

ОРИГИНАЛЬНАЯ СТАТЬЯ



DOI: 10.26794/2587-5671-2022-26-6-271-287

УДК 349.232,330.43(045)

JEL E24, J31

Анализ динамики доходов домохозяйств России на основе базы данных РМЭЗ

Е.В. Мартянова^а, А.В. Полбин^б^{а, б} Институт прикладных экономических исследований РАНХиГС, Москва, Россия;^б Институт Гайдара, Москва, Россия

АННОТАЦИЯ

Цель исследования заключается в оценке параметров стохастического процесса заработной платы на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ ВШЭ). Основной **метод** анализа — эконометрическая оценка, которая включает в себя два шага. На первом шаге авторы оценили регрессию минсервовского типа. На втором шаге — дали оценку параметрам стохастического процесса заработной платы обобщенным методом моментов. В **результате** коэффициент авторегрессии оказался ниже, а дисперсия шоков выше, чем в аналогичных зарубежных исследованиях. Результаты исследования позволяют сделать **вывод**, что трудовые доходы в России менее устойчивы во времени и характеризуются большей неопределенностью. Практическая ценность работы заключается в возможности использования полученных оценок при калибровке моделей общего равновесия с гетерогенными агентами, что продемонстрировано в рамках оценки макроэкономических эффектов от гипотетических налоговых маневров на базе канонической модели с гетерогенными агентами.

Ключевые слова: заработная плата; трудовые доходы; профиль заработной платы; РМЭЗ; обобщенный метод моментов; модель общего равновесия; гетерогенные агенты

Для цитирования: Мартянова Е.В., Полбин А.В. Анализ динамики доходов домохозяйств России на основе базы данных РМЭЗ. *Финансы: теория и практика*. 2022;26(6):271-287. DOI: 10.26794/2587-5671-2022-26-6-271-287

ORIGINAL PAPER

Analysis of Household Income Dynamics in the Russia Based on the RLMS Database

E.V. Martyanova^a, A.V. Polbin^b^{a, b} Institute of Applied Economic Study, RANEPA, Moscow, Russia;^b Gaidar Institute for Economic Policy, Moscow, Russia

ABSTRACT

The **goal** of the study is to estimate the parameters of the stochastic wage process using data from the Russian Longitudinal Monitoring Survey of Higher School of Economics (RLMS-HSE). The main **method** of analysis is econometric estimation, which includes two steps. In the first step, the authors estimated a Mincer-type regression. In the second step, they estimated the parameters of the stochastic wage process using the generalized method of moments. As a **result**, the autoregression coefficient turned out to be lower, and the variance of shocks was higher than in similar foreign studies. The results of the research allow to **conclude** that labor incomes in Russia are less stable over time and are marked by great uncertainty. The practical value of the work lies in the possibility of using the obtained estimates when calibrating general equilibrium models with heterogeneous agents, which is demonstrated in the framework of estimation of macroeconomic effects from hypothetical tax maneuvers based on the canonical model with heterogeneous agents.

Keywords: wages; labor income; labor income profile; RLMS; generalized method of moments; general equilibrium model; heterogeneous agents

For citation: Martyanova E.V., Polbin A.V. Analysis of household income dynamics in the Russia based on the RLMS database. *Finance: Theory and Practice*. 2022;26(6):271-287. DOI: 10.26794/2587-5671-2022-26-6-271-287

ВВЕДЕНИЕ

Динамика доходов домохозяйства играет важную роль при принятии решений относительно потребления и сбережений, накопления человеческого капитала. В экономической литературе траектории доходов домохозяйства описываются в виде некоторых стохастических процессов, ключевыми показателями в которых являются параметры дисперсии шоков и автокорреляции. Первый показатель характеризует, насколько большими неожиданными изменениями в доходах может столкнуться домохозяйство, второй — насколько долго будут приспосабливаться доходы к прежним уровням. В условиях наличия риска снижения доходов в будущем важнейшей характеристикой динамики потребительского поведения является мотив предосторожности, в рамках которого домохозяйства осуществляют сбережения на черный день. Естественно, что мотив предосторожности имеет разную силу для домохозяйств с различным уровнем активов (который, в том числе, определяется и всей предысторией шоков доходов), что приводит к гетерогенной склонности к потреблению домохозяйств с различным уровнем накопленного богатства. Данный факт в последние годы стимулировал активное развитие направления построения динамических стохастических моделей общего равновесия с гетерогенными экономическими агентами для анализа денежно-кредитной и фискальной политики в рамках анализа делового цикла в противовес к традиционным моделям с репрезентативным экономическим агентом (см., например, [1, 2]). Модели общего равновесия с гетерогенными экономическими агентами, ключевым источником гетерогенности в которых являлся идиосинкратический нестрахуемый риск в доходах, строились и для анализа множества других вопросов, а именно социального страхования [3], влияния экономической политики на неравенство и на предпринимательский сектор [4, 5].

Несмотря на то, что моделирование процесса доходов используется во многих направлениях экономической науки, подобных оценок на российских данных, насколько нам известно, нет. В работе [6] декомпозиция дохода производилась только на перманентную и некоррелированную транзитивную компоненту, однако вопрос наличия автокорреляции не рассматривался. Данная работа стремится восполнить этот пробел и дать широкий спектр оценок на основе микроданных РМЭЗ¹.

Полученные результаты могут найти практическую ценность для калибровки моделей общего равновесия для российской экономики с гетерогенными экономическими агентами. В последнем разделе работы описана калибровка и результаты модели общего равновесия с гетерогенными агентами с альтернативными вариантами налоговой политики: повышением НДС, повышением НДС с одновременным снижением ставки страховых взносов, повышением НДС с одновременным снижением налога на прибыль.

Работа построена следующим образом. Во втором разделе приводится обзор литературы, в третьем разделе описываются используемые данные, в четвертом разделе приводятся результаты эмпирического анализа. В последнем разделе приведена каноническая модель общего равновесия с гетерогенными агентами в качестве примера практического применения оценок, полученных в предыдущих разделах, для калибровки моделей данного класса, на основе которой оцениваются эффекты от гипотетических налоговых маневров.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Отказ от предпосылки о полном страховании выдвинул на первый план идиосинкратические шоки, определяющие экономический выбор. Предположение о неполных рынках, в которых индивиды подвержены риску безработицы или изменению производительности труда, позволяет учитывать мотив предосторожности в моделях общего равновесия с гетерогенными агентами [7–9]. Мотив предосторожности стимулирует агентов к накоплению сбережений на случай непредвиденной потери работы или снижения производительности труда.

В моделях с гетерогенными агентами идиосинкратические риски трудовых доходов моделируются марковской цепью первого порядка. С учетом этого, задачу домохозяйства с экзогенно заданным трудом в экономике с гетерогенными агентами в общем виде можно сформулировать так:

$$V(\epsilon, a) = \max_{c, a'} \left[u(c) + \beta E \{ V(\epsilon', a') | \epsilon \} \right]$$

$$\text{s.t. } a' = (1+r)a + w_\epsilon - c$$

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. URL: <https://rlms-hse.cpc.unc.edu> и <http://www.hse.ru/rlms> (дата обращения: 11.11.2021).

¹ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE), проводимый

$$a' \geq a_{\min}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim ARMA(p, q),$$

$$\pi(\epsilon' | \epsilon) = \text{Prob}\{\epsilon_{t+1} = \epsilon' | \epsilon_t = \epsilon\},$$

где $V(\epsilon, a)$ — функция ценности; $u(c)$ — полезность агента, зависящая от потребления c ; β — коэффициент дисконтирования; ϵ — переменная, характеризующая стохастическое состояние доходов агента; a — запас активов агента, не опускающийся ниже $a_{\min}$; r — ставка процента в экономике; w_ϵ — трудовой доход агента в состоянии ϵ ; $\pi(\epsilon' | \epsilon)$ — матрица перехода, показывающая вероятность перехода из состояния ϵ в новое состояние ϵ' .

