in Male Labor Supply and Wages // *ILR Review*. 2003. Vol. 56. № 3. P. 409–428.
- Domeij D., Floden M.* The Labor-supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates Are Biased // *Review of Economic Dynamics*. 2006. Vol. 9. № 2. P. 242–262.
- Ehrenberg R.G., Smith R.S.* *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. Routledge, 2016.
- Evans M.* Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1991. Vol. 23. № 2. P. 169–184.
- Foster M.* What Are Equivalence Scales. OECD Project on Income Distribution and Poverty, 2009.
- Friedman M.* *Theory of the Consumption Function*. National Bureau of Economic Research, Inc., 1957.
- Frisch R.* *New Methods of Measuring Marginal Utility*. Tübingen: Verlag von J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), 1932.
- Ghez G., Becker G.S.* The Allocation of Time Over the Life Cycle // *NBER*. 1975. P. 83–132.
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R.* Labor Market Adjustment: Is Russia Different?: IZA Discussion Papers № 5588. 2011.
- Gimpelson V., Lippoldt D.* *The Russian Labour Market: Between Transition and Turmoil*. Rowman & Littlefield Publishers, 2002.
- Gorodnichenko Y., Peter K.S., Stolyarov D.* Inequality and Volatility Moderation in Russia: Evidence from Micro-level Panel Data on Consumption and Income // *Review of Economic Dynamics*. 2010. Vol. 13. № 1. P. 209–237.
- Hausman J.A.* Taxes and Labor Supply // *Handbook of Public Economics*. Elsevier. 1985. Vol. 1. P. 213–263.
- Heckman J.J.* Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply // *Econometrica*. 1974. Vol. 42. № 4. P. 679–694.
- Heckman J.J.* Sample Selection Bias as a Specification Error // *Econometrica*. 1979. Vol. 47. № 1. P. 153–161.
- Heckman J.J.* The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-discrete Data Stochastic Process and Some Monte Carlo Evidence // *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* / C.F. Manski, D. McFadden (eds.) Cambridge: MIT Press, 1987. P. 179–195.
- Heckman J.J.* Selection Bias // *Encyclopedia of Social Measurement* / K. Kempf-Leonard (ed.) Elsevier. 2005. P. 463–468.
- Heckman J.J., MaCurdy T.E.* A Life Cycle Model of Female Labour Supply // *The Review of Economic Studies*. 1980. Vol. 47. № 1. P. 47–74.
- Heckman J.J., Willis R.J.* A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women // *Journal of Political Economy*. 1977. Vol. 85. № 1. P. 27–58.
- Jovanovic B.* Matching, Turnover, and Unemployment // *Journal of Political Economy*. 1984. Vol. 92. № 1. P. 108–122.
- Keane M.P.* Labor Supply and Taxes: A Survey // *Journal of Economic Literature*. 2011. Vol. 49. № 4. P. 961–1075.
- Kimmel J., Kniesner T.J.* New Evidence on Labor Supply: Employment versus Hours Elasticities by Sex and Marital Status // *Journal of Monetary Economics*. 1998. Vol. 42. № 2. P. 289–301.
- King R.G., Rebelo S.T.* Resuscitating Real Business Cycles // *Handbook of Macroeconomics* / J.B. Taylor, M. Woodford (eds.) Elsevier. 1999. Vol. 1 (Pt. B). P. 927–1007.
- Kornstad T.* *Empirical Life Cycle Models of Labour Supply and Consumption*. Oslo: Statistik sentralbyrå, 1995.
- Kosova E., Potanin B., Sheluntcova M.* Estimating Effect of Marriage on Male Wages in Russia // *Journal of Economic Studies*. 2020. Vol. 47. № 7. P. 1649–1667.
- Layard R., Richter A.* *Labour Market Adjustment – the Russian Way* // *Russian Economic Reform at Risk* / A. Aslund (ed.) London: Pinter, 1995.
- Lazear E.P.* Why Is There Mandatory Retirement? // *Journal of Political Economy*. 1979. Vol. 87. № 6. P. 1261–1284.

- Lazear E.P.* Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions // *The American Economic Review*. 1981. Vol. 71. № 4. P. 606–620.
- Lucas R.E., Rapping L.A.* Real Wages, Employment, and Inflation // *Journal of Political Economy*. 1969. Vol. 77. № 5. P. 721–754.
- MaCurdy T.E.* An Empirical Model of Labor Supply in a Life-cycle Setting // *Journal of Political Economy*. 1981. Vol. 89. № 6. P. 1059–1085.
- MaCurdy T.E.* A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty // *International Economic Review*. 1983. Vol. 24. № 2. P. 265–289.
- MaCurdy T.E.* Interpreting Empirical Models of Labor Supply in an Intertemporal Framework with Uncertainty // *Longitudinal Analysis of Labor Market Data / J.J. Heckman, B.S. Singer (eds.) Cambridge: Cambridge University Press, 1985. P. 148–170.*
- McClelland R., Mok S.* A Review of Recent Research on Labor Supply Elasticities: Working Papers № 43657, Congressional Budget Office. 2012.
- Mincer J.* Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply // *Aspects of Labor Economics*. National Bureau of Economic Research, Inc. 1962. Vol. 1. № 6.
- Mincer J.* Schooling, Experience, and Earnings. National Bureau of Economic Research, 1974.
- Mirrlees J.* An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation // *The Review of Economic Studies*. 1971. Vol. 38. № 2. P. 175–208.
- Modigliani F.* The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital // *Social Research*. 1966. Vol. 33. № 2. P. 160–217.
- Pencavel J.* Labor Supply of Men: A Survey // *Handbook of Labor Economics / O. Ashenfelter, R. Layard (eds.) Elsevier, 1986. Vol. 1. P. 3–102.*
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P.* Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels // *Journal of the American Statistical Association*. 1999. Vol. 94. № 446. P. 621–634.
- Phlips L.* Applied Consumption Analysis: Advanced Textbooks in Economics. Elsevier, 2014.
- Saez E.* Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates // *The Review of Economic Studies*. 2001. Vol. 68. № 1. P. 205–229.
- Smets F., Wouters R.* Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // *The American Economic Review*. 2007. Vol. 97. № 3. P. 586–606.
- Stock J.H., Wright J.H., Yogo M.* A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method Of Moments // *Journal of Business & Economic Statistics*. 2002. Vol. 20. № 4. P. 518–529.
- Whalen C., Reichling F.* Estimates of the Frisch Elasticity of Labor Supply: A Review // *Eastern Economic Journal*. 2017. Vol. 43. № 1. P. 37–42.
- Ziliak J.P., Kniesner T.J.* The Effect of Income Taxation on Consumption and Labor Supply // *Journal of Labor Economics*. 2005. Vol. 23. № 4. P. 769–796.

## The Labor Supply Elasticity for Married Men in Russia

Alexey Zamnius<sup>1</sup>, Andrey Polbin<sup>2</sup>, Sergey Sinelnikov-Murylev<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Russian Academy of National Economy and Public Administration,  
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 117517, Russian Federation.  
E-mail: zamnius-av@ranepa.ru

<sup>2</sup> Russian Academy of National Economy and Public Administration,  
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 117517, Russian Federation.  
E-mail: apolbin@iep.ru

<sup>3</sup> Russian Foreign Trade Academy,  
6A, Vorobiyovskoye Shosse, Moscow, 119285, Russian Federation.  
E-mail: sinel@vavt.ru