Стандартный подход для калибровки матрицы перехода $\pi(\epsilon' | \epsilon)$ на данных, используемый в моделях с гетерогенными агентами, включает в себя два шага: оценку непрерывного марковского процесса для стохастической составляющей заработка и дискретизацию этого процесса. Наиболее часто используемые алгоритмы дискретизации представлены в работах [10–12]. Процесс трудовых доходов представляют как колебания вокруг детерминированной функции наблюдаемых переменных, используя стохастический процесс остатков стандартной минсеровской регрессии. Таким образом, логарифм дохода в общем виде описывается формулой:

$$\ln W_{i,t} = \underbrace{g(t, X_{i,t}, \dots)}_{\text{влияние характеристик}} + \underbrace{[\alpha_i + \beta_i t]}_{\text{гетерогенный профиль}} + \underbrace{[\epsilon_{i,t} + v_{i,t}]}_{\text{стохастическая составляющая}}$$

$$\epsilon_{i,t} = \rho \epsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad (1)$$

где $\ln W_{i,t}$ — логарифм трудовых доходов агента; $g(\cdot)$ — функция от детерминированных характеристик (временной период, демографические характеристики и т.д.). Вводными параметрами для дискретизации случайного процесса являются оценки коэффициента авторегрессии ρ и дисперсии σ_η^2 .

Оценки параметров получают путем минимизации расстояния между элементами эмпирической матрицы автоковариации остатков регрессии и их теоретическими аналогами, вытекающими из спецификации (1).

Единого мнения относительно спецификации в литературе не сложилось. В ранней работе [13] на основе данных панельного исследования динамики доходов США (Panel Study of Income Dynamics) оценивалась следующая спецификация:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \epsilon_{i,t},$$

где $y_{i,t}$ — стохастическая составляющая трудовых доходов.

Временные ряды и для доходов, и для заработной платы оказались стационарными только в первых разностях, что указывало на случайное блуждание. Дисперсия индивидуальных эффектов α_i оказалась незначимой. Кроме того, Т. Маккарди предложил статистический тест, который указывал на процесс без индивидуальных эффектов. Итоговая спецификация не включала индивидуальных эффектов, а шок $\epsilon_{i,t}$ описывался процессом ARMA(1, 2). Оценки автокорреляции для уровней доходов и заработной платы оказались равны 0,974 и 0,975 соответственно, что довольно близко к единице. В дальнейшем идею о том, что стохастическую компоненту заработка лучше описывает процесс случайного блуждания, также поддерживали выводы работ [14–16].

Однако эти выводы оспариваются в работе [17], в которой сравниваются два выделенных автором подхода к моделированию процесса трудовых доходов. Первый — ограниченный профиль дохода (restricted income profile, RIP). Этот подход предполагает, что индивиды подвержены сильным и крайне устойчивым шокам дохода. При этом они сталкиваются с похожими профилями дохода на протяжении всей жизни. Второй — гетерогенный профиль дохода (heterogeneous income profile, HIP). Этот подход подразумевает, что индивиды подвержены менее устойчивым шокам дохода и сталкиваются с индивидуальными профилями дохода на протяжении своей жизни. Теоретическая мотивация второго подхода — это понятие человеческого капитала, которое подразумевает различие в уровнях доходов людей с разными способностями.

В данной работе логарифм трудового дохода, описывающийся ограниченным профилем дохода, задавался следующей спецификацией:

$$y_{i,j,t} = \alpha_i + \beta_j j + \epsilon_{i,j,t} + \mu_t v_{i,j,t},$$

$$\epsilon_{i,j,t} = \rho \epsilon_{i,j-1,t-1} + \phi_t \eta_{i,j,t}, \quad \epsilon_{i,0,t} = 0,$$

где j — потенциальный опыт работы индивида (возраст за вычетом продолжительности образования); β_j — коэффициент наклона с дисперсией σ_β^2 ; $\epsilon_{i,j,t}$ — случайные гетероскедастичные ошибки — $\mu_t v_{i,j,t}$ и $\phi_t \eta_{i,j,t}$.

Ограниченный же профиль дохода описывался спецификацией без индивидуальной гетерогенности ($\sigma_\beta^2 = 0$). Согласно оценкам, полученным

на данных PSID за 1968–1993 гг., индивидуальные различия в доходах индивидов статистически и количественно значимы. Коэффициент авторегрессии в модели с ограниченным профилем доходов оказался равным 0,99, а в модели с гетерогенным профилем — 0,8. Это означает, что в возрасте выхода на пенсию от 65 до 80% неравенства дохода связано с неоднородными индивидуальными эффектами. В работе сделан вывод, что оценка коэффициента автокорреляции в модели с ограниченным профилем доходов завышена. Смещение вызвано тем, что человек со слишком высокими или низкими доходами будет систематически отклоняться от среднего профиля доходов. Тогда в предполагаемой эконометрической модели эти систематические отклонения будут интерпретироваться как результаты положительных шоков дохода.

Кроме того, в этой работе критикуется предложенный в [13] тест за низкую мощность в отношении более высоких порядков автокорреляции. С помощью метода Монте-Карло автор показал, что тест указывает на RIP для процесса, сгенерированного как NIP.

В работе [18] использовались административные данные из Германии о квартальных доходах работников на протяжении 27 лет их карьеры. Оценки давались для тех индивидов, которые бросили или только закончили школу, так как ковариационная матрица для данной образовательной группы была сопоставима с данными США. Т. Хоффман предложил модификацию спецификации [17], в которой учитывались возрастные эффекты ковариационной матрицы. В простой спецификации без учета гетерогенной отдачи от опыта, т.е. при $\sigma_p^2 = 0$, коэффициент автокорреляции ρ оказался равным 0,98, в модифицированных спецификациях — от 0,8 до 0,9.

Большинство описанных выше подходов основаны на довольно простых моделях временных рядов. Эмпирические исследования свидетельствуют в пользу того, что доходы домашних хозяйств асимметричны и нелинейны, поэтому исследователи также предлагают гибкие модели, которые учитывают эти особенности.

В работе [15] авторы отказались от предположения об одинаково распределенных независимых шоках доходов в пользу моделей с условной дисперсией. Помимо ARCH-эффектов, шоки зависели от возраста, времени и ненаблюдаемой гетерогенности. Авторы также допускали, что доходы людей с разным уровнем образования могут подчиняться разным процессам. Согласно выводам статьи спецификация с единичным корнем лучше описыва-

ет процесс трудовых доходов, а дисперсия шоков зависит от состояния и гетерогенна среди агентов.

В работе [19] предполагается гетерогенность всего процесса получения дохода: в начальном значении, дисперсии шоков, параметров процессов MA и AR, детерминированных трендов, скорости конвергенции, ошибке измерения. Результаты авторов показывают, что дисперсии шоков и ошибок измерения значительно различаются среди работников и опровергают гипотезу о том, что процесс заработной платы имеет единичный корень.

Однако для включения в структурную модель важно, чтобы спецификация не только была гибкой и хорошо описывала реальность, но, и чтобы ее выводы можно было использовать без существенного усложнения модели общего равновесия и увеличения времени вычислений. В работе [20] авторы предложили непараметрическую модель, которую можно использовать в макроэкономических моделях с гетерогенными агентами. Вместо оценки и дискретизации марковского процесса авторы предложили оценивать повозрастную цепь Маркова непосредственно на данных. Модель оценивалась на данных PSID и на синтетических данных, которые соответствуют налоговым данным о доходах в США. Авторы включили оцененную повозрастную матрицу в стандартную модель жизненного цикла и сравнивали ее выводы с выводами аналогичной модели, где для заработков предполагался стандартный AR (1) процесс. По сравнению со стандартной моделью предложенный авторами метод оценки порождает большее неравенство потребления, что лучше соответствует реальным данным. Левый хвост распределения выглядит более реалистично, чем в модели со стандартной спецификацией. Однако предложенная спецификация обладает тем же недостатком, что и спецификация с AR (1): в модели жизненного цикла без завещательного мотива или предпринимательского сектора правый хвост генерируемого распределения все еще недостаточно толстый по сравнению с реальным распределением.