In order to estimate the elasticity of labor supply in Russia, we use an estimation approach based on the works of [Altonji, 1986; Kimmel, Kniesner, 1998], which allows one to obtain the values of the structural parameters of the utility function needed to calculate the Marshallian, Hicksian, and Frisch labor supply elasticities by estimating the marginal rate of substitution equation. Using a five-step estimation procedure we eliminate the important sources of estimation bias: measurement errors, selection bias, correlation of wages and consumption with unobserved preferences for consumption and leisure. The paper provides an econometric analysis of the labor supply function in Russia for the period 2000–2018 based on RLMS–HSE microdata for married men. The analysis indicates that wage rates for men in Russia are increasing at a decreasing rate. In addition, growth in inflation reduces consumer spending on non-durable goods, which may be due to the reaction of individuals to an increasing level of uncertainty in future income, expressing in decreased propensity to consume and increased savings, which is referred to as the precautionary motive. Estimates of the hours worked equation show that the labor supply of men in the Russian economy reacts weakly to permanent wage shocks, in contrast to transitory ones. Moreover, the change in hours worked in response to a negative permanent shock is positive, indicating that the income effect prevails over the substitution effect. Based on the calculations performed, estimates of Frisch (0,139), Hicksian (0,119) and Marshallian (–0,029) labor supply elasticities along the intensive margin for men were obtained. The calculated elasticities can be used in evaluating various tax policy measures.

**Key words:** labor supply function; Marshallian, Hicksian and Frisch labor supply elasticities; selection bias; instrumental variables; RLMS HSE.

**JEL Classification:** C36; D15; J22.



\* \*  
\*

## References

- Aaberge R., Colombino U., Strøm S. (2000) Labor Supply Responses and Welfare Effects from Replacing Current Tax Rules by a Flat Tax: Empirical Evidence from Italy, Norway and Sweden. *Journal of Population Economics*, 13, 4, pp. 595–621.
- Abowd J.M., Card D. (1987) Intertemporal Labor Supply and Long-term Employment Contracts. *The American Economic Review*, 77, 1, pp. 50–68.
- Alogoskoufis G.S. (1987) On Intertemporal Substitution and Aggregate Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 95, 5, pp. 938–960.
- Altonji J.G. (1982) The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis. *The Review of Economic Studies*, 49, 5, pp. 783–824.
- Altonji J.G. (1986) Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data. *Journal of Political Economy*, 94, 3, pp. 176–215.
- Angrist J.D. (1991) Grouped-data Estimation and Testing in Simple Labor-supply Models. *Journal of Econometrics*, 47, 2–3, pp. 243–266.
- Arpaia A., Mourre G. (2012) Institutions and Performance in European Labour Markets: Taking a Fresh Look at Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 26, 1, pp. 1–41.
- Attanasio O., Levell P., Low H., Sánchez-Marcos V. (2018) Aggregating Elasticities: Intensive and Extensive Margins of Women’s Labor Supply. *Econometrica*, 86, 6, pp. 2049–2082.
- Becker G.S. (2009) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Ben-Porath Y. (1967) The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. *Journal of Political Economy*, 75, 4 (pt. 1), pp. 352–365.
- Blanchard O. (2006) European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas. *Economic Policy*, 21, 45, pp. 6–59.
- Blanchard O., Wolfers J. (2000) The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence. *The Economic Journal*, 110, 462, pp. C1–C33.
- Blundell R., MaCurdy T. (1999) Labor Supply: A Review of Alternative Approaches. *Handbook of Labor Economics* (eds. O. Ashenfelter, D. Card), North Holland: Elsevier, 3, pp. 1559–1695.
- 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. *The Journal of Human Resources*, 15, 3, pp. 409–423.
- Bound J., Krueger A.B. (1991) The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right? *Journal of Labor Economics*, 9, 1, pp. 1–24.
- Browning M.J. (1982) *Profit Function Representations for Consumer Preferences*. Bristol University Discussion Paper no 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, pp. 503–543.
- Browning M.J., Hansen L.P., Heckman J.J. (1999) Micro Data and General Equilibrium Models. *Handbook of Macroeconomics* (eds. J.B. Taylor, M. Woodford), Elsevier, 1, pp. 543–633.
- Burdett K. (1978) A Theory of Employee Job Search and Quit Rates. *The American Economic Review*, 68, 1, pp. 212–220.
- Chang Y., Kim S.-B., Kwon K., Rogerson R. (2018) *Individual and Aggregate Labor Supply in Heterogeneous Agent Economies with Intensive and Extensive Margins*. NBER Working Paper no 24985.
- 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. *The American Economic Review*, 101, 3, pp. 471–475.

- Clar M., Dreger C., Ramos R. (2007) Wage Flexibility and Labour Market Institutions: A Meta-Analysis. *Kyklos*, 60, 2, pp. 145–163.
- 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, pp. 30–57. (in Russian).
- Davidson J.E., Hendry D.F., Srba F., Yeo S. (1978) Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *The Economic Journal*, 88, 352, pp. 661–692.
- Devereux P.J. (2003) Changes in Male Labor Supply and Wages. *ILR Review*, 56, 3, pp. 409–428.
- Domeij D., Floden M. (2006) The Labor-supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates Are Biased. *Review of Economic Dynamics*, 9, 2, pp. 242–262.
- Ehrenberg R.G., Smith R.S. (2016) *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. Routledge.
- Evans M. (1991) Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 2, pp. 169–184.
- Foster M. (2009) *What Are Equivalence Scales*. OECD Project on Income Distribution and Poverty.
- Friedman M. (1957) *Theory of the Consumption Function*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Frisch R. (1932) *New Methods of Measuring Marginal Utility*. Tübingen: Verlag von J.C.B. Mohr (Paul Siebeck).
- Ghez G., Becker G.S. (1975) The Allocation of Time Over the Life Cycle. *NBER*, pp. 83–132.
- Gimpelson V. (2019) Age and Wage: Stylized Facts and Russian Evidence. *HSE Economic Journal*, 23, 3, pp. 185–237. (in Russian).
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2011) *Labor Market Adjustment: Is Russia Different?* IZA Discussion Papers no 5588.
- Gimpelson V., Lippoldt D. (2002) *The Russian Labour Market: Between Transition and Turmoil*. Rowman & Littlefield Publishers.
- Gorodnichenko Y., Peter K.S., 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, pp. 209–237.
- Gurtov V., Stepus' I. (2017) Russian Labor Market in the Years of Crisis Processes in the Economy. *Society and Economics*, 1, pp. 81–91. (in Russian).
- Hausman J.A. (1985) Taxes and Labor Supply. *Handbook of Public Economics*. Elsevier, 1, pp. 213–263.
- Heckman J.J. (1974) Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*, 42, 4, pp. 679–694.
- Heckman J.J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47, 1, pp. 153–161.
- Heckman J.J. (1987) The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-discrete Data Stochastic Process and Some Monte Carlo Evidence. *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (eds. C.F. Manski, D. McFadden), Cambridge: MIT Press, pp. 179–195.
- Heckman J.J. (2005) Selection Bias. *Encyclopedia of Social Measurement* (ed. K. Kempf-Leonard), Elsevier, pp. 463–468.
- Heckman J.J., MaCurdy T.E. (1980) A Life Cycle Model of Female Labour Supply. *The Review of Economic Studies*, 47, 1, pp. 47–74.
- Heckman J.J., Willis R.J. (1977) A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women. *Journal of Political Economy*, 85, 1, pp. 27–58.
- Jovanovic B. (1984) Matching, Turnover, and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 92, 1, pp. 108–122.
- Kapelyushnikov R.I. (2009) *The End of the Russian Labor Market Model?* Moscow: Fund «Liberal Mission». (in Russian).
- Kapelyushnikov R.I. (2001) Russian Labour Market: Adaptation without Restructuring. *Journal of Economic Sociology*, 2, 2, pp. 5–22. (in Russian).