Помимо идиосинкратического риска в модели общего равновесия с гетерогенными агентами может также иметь место и агрегированный риск. Проблема заключается в том, что панельные данные, как правило, недостаточно длинные. В работе [16] предлагается метод, основанный на обобщенном методе моментов, учитывающий макроэкономическую историю членов семьи и устраняющий эту проблему. Стохастический процесс заработка моделировался как ARMA (1,1) с компонентом переключения режима в условной дисперсии. Результаты

оценок показали, что идиосинкратический риск трудовых доходов контрцикличесен. Оценки автокорреляции оказались высокими — от 0,94 до 0,96, а дисперсия шоков в ходе рецессии снижается на 75%: с 0,12 до 0,21.

Современные исследования также учитывают природу изменений в доходах и различают внешние шоки и эндогенные реакции индивидов на них. Так, в работе [21] оценивается объединенная модель, которая учитывает зарплату, рабочие часы, переходы между занятостью и безработицей, смену мест работ. Помимо многочисленных выводов относительно причин смены работы, авторы находят, что доходы индивидов хоть и устойчивы, но все же не описываются случайным блужданием.

Из проведенного обзора литературы можно сделать следующие выводы. Моделирование процесса заработной платы важно сразу для многих областей экономических исследований. Во-первых, это важная вводная информация для макроэкономических моделей с гетерогенными агентами. Во-вторых, понимание процесса и рисков формирования доходов важно для исследования потребления домохозяйств. Кроме того, некоторые исследования посвящены процессу дохода самому по себе: подбору верной спецификации, формулированию стилизованных фактов, определению основных факторов, влияющих на трудовой доход домохозяйства.

ЭМПИРИЧЕСКАЯ ЧАСТЬ

На первом шаге стохастический процесс заработная плата очищается от влияния демографических и географических детерминант. Для этого оценивается минсеровская регрессия логарифма заработной платы в реальных ценах на набор индивидуальных и географических характеристик и бинарные переменные для периодов:

$$\ln W_{i,t} = X_{it}\beta + \theta Year_{it} + y_{i,t}, \quad (2)$$

где $\ln W_{i,t}$ — логарифм реального трудового дохода (почасовая зарплата или зарплата за последние 30 дней); X_{it} — набор индивидуальных (возраст, возраст в квадрате, бинарные переменные для уровня образования) и географических характеристик; $Year_{it}$ — вектор бинарных переменных для каждого периода с 2001 по 2019 г.

Остатки этого уравнения $y_{i,t}$ представляют собой стохастическую составляющую производительности труда. Предполагается, что она представляет собой сумму трех ортогональных компонент — индивидуальных эффектов α_i , авторегрессионного шока $\epsilon_{i,t}$ и транзитивного шока $v_{i,t}$:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \alpha_i + \epsilon_{i,t} + v_{i,t}, \\ \epsilon_{i,t} &= \rho \epsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}. \end{aligned} \quad (3)$$

Такая спецификация использовалась, например, в работах [17] на данных США и [18] на данных для Германии.

В данной модели $\eta_{i,t}$ и $v_{i,t}$ взяты из нормальных распределений с нулевым матожиданием и дисперсиями σ_η^2 и σ_v^2 соответственно. Первоначальный авторегрессионный шок $\epsilon_{i,0}$ — это случайная величина, распределенная с нулевым матожиданием и дисперсией σ_{ϵ_0} . Индивидуальные эффекты α_i имеют нулевое матожидание и дисперсию σ_α^2 . В модели без индивидуальных эффектов предполагается, что $\sigma_\alpha^2 = 0$.

Истинную величину ошибки измерения нельзя напрямую оценить из данных, поэтому, как правило, исследователи предполагают, что она не зависит от времени. Тогда дисперсия ошибки измерения входит в дисперсию временных шоков $v_{i,t}$.

Можно показать, что для спецификации (3) теоретические вторые моменты распределения задаются по формуле:

$$E[y_{i,t}y_{i,t+h}] = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 + E[\epsilon_{i,t}^2] + \sigma_v^2, & \text{если } h=0 \\ \sigma_\alpha^2 + \rho^h E[\epsilon_{i,t}^2], & \text{если } h>0, \end{cases} \quad (4)$$

где h — целые числа от 0 до $T-t$; T — максимальный рассматриваемый период; $E[\epsilon_{i,t}^2] = \rho^{2t} \sigma_{\epsilon_0}^2 + \sum_{k=t}^T \rho^{2(t-k)} \sigma_\eta^2$.

Оценивание параметров производится путем минимизации расстояния между эмпирическими моментами $\hat{M}$ и их теоретическими аналогами $M(\theta)$, задаваемыми (4):

$$\min_{\theta} [M(\theta) - \hat{M}]^T W [M(\theta) - \hat{M}].$$

Для минимизации использовался алгоритм Нелдера-Мида. Алгоритмы Ньютона, Бройдена-Флетчера-Гольдфарба-Шанно (BFGS), метод сопряженных направлений сходились за большее количество времени, а различия в численных значениях оптимумов оказались незначительными. Так как доверительные интервалы для параметров строились на основе бутстрапа, что требует многократного нахождения оптимума, было решено отдать предпочтение в пользу алгоритма Нелдера-Мида. При оценивании предполагалось, что матрица W — единичная, так как в работе [22]

показано, что оптимальная матрица весов W приводит к смещению оценок.

Стандартные ошибки рассчитывались при помощи бутстрапа с 500 репликациями. В каждую из псевдовыборок входило столько же домохозяйств (или индивидов), сколько и в исходной выборке. Для каждой псевдовыборки оценивалась регрессия первого шага. На основе остатков регрессии (2) оценивались параметры стохастического процесса (3). Из полученного распределения оценок рассчитывались доверительные интервалы.

В моделях общего равновесия с гетерогенными агентами предложение труда может быть как неэластичным (экзогенным), так и эластичным (эндогенным). В зависимости от этого нужно делать оценки на основе разных временных рядов: заработной платы за месяц или почасовой заработной платы. Для полноты анализа мы дадим оценки на основе нескольких альтернативных спецификаций.

В случае с домохозяйством неочевидно, что понимать под его трудовыми доходами. В некоторых работах под трудовыми доходами понимают доходы главы домохозяйства, которого можно определять по-разному. Например, в работе [23], также выполненной на основе РМЭЗ, домохозяйство попадало в выборку, если в нем присутствовал хотя бы один индивид в возрасте 25–60 лет. Главой домохозяйства считался самый старший мужчина трудоспособного возраста или самая старшая женщина, если мужчин нет. В данной работе использовался именно этот подход.

Таким образом, оцениваются восемь спецификаций, которые различаются по следующим признакам:

- спецификация модели: с индивидуальными эффектами или без них;
- единица наблюдения: индивиды или главы домохозяйств;
- показатель: почасовая заработная плата или заработная плата за последние 30 дней.

Для оценок использовались данные РМЭЗ с 2001 по 2019 г. Для того чтобы сформировать репрезентативную выборку для панельного анализа, самая поздняя 28-я волна была выбрана в качестве базовой. Для дальнейшего анализа использовались данные домохозяйств, вошедших в репрезентативную выборку этой волны.

Для анализа было сформировано две выборки: выборка домохозяйств и выборка индивидов. В выборку индивидов были включены работающие индивиды. Нижняя граница возраста составила 25 лет, а верхняя равна возрасту выхода на пенсию: 60 лет для мужчин и 55 лет для женщин. В выборку

домохозяйств вошли те домохозяйства, в которых хотя бы один индивид старше 25 лет и младше пенсионного возраста. Главой домохозяйства считался самый старший мужчина трудоспособного возраста. Если же такого не находилось, то главой назначалась самая старшая женщина трудоспособного возраста. Этот подход использовался в подобных работах как на данных США [24], так и на российских данных [23].

Заработная плата индивида рассчитывалась как сумма платежей за последние 30 дней на основной и дополнительной работах. Для домохозяйства использовались данные из опросника домохозяйств и заработная плата главы домохозяйства. Величина заработной платы была переведена в реальные цены 2019 г. при помощи индекса потребительских цен (ИПЦ). Почасовая зарплата рассчитывалась как отношение заработной платы к отработанным часам за последние 30 дней.

Предобработка данных и построение моделей осуществлялись при помощи языка программирования Python². Библиотека Statsmodels использовалась для построения эконометрических моделей, NumPy — для матричных вычислений, а SciPy — для поиска минимумов функций³.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Результаты оценки регрессии первого шага представлены в *табл. 1*. Все знаки коэффициентов соответствуют ожидаемым, а оценки статистически значимы на любом разумном уровне значимости.