- Keane M.P. (2011) Labor Supply and Taxes: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 49, 4, pp. 961–1075.
- 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, pp. 289–301.
- King R.G., Rebelo S.T. (1999) Resuscitating Real Business Cycles. *Handbook of Macroeconomics* (eds. J.B. Taylor, M. Woodford), Elsevier, 1 (Pt. B), pp. 927–1007.
- Klepikova E. (2016) Labor Supply Elasticity in Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 9, pp. 111–128. (in Russian).
- Kornstad T. (1995) *Empirical Life Cycle Models of Labour Supply and Consumption*. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Kossova E., Potanin B., Sheluntcova M. (2020) Estimating Effect of Marriage on Male Wages in Russia. *Journal of Economic Studies*, 47, 7, pp. 1649–1667.
- Larin A., Maksimov A., Chernova D. (2016) The Elasticity of Labor Supply in Russia. *Applied Econometrics*, 41, 1, pp. 47–61. (in Russian).
- Layard R., Richter A. (1995) Labour Market Adjustment – the Russian Way. *Russian Economic Reform at Risk* (ed. A. Aslund), London: Pinter.
- Lazear E.P. (1979) Why Is There Mandatory Retirement? *Journal of Political Economy*, 87, 6, pp. 1261–1284.
- Lazear E.P. (1981) Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions. *The American Economic Review*, 71, 4, pp. 606–620.
- Lucas R.E., Rapping L.A. (1969) Real Wages, Employment, and Inflation. *Journal of Political Economy*, 77, 5, pp. 721–754.
- MaCurdy T.E. (1981) An Empirical Model of Labor Supply in a Life-cycle Setting. *Journal of Political Economy*, 89, 6, pp. 1059–1085.
- MaCurdy T.E. (1983) A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty. *International Economic Review*, 24, 2, pp. 265–289.
- MaCurdy T.E. (1985) Interpreting Empirical Models of Labor Supply in an Intertemporal Framework with Uncertainty. *Longitudinal Analysis of Labor Market Data* (eds. J.J. Heckman, B.S. Singer), Cambridge: Cambridge University Press, pp. 148–170.
- McClelland R., Mok S. (2012) *A Review of Recent Research on Labor Supply Elasticities*. Working Papers no 43657, Congressional Budget Office.
- Mincer J. (1962) Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. *Aspects of Labor Economics*. National Bureau of Economic Research, Inc., 1, 6.
- Mincer J. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Mirrlees J. (1971) An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. *The Review of Economic Studies*, 38, 2, pp. 175–208.
- Modigliani F. (1966) The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital. *Social Research*, 33, 2, pp. 160–217.
- Pencavel J. (1986) Labor Supply of Men: A Survey. *Handbook of Labor Economics* (eds. O. Ashenfelter, R. Layard), Elsevier, 1, pp. 3–102.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P. (1999) Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 446, pp. 621–634.
- Phlips L. (2014) *Applied Consumption Analysis: Advanced Textbooks in Economics*. Elsevier.
- Saez E. (2001) Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates. *The Review of Economic Studies*, 68, 1, pp. 205–229.
- Smets F., Wouters R. (2007) Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *The American Economic Review*, 97, 3, pp. 586–606.
- Stock J.H., Wright J.H., Yogo M. (2002) A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method Of Moments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 4, pp. 518–529.
- Vakulenko E.S., Gurvich E.T. (2016) Real Wage Flexibility in Russia: Comparative Analysis. *Journal of the New Economic Association*, 31, 3, pp. 67–92. (in Russian).

---

Vakulenko E.S., Gurvich E.T. (2015) Modeling the Mechanisms of Russian Labour Market. *Voprosy Ekonomiki*, 11, pp. 5–29. (in Russian).

Whalen C., Reichling F. (2017) Estimates of the Frisch Elasticity of Labor Supply: A Review. *Eastern Economic Journal*, 43, 1, pp. 37–42.

Zamnius A., Polbin A. (2021) Estimating Intertemporal Elasticity of Substitution of Labor Supply for Married Women in Russia. *Applied Econometrics*, 64, 4, pp. 23–48. (in Russian).

Ziliak J.P., Kniesner T.J. (2005) The Effect of Income Taxation on Consumption and Labor Supply. *Journal of Labor Economics*, 23, 4, pp. 769–796.