При прочих равных, заработная плата индивидов, проживающих в городе, на 31–33% выше, чем заработная плата проживающих в сельской местности. Зарплата за месяц у жителей Москвы и Московской области на 55–57% выше, чем у жителей сельской местности, а зарплата за час — на 61–62%.

Работники с высшим образованием при прочих равных получают на 35% в месяц и на 41% за час выше работников с незаконченным средним образованием. Кроме того, зарплата работников со средним специальным образованием выше, чем у работников с законченным средним. Стоит отметить, что оценки бинарных переменных для уровней образования статистически значимо выше для регрессий, в которых зависимой переменной является почасовая заработная плата. То есть чем выше уровень образования, тем меньше люди работают. Это может быть связано, например, со спецификой труда или с тем, что эффект дохода

² Версия Python 3.8.8.

³ Версия Statsmodels 0.12.2, версия NumPy 1.20.1, версия SciPy 1.6.2.

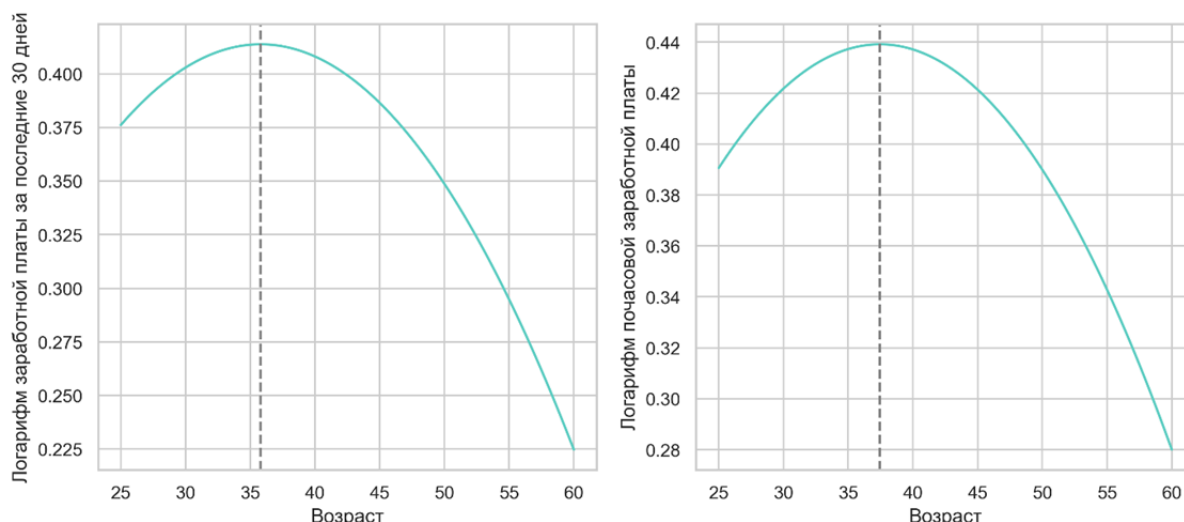


Рис. 1 / Fig. 1. Зависимость заработной платы от возраста / Wage dependence on age

Источник / Source: расчеты авторов на основе данных РМЭЗ ВШЭ и Росстата / Authors' calculations based on RLMS-HSE and Rosstat data.

от повышения почасовой ставки заработной платы превышает эффект замены — индивиды предпочитают дополнительные часы досуга повышению трудовых доходов.

Оценки коэффициентов при возрасте и квадрате возраста оказались значимыми, что говорит о квадратичной зависимости. Исходя из знаков коэффициентов, заработная плата нелинейно зависит от возраста — имеет форму перевернутой буквы U (рис. 1). В зависимости от спецификации при прочих равных заработная плата растет до 35–37 лет, а затем падает. Этот результат согласуется с эмпирическими фактами, приведенными в работе [25], согласно которой такой повозрастной профиль заработной платы является характерной и устойчивой российской особенностью. В то время как в зарубежных странах заработная плата монотонно и замедляющимся темпом растет на протяжении всей жизни, в России максимум заработка достигается до 40 лет. В. Гимпельсон объясняет этот эмпирический факт недостатком инвестиций в человеческий капитал после окончания формального образования и вытекающим из него снижением когнитивных способностей, ухудшением состояния здоровья, снижением такой личностной характеристики, как «открытость новому опыту».

Результаты оценки обобщенным методом моментов представлены в табл. 2. Как видно из полученных результатов, добавление индивидуальных эффектов приводит к снижению оценки авторегрессии ρ в большинстве предложенных спецификаций, что, в общем и целом, соответствует

выводам работы [17], хоть различие не настолько большое. Коэффициент авторегрессии не сильно меняется в зависимости от зависимой переменной (почасовая зарплата или зарплата за последние 30 дней) и от выборки (все индивиды или главы домохозяйств). В работах с аналогичными спецификациями, выполненными на данных США, коэффициенты авторегрессии немного выше: в [13, 14, 17] они составляли около 0,97–0,99, в то время в табл. 2 оценки колеблются от 0,89 до 0,93. Отсюда можно сделать вывод, что устойчивость трудовых доходов в России несколько ниже по сравнению с США.

Что касается дисперсии шоков σ_{η}^2 , то оценка этой переменной не слишком различается в зависимости от спецификации. Исключением является случай, в котором зависимой переменной является почасовая заработная плата, а в выборке присутствуют главы домохозяйств. По сравнению с аналогичными спецификациями, оцененными на данных США, например в [17], дисперсия шоков в России оказалась выше. Можно предположить, что домохозяйства в России сталкиваются с большей неопределенностью трудовых доходов, чем домохозяйства в США.

МОДЕЛЬ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ

В этом разделе представлена неоклассическая модель общего равновесия, основанная на модели из работы [26], расширенной за счет ввода в модель налога по страховым взносам и паушальных налогов (трансферт). В модели есть три сектора: фирмы, домохозяйства и государство. Описана калибровка

Таблица 1 / Table 1

Оценки коэффициентов регрессии реальной заработной платы на демографические переменные /
Estimates of regression coefficients of real wages for demographic variables

Переменная / Variable	Зависимая переменная: заработная плата за последние 30 дней / Dependent variable: last 30 days' wages		Зависимая переменная: почасовая заработная плата / Dependent variable: hourly wages	
	Индивиды / Individuals	Главы домохозяйств / Heads of households	Индивиды / Individuals	Главы домохозяйств / Heads of households
	(1)	(2)	(3)	(4)
Константа	8,181*** (0,075)	8,215*** (0,088)	3,010*** (0,076)	3,027*** (0,088)
Городская местность	0,310*** (0,007)	0,330*** (0,008)	0,305*** (0,007)	0,330*** (0,008)
Санкт-Петербург	0,355*** (0,018)	0,349*** (0,021)	0,366*** (0,019)	0,357*** (0,022)
Москва и Московская обл.	0,574*** (0,010)	0,555*** (0,011)	0,623*** (0,010)	0,610*** (0,011)
Высшее образование	0,346*** (0,0128)	0,354*** (0,014)	0,414*** (0,013)	0,411*** (0,014)
Среднее специальное образование	0,077*** (0,013)	0,081*** (0,014)	0,119*** (0,013)	0,120*** (0,014)
Законченное среднее образование	0,036*** (0,013)	0,039*** (0,014)	0,056*** (0,013)	0,057*** (0,014)
Возраст	0,023*** (0,003)	0,024*** (0,004)	0,023*** (0,003)	0,024*** (0,004)
Возраст в квадрате	-0,0003*** (0,000)	-0,0003*** (0,000)	-0,0003*** (0,000)	-0,0003*** (0,000)
R^2	0,318	0,326	0,326	0,330
R^2_{adj}	0,318	0,325	0,326	0,330

Источник / Source: составлено авторами на основе регрессионного анализа / compiled by the authors based on regression analysis.

Примечания / Notes: в скобках указаны стандартные ошибки. Оценки для бинарных переменных для каждого года опущены. *** – значимость на 1%-ном уровне / standard errors are shown in parentheses. Estimates for binary variables for each year are omitted. *** – significance at the 1% level.

модели, в которой используются оценки из предыдущих разделов. В модели нет агрегированной неопределенности. Домохозяйства максимизируют полезность, принимая решения относительно своего предложения труда и потребления в варианте модели с эластичным предложением труда, и только относительно потребления — в варианте модели с неэластичным предложением труда, заданным

экзогенно. При этом домохозяйства подвержены идиосинкратическим шокам продуктивности и занятости, от которых не могут застраховаться. Фирмы максимизируют прибыль и производят товары, используя труд и капитал в качестве факторов производства. Государство получает доходы из налогов и расходует их на государственное потребление и пособия по безработице. Государство балансирует

Таблица 2 / Table 2

Оценки параметров стохастической составляющей заработной платы / Estimates of the parameters of the stochastic component of wages

	Зависимая переменная: заработная плата за последние 30 дней / Dependent variable: last 30 days' wages				Зависимая переменная: почасовая заработная плата / Dependent variable: hourly wages			
	Индивиды / Individuals		Главы домохозяйств / Heads of households		Индивиды / Individuals		Главы домохозяйств / Heads of households	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ρ	0,931	0,886	0,931	0,886	0,931	0,886	0,903	0,916
	(0,922, 0,935)	(0,87, 0,893)	(0,923, 0,935)	(0,869, 0,893)	(0,923, 0,935)	(0,872, 0,892)	(0,894, 0,909)	(0,898, 0,926)
σ_v^2	0,017	0,014	0,024	0,050	0,076	0,100	0,090	0,00
	(0,017, 0,018)	(0,014, 0,015)	(0,024, 0,025)	(0,05, 0,052)	(0,076, 0,079)	(0,1, 0,103)	(0,089, 0,093)	(0,000, 0,000)
σ_η^2	0,083	0,079	0,072	0,071	0,069	0,079	0,097	0,047
	(0,081, 0,086)	(0,077, 0,081)	(0,071, 0,075)	(0,069, 0,074)	(0,067, 0,071)	(0,077, 0,081)	(0,095, 0,1)	(0,046, 0,049)
σ_ϵ^2	0,017	0,079	0,100	0,086	0,052	0,036	0,021	0,016
	(0,017, 0,018)	(0,079, 0,081)	(0,1, 0,103)	(0,086, 0,088)	(0,052, 0,053)	(0,036, 0,037)	(0,021, 0,022)	(0,011, 0,011)
σ_α^2		0,079		0,086		0,057		0,100
		(0,078, 0,081)		(0,086, 0,088)		(0,057, 0,059)		(0,1, 0,103)
$\sigma_\alpha^2 = 0$	-	+	-	+	-	+	-	+

Источник / Source: составлено авторами на основе оценки модели обобщенным методом моментов / compiled by the authors based on the estimation of the model by the generalized method of moments.

Примечание / Note: в скобках указаны нижняя и верхняя границы доверительных интервалов, рассчитанных с помощью бутстрапа / The lower and upper bounds of the confidence intervals calculated with the bootstrap are given in parentheses.

бюджет за счет паушальных налогов или трансфертов домохозяйствам.

ДОМОХОЗЯЙСТВА

В экономике существует континуум домохозяйств с мерой один. Они различаются статусом занятости, производительностью труда ϵ и запасом активов k . Производительность описывается марковским процессом первого порядка с матрицей перехода $\pi(\epsilon'|\epsilon)$, которая задает вероятность перехода из текущего состояния ϵ в новое состояние ϵ' . В модели с неэластичным предложением труда домохозяйство максимизирует свою полезность и принимает решение только относительно

текущего потребления с учетом текущих запаса капитала k и производительности труда ϵ , в модели с эластичным трудом — еще и относительно предложения труда n .

Мгновенная функция полезности домохозяйства — функция с постоянным относительным неприятием риска (constant relative risk aversion, CRRA):

$$u(c_t, n_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \gamma_0 \frac{n_t^{1+\gamma_1}}{1+\gamma_1}, \text{ где } c_t \text{ — потребление}$$

домохозяйства в период t ; n_t — отработанные часы; σ — эластичность предельной полезности по потреблению (относительная мера неприятия риска); γ_1 —

параметр, отражающий чувствительность количества отработанных часов к ставке заработной платы (обратная величина к эластичности предложения труда по Фришу); γ_0 — нормировочный коэффициент.

Бюджетное ограничение домохозяйства имеет вид:

$$k' = -T_{lump\ sum} + (1+r)k + (1-\tau_{income})w\epsilon n - (1+\tau_{consumption})c + I_{state=unemployed}b,$$

где k' — запас активов домохозяйства в следующем периоде; k — запас активов в текущем периоде; $T_{lump\ sum}$ — паушальные налоги; r — реальная ставка процента; τ_{income} — налог на трудовые доходы; w — почасовая ставка заработной платы индивида; ϵ — производительность труда индивида, которая выражается в изменении почасовой ставки заработной платы и описывается марковской цепью первого порядка; $\tau_{consumption}$ — налог на потребление; $I_{state=unemployed}$ — индикаторная функция, равная единице, если агент безработный; b — пособие по безработице.

ФИРМЫ

Фирмы максимизируют прибыль с учетом спроса на труд и капитал:

$$\max_{N_t, K_t} \{F(K_t, N_t) - (1+\tau_{insurance})w_t N_t - R_{K,t} K_t\},$$

где $F(K_t, N_t)$ — производственная функция; K_t — совокупный запас капитала в экономике; N_t — затраты эффективного труда; w_t — заработная плата; $\tau_{insurance}$ — ставка страховых взносов, уплачиваемых фирмой за работника. Пользовательские издержки капитала задаются как

$$R_{K,t} = \frac{r_t}{1-\tau_K} + \delta, \text{ где } \tau_K \text{ — рентный налог на}$$

капитал (аналог налога на прибыль в модели); r_t — реальная ставка процента; δ — норма выбытия капитала.

Производство описывается функцией Кобба-Дугласа:

$$F(K, N) = AK^\alpha N^{1-\alpha}.$$

В равновесии прибыль фирм равна нулю, а цены на факторы производства равны их предельному продукту:

$$r_t = (1-\tau_K) \left(\alpha A \left(\frac{N_t}{K_t} \right)^{1-\alpha} - \delta \right),$$

$$w_t = \frac{(1-\alpha)A}{1+\tau_{insurance}} \left(\frac{K_t}{N_t} \right)^\alpha.$$

ГОСУДАРСТВО

Государство имеет сбалансированный бюджет в каждом периоде. Доходы государства состоят из паушальных налогов $T_t^{lump\ tax}$, налогов на прибыль T_t^K , заданного как рентный налог на капитал для фирм τ_K , налогов на конечное потребление $T_t^{consumption}$, страховых выплат на работников $T_t^{insurance}$. Расходы состоят из государственного потребления G_t , составляющего фиксированную долю γ_g от выпуска, и выплат пособий по безработице B_t :

$$G_t + B_t = T_t^{lump\ tax} + T_t^K + T_t^{income} + T_t^{consumption} + T_t^{insurance}.$$

Государство балансирует бюджет при помощи паушальных налогов (трансфертов).

СТАЦИОНАРНОЕ РАВНОВЕСИЕ

Стационарным равновесием в предложенной модели для заданной налоговой политики является функция ценности $V(\epsilon, k)$, набор решающих правил для потребления $c(\epsilon, k)$, предложения труда $n(\epsilon, k)$ и запаса капитала в следующем периоде $k'(\epsilon, k)$, стационарные цены для труда w и капитала r , а также множество переменных K, N, B, T, C таких, что:

1. Совокупные запас капитала и объем эффективного труда, потребление, налоговые доходы и выплаты по безработице рассчитываются как

$$K = \sum_{\epsilon \in \mathcal{E}} \int_0^\infty k f(\epsilon, k) dk,$$

$$N = \sum_{\epsilon \in \mathcal{E}} \int_0^\infty n(\epsilon, k) f(\epsilon, k) dk,$$

$$C = \sum_{\epsilon \in \mathcal{E}} \int_0^\infty c(\epsilon, k) f(\epsilon, k) dk,$$

$$T = T_{lump\ tax} + \tau_K (F(K, N) - (1+\tau_{insurance})wN - \delta K) + \tau_{income} wN + \tau_{consumption} C + \tau_{insurance} wN,$$

$$B = \int_0^\infty b f(\epsilon_0, k) dk.$$

2. $c(\epsilon, k), k'(\epsilon, k), n(\epsilon, k)$ — оптимальные решающие функции домохозяйства, которые являются решением его задачи.

3. Цены на труд и капитал равны предельным производительностям.

4. Товарный рынок находится в равновесии.

5. Бюджет государства сбалансирован.

6. Распределение переменных состояния домохозяйства постоянно.

КАЛИБРОВКА ПАРАМЕТРОВ

Для построения матрицы перехода $\pi(\epsilon' | \epsilon)$ использовались оценки стохастического процесса заработной платы, полученные в предыдущих разделах статьи. Так, для модели с неэластичным предложением труда оценки ρ и σ_η^2 брались из столбца (4) (см. табл. 2), а для модели с эластичным трудом — из столбца (8). Оценки ρ и σ_η^2 служили входными параметрами для алгоритма дискретизации, предложенного в [12], который выдает распределение производительностей труда и матрицу перехода для занятых работников на выходе.

Так как оценки в предыдущих разделах давались условно по занятости главы домохозяйства, в матрице также отдельно учитывается безработица. Производительность труда безработного приравнивалась к нулю. При моделировании перехода из статуса занятого в статус безработного, и наоборот, учитывались два факта. Во-первых, долгосрочный уровень безработицы предполагался равным 6%. Во-вторых, средняя продолжительность поиска работы считалась равной 6 месяцам⁴. Кроме того, было сделано предположение, что домохозяйства с любым уровнем производительности труда могут с равной вероятностью стать безработными. Если безработный находит работу, то он попадает в один из классов с вероятностью, пропорциональной стационарному распределению занятых работников.

Итоговое распределение продуктивностей было пронормировано таким образом, чтобы в стационарном состоянии сумма производительностей труда равнялась единице. В итоге для моделей с неэластичным и эластичным предложением труда производительность труда в разных состояниях определялась следующим образом:

$$\mathcal{E}_m = \{0, 0,2823, 0,5044, 0,9011, 1,6098, 2,8759\},$$

$$\mathcal{E}_h = \{0, 0,2894, 0,5121, 0,906, 1,6029, 2,8359\}.$$

Пособие по безработице в модели задавалось как 33,75% от величины заработной платы, так как в России безработные первые три месяца получают выплату в размере 75% от заработка на прошлой работе, а в последующие три — в размере 60%, всего не более 6 месяцев.

Подобранные коэффициенты эластичности предельной полезности по потреблению σ и эластич-

ности выпуска по капиталу α в функции Кобба-Дугласа являются стандартными в рамках литературы, в которой используются модели общего равновесия. Норма выбытия капитала δ была установлена исходя из средней нормы амортизации основного капитала в России⁵.

Коэффициент дисконтирования β подобран таким образом, чтобы реальная ставка процента в стационарном состоянии в базовой модели с неэластичным предложением труда составляла 5%, что соответствует реальной ставке процента в России в последние годы⁶. Коэффициент A был подобран таким образом, чтобы ставка процента равнялась таргетируемой, а $F(K, L) = 1$.

Наряду со спецификацией с неэластичным предложением труда мы рассматриваем сценарий с эластичным предложением труда, в рамках которого эластичность предложения труда по Фришу калибруется на достаточно умеренном уровне в 0,25, который использовался в аналогичных работах [27]. В работе [28], выполненной на основе данных РМЭЗ ВШЭ, была получена оценка эластичности предложения по Фришу для замужних женщин, равная 0,16. В работе [29] оценки эластичности предложения труда оказались отрицательными. В данных условиях выбор значения эластичности на уровне 0,25 представляется адекватным с целью сравнения результатов моделирования со случаем, когда эластичность предложения труда нулевая. Выбранное значение согласуется с представлением, что в российской экономике наблюдается низкое значение эластичности предложения труда по заработной плате.

Нормировочный коэффициент γ_0 был подобран исходя из условия первого порядка для предложения труда:

$$-\frac{u'_n(c, n)}{u'_c(c, n)} = \frac{(1 - \tau_{income})\epsilon w}{(1 + \tau_{consumption})},$$

откуда

$$\gamma_0 = \frac{(1 - \tau_{income})\epsilon w c^{-\sigma}}{(1 + \tau_{consumption})n^{\gamma_1}},$$

где использовались w и c из равновесия базовой модели с неэластичным предложением труда, ϵ предполагался равным единице с учетом норми-

⁴ Федеральная служба государственной статистики. Занятость и безработица в Российской Федерации в октябре 2020 года. URL: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/wFtwOnek/zanyatost-i-bezrabotitsa.pdf> (дата обращения: 11.11.2021).

⁵ Penn World Table version 10.0. URL: <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en> (дата обращения: 17.11.2021).

⁶ The World Bank. Real Interest Rate (%)—Russian Federation. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.RINR?locations=RU> (дата обращения: 08.11.2021).

Таблица 3 / Table 3

Калибровка параметров модели общего равновесия / Calibration of general equilibrium model parameters

Значение параметра / Parameter value	Описание / Description
$\beta = 0,94$	Коэффициент дисконтирования
$\sigma = 2$	Эластичность предельной полезности по потреблению
$\gamma_0 = 1,57, \gamma_1 = 4$	Параметры функции отрицательной полезности от труда
$A = 0,63, \alpha = 0,35$	Общая факторная производительность и коэффициент эластичности по капиталу в функции Кобба-Дугласа с постоянной отдачей
$\delta = 0,03$	Норма выбытия капитала
$\gamma_g = 0,2$	Доля государственных расходов в выпуске

Источник / Source: составлено авторами / compiled by the authors.

ровки производительностей труда, предложение труда n также приравнивалось к единице.

Доля государственных расходов в выпуске предполагалась равной 0,2 согласно статистике о ВВП по использованию⁷.

Итоговые откалиброванные параметры представлены в табл. 3.

ОПИСАНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

После этапа калибровки модели мы сравниваем параметры стационарного равновесия для четырех вариантов налоговой политики:

Первоначальные параметры налоговой политики: налог на конечное потребление (налог на добавленную стоимость, НДС) — 18%, ставка по страховым взносам 30%, ставка налога на прибыль (рентного налога на капитал) — 20%.

Увеличение ставки налога на конечное потребление до 20%, что произошло в Российской Федерации в 2019 г.

Увеличение ставки налога на конечное потребление до 20% при одновременном снижении ставки страховых взносов до 21% в контексте обсуждаемого в то время варианта налогового маневра, соответствующего «фискальной девальвации» [30].

Увеличение ставки налога на конечное потребление до 20% при одновременном снижении ставки налога на прибыль (рентного налога) до 15%.

⁷ Федеральная служба государственной статистики. О производстве и использовании валового внутреннего продукта (ВВП) за 2020 год. URL: https://www.gks.ru/bgd/free/B_04_03/IssWWW.exe/Stg/d02/18.htm (дата обращения: 08.11.2021).

РЕЗУЛЬТАТЫ

Стационарное равновесие модели рассчитывалось путем решения уравнения Беллмана методом итерирования и поиском стационарного равновесия на рынке активов. Расчеты проводились при помощи языка программирования Python с использованием библиотек NumPy, а также QuantEcon и Numba для ускорения вычислений. Результаты представлены в табл. 4.

При увеличении ставки НДС и неизменных других налогов увеличиваются налоговые поступления, которые по построению идут на увеличение паушальных трансфертов. Поскольку трансферты паушальные, все индивиды получают одинаковый прирост трансфертов в абсолютном выражении. Для богатых же индивидов прирост налоговых отчислений по НДС в абсолютном выражении оказывается больше, чем для бедных, поскольку они расходуют больший объем ресурсов на потребление. Поэтому в данном сценарии наблюдается снижение неравенства. В модели с неэластичным предложением труда хоть агрегированный труд и фиксирован, тем не менее наблюдается небольшое снижение выпуска из-за снижения капитала в экономике. Это происходит, потому что богатые большую долю своего дохода инвестируют и меньшую долю потребляют (показано на рис. 2), а в рамках данного налогового маневра происходит перераспределение агрегированного дохода в пользу бедных слоев населения, что и приводит к снижению агрегированного капитала. В случае эластичного предложения труда при увеличении НДС увеличиваются искажения для предельной нормы замещения потребления

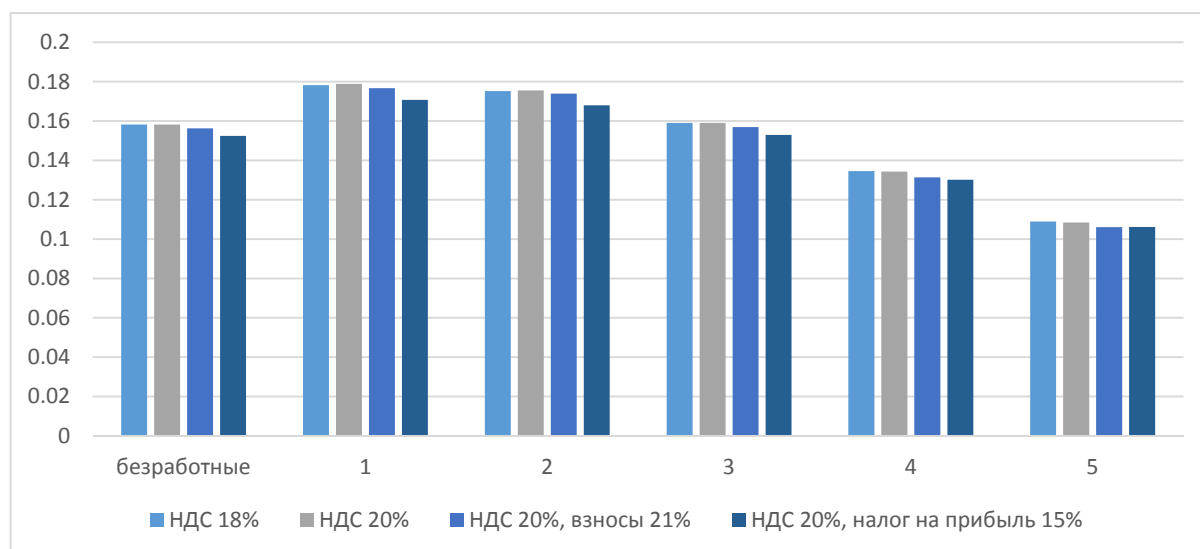


Рис. 2 / Fig. 2. Доля потребления в расходах домохозяйств в зависимости от налоговой политики / Share of consumption in household expenditures depending on tax policy

Источник / Source: расчеты авторов / author's calculations.

досугом, что приводит к снижению предложения труда. Соответственно, в модели с эндогенным трудом мы наблюдаем более значительное снижение выпуска и капитала в экономике.

Если наряду с повышением НДС с 18 до 20% провести снижение страховых взносов с 30 до 21%, то доходы бюджета снизятся по отношению к базовому сценарию, что, соответственно, станет причиной снижения трансфертов и увеличения неравенства. Это приведет к увеличению капитала, поскольку богатые индивиды более склонны к сбережению и, соответственно, увеличению выпуска (примерно на 1%). В спецификации с эндогенным трудом также увеличатся отработанные часы (примерно на 8%), поскольку при снижении страховых взносов фирмы увеличат спрос на труд, что окажет дополнительное положительное воздействие на накопление капитала и на выпуск (выпуск увеличивается в данном сценарии примерно на 1,5%). Эффекты оказываются весьма умеренными, поскольку мы предположили невысокое значение для эластичности предложения труда.

В случае одновременного повышения НДС и снижения налога на прибыль прирост налоговых поступлений по отношению к базовому сценарию все еще остается положительным, что способствует незначительному снижению неравенства за счет небольшого роста паушальных трансфертов. Снижение пользовательских издержек капитала из-за снижения налога на прибыль резко стимулирует накопление капитала, объем которого увеличивается примерно на 5%, что ведет к увеличению выпуска примерно на 1,5%. Домохозяйства становятся богаче

и в спецификации с эндогенным предложением труда агрегированный объем использования труда снижается, несмотря на рост реальной заработной платы, поскольку эффект дохода превышает эффект замещения.

ВЫВОДЫ

В данной работе была сделана попытка дать широкий спектр оценок стохастического процесса заработной платы на основе микроданных РМЭЗ. Оценка включала в себя два шага. На первом шаге оценивалась регрессия заработной платы минсеровского типа. На втором шаге на основе остатков регрессии оценивалась автоковариационная матрица, а затем на ее основе при помощи обобщенного метода моментов были даны оценки параметров стохастической составляющей заработной платы.

Знаки коэффициентов минсеровской регрессии, полученные на первом шаге, соответствуют теоретическим представлениям. Зависимость заработной платы от возраста имеет форму перевернутой буквы U: заработная плата растет до возраста 35–37 лет и затем падает. Что касается образования, заработная плата за месяц выпускников университетов выше на 35% по сравнению с теми, кто не получил среднее образование, а почасовая — на 41%. Выпускники средне-специальных заведений получают больше тех, кто имеет законченное среднее образование.

Что касается оценки стохастической составляющей заработной платы, то в зависимости от спецификации и выборки оценка коэффициен-

Таблица 4 / Table 4

Стационарное равновесие в модели в зависимости от налоговой политики / Stationary equilibrium in the model depending on tax policy

	Неэластичное предложение труда / Inelastic Labor Supply				Эластичное предложение труда / Elastic Labor Supply			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Страховые взносы, %	30	30	21	30	30	30	21	30
Налог на прибыль, %	20	20	20	15	20	20	20	15
Ставка НДС, %	18	20	20	20	18	20	20	20
Индекс выпуска	100	99,82	100,95	101,88	100	99,58	101,55	101,50
Индекс потребления	100	99,85	100,69	101,29	100	99,62	101,38	100,95
Индекс капитала	100	99,47	102,74	105,45	100	99,29	103,19	105,02
Индекс затрат труда	100	100	100	100	100	99,75	100,67	99,65
Ставка процента, %	5,09	5,12	4,96	5,14	4,97	4,99	4,85	5,02
Индекс зарплаты	100	99,82	108,46	101,88	100	99,84	108,37	101,85
Индекс выплат по подоходному налогу	100	99,82	108,46	101,88	100	99,58	109,10	101,50
Индекс выплат по НДС	100	110,94	111,88	112,54	100	110,68	112,64	112,16
Индекс выплат налога на прибыль	100	99,98	100,11	75,14	100	99,73	100,75	74,85
Индекс выплат по страховым взносам	100	99,82	75,92	101,88	100	99,58	76,37	101,50
Индекс паушальных трансфертов	100	107,65	89,40	102,10	100	107,54	89,98	101,95
Коэффициент Джини	0,244	0,241	0,253	0,244	0,246	0,242	0,254	0,245

Источник / Source: составлено авторами / compiled by the authors.

та авторегрессии колеблется в интервале от 0,89 до 0,93, что несколько ниже оценок, полученных в аналогичных спецификациях на данных США. Это говорит о том, что трудовые доходы в России менее устойчивы. Кроме того, дисперсия шоков стохастической составляющей доходов выше для российских домохозяйств, из чего можно сделать вывод, что они сталкиваются с большей неопределенностью трудовых доходов.

Полученные результаты могут быть использованы при построении моделей с гетерогенными

агентами. Оценки параметров авторегрессии ρ и дисперсии шоков η являются входными параметрами для дискретизации AR(1) процесса с помощью методов, предложенных в работах [10, 11].

В последнем разделе статьи был представлен пример использования полученных эконометрических оценок на примере модели с гетерогенными агентами, откалиброванной на российских данных. На основе теоретической модели сравнивались альтернативные варианты налоговой политики: повышение ставки НДС, повышение

ставки НДС с одновременным снижением ставки по страховым выплатам на работника, повышение ставки НДС с одновременным снижением налога на прибыль.

Согласно результатам модели, повышение ставки НДС привело к снижению совокупного выпуска, потребления, заработной платы, запаса капитала, а в модели с эластичным предложением труда — и к снижению использования объемов эффективного труда. При этом экономическое неравенство в этом варианте модели оказалось наименьшим.

Повышение ставки НДС и одновременное снижение ставок страховых взносов привело к росту совокупного выпуска, потребления, заработной платы, запаса капитала, а в модели с эластичным

предложением труда — еще и затрат эффективного труда. При этом неравенство в обоих вариантах модели оказалось наиболее высоким, что можно объяснить, снижением паушальных трансфертов домохозяйствам в условиях снижения налоговых поступлений.

Повышение ставки НДС до 20% и одновременное снижение налога на прибыль до 15% привело к росту выпуска, потребления, капитала и заработной платы. Однако в модели с эластичным предложением труда объемы эффективного труда снизились на 0,35% из-за превалирования эффекта дохода над эффектом замещения в предложении труда, неравенство в модели незначительно снизилось по сравнению с базовым вариантом налоговой политики.

БЛАГОДАРНОСТИ

Исследование на тему «Разработка комплекса моделей общего равновесия с гетерогенными экономическими агентами для российской экономики» выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 21–78–10020. РАНХиГС, Москва, Россия.

ACKNOWLEDGEMENTS

Research on the topic “Development of a set of general equilibrium models with heterogeneous economic agents for the Russian economy” was carried out at the expense of the grant of the Russian Science Foundation No. 21–78–10020. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow, Russia.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ / REFERENCES

1. Kaplan G., Moll B., Violante G. L. Monetary policy according to HANK. *American Economic Review*. 2018;108(3):697–743. DOI: 10.1257/aer.20160042
2. Heathcote J. Fiscal policy with heterogeneous agents and incomplete markets. *The Review of Economic Studies*. 2005;72(1):161–188. DOI: 10.1111/0034–6527.00328
3. Nishiyama S., Smetters K. Does social security privatization produce efficiency gains? *The Quarterly Journal of Economics*. 2007;122(4):1677–1719. DOI: 10.1162/qjec.2007.122.4.1677
4. Quadrini V. Entrepreneurship, saving, and social mobility. *Review of Economic Dynamics*. 2000;3(1):1–40. DOI: 10.1006/redy.1999.0077
5. Bassetto M., Cagetti M., De Nardi M. Credit crunches and credit allocation in a model of entrepreneurship. *Review of Economic Dynamics*. 2015;18(1):53–76. DOI: 10.1016/j.red.2014.08.003
6. Коваль П. К., Полбин А. В. Оценка роли постоянных и транзитивных шоков в динамике потребления и дохода в РФ. *Прикладная эконометрика*. 2020;(1):6–29. DOI: 10.22394/1993–7601–2020–57–6–29
Koval P., Polbin A. Evaluation of permanent and transitory shocks role in consumption and income dynamics in the Russian Federation. *Prikladnaya ekonometrika=Applied Econometrics*. 2020;(1):6–29. (In Russ.). DOI: 10.22394/1993–7601–2020–57–6–29
7. Imrohoroglu A. Cost of business cycles with indivisibilities and liquidity constraints. *Journal of Political Economy*. 1989;97(6):1364–1383. DOI: 10.1086/261658
8. Huggett M. The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1993;17(5–6):953–969. DOI: 10.1016/0165–1889(93)90024–M
9. Aiyagari S. R. Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving. *The Quarterly Journal of Economics*. 1994;109(3):659–684. DOI: 10.2307/2118417
10. Tauchen G. Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions. *Economics Letters*. 1986;20(2):177–181. DOI: 10.1016/0165–1765(86)90168–0
11. Tauchen G., Hussey R. Quadrature-based methods for obtaining approximate solutions to nonlinear asset pricing models. *Econometrica*. 1991;59(2):371–396. DOI: 10.2307/2938261

12. Rouwenhorst K. G. Asset pricing implications of equilibrium business cycle models. In: Cooley T. F., ed. *Frontiers of business cycle research*. Princeton, NJ: Princeton University Press; 1995:294–330. DOI: 10.1515/9780691218052-014
13. MaCurdy T. E. The use of time series processes to model the error structure of earnings in a longitudinal data analysis. *Journal of Econometrics*. 1982;18(1):83–114. DOI: 10.1016/0304-4076(82)90096-3
14. Abowd J. M., Card D. On the covariance structure of earnings and hours changes. *Econometrica*. 1989;57(2):411–445. DOI: 10.2307/1912561
15. Meghir C., Pistaferri L. Income variance dynamics and heterogeneity. *Econometrica*. 2004;72(1):1–32. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2004.00476.x
16. Storesletten K., Telmer C. I., Yaron A. Cyclical dynamics in idiosyncratic labor market risk. *Journal of Political Economy*. 2004;112(3):695–717. DOI: 10.1086/383105
17. Guvenen F. An empirical investigation of labor income processes. *Review of Economic Dynamics*. 2009;12(1):58–79. DOI: 10.1016/j.red.2008.06.004
18. Hoffmann F. HIP, RIP, and the robustness of empirical earnings processes. *Quantitative Economics*. 2019;10(3):1279–1315. DOI: 10.3982/QE 863
19. Browning M., Ejrnæs M., Alvarez J. Modelling income processes with lots of heterogeneity. *The Review of Economic Studies*. 2010;77(4):1353–1381. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2010.00612.x
20. De Nardi M., Fella G., Pardo G. P. The implications of richer earnings dynamics for consumption and wealth. NBER Working Paper. 2016;(21917). URL: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w21917/w21917.pdf
21. Altonji J. G., Smith A. A., Vidangos I. Modeling earnings dynamics. *Econometrica*. 2013;81(4):1395–1554. DOI: 10.3982/ECTA8415
22. Altonji J. G., Segal L. M. Small-sample bias in GMM estimation of covariance structures. *Journal of Business & Economic Statistics*. 1996;14(3):353–366. DOI: 10.2307/1392447
23. 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;13(1):209–237. DOI: 10.1016/j.red.2009.09.006
24. Heathcote J., Perri F., Violante G. L. Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006. *Review of Economic Dynamics*. 2010;13(1):15–51. DOI: 10.1016/j.red.2009.10.010
25. Гимпельсон В. Е. Возраст и заработная плата: стилизованные факты и российские особенности. *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2019;23(2):185–237. DOI: 10.17323/1813-8691-2019-23-2-185-237
Gimpelson V. Age and wage: Stylized facts and Russian evidence. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki = The HSE Economic Journal*. 2019;23(2):185–237. (In Russ.). DOI: 10.17323/1813-8691-2019-23-2-185-237
26. Heer B., Trede M. Efficiency and distribution effects of a revenue-neutral income tax reform. *Journal of Macroeconomics*. 2003;25(1):87–107. DOI: 10.1016/S 0164-0704(03)00008-9
27. Heathcote J. Fiscal policy with heterogeneous agents and incomplete markets. *The Review of Economic Studies*. 2005;72(1):161–188. DOI: 10.1111/0034-6527.00328
28. Замниус А. В., Полбин А. В. Оценка межвременной эластичности замещения предложения труда для замужних женщин в России. *Прикладная эконометрика*. 2021;(4):23–48. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48
Zamnius A., Polbin A. B. Estimating intertemporal elasticity of substitution of labor supply for married women in Russia. *Prikladnaya ekonometrika = Applied Econometrics*. 2021;(4):23–48. (In Russ.). DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48
29. Клепикова Е. А. Эластичность предложения на российском рынке труда. *Вопросы экономики*. 2016;(9):111–128. DOI: 10.32609/0042-8736-2016-9-111-128
Klepikova E. Labor supply elasticity in Russia. *Voprosy ekonomiki*. 2016;(9):111–128. (In Russ.). DOI: 10.32609/0042-8736-2016-9-111-128
30. Соколов И. Нужна ли фискальная девальвация для стимулирования экономического роста? *Экономическое развитие России*. 2017;24(6):13–18.
Sokolov I. Is there a need for fiscal devaluation to spur economic growth? *Ekonomicheskoe razvitie Rossii = Russian Economic Development*. 2017;24(6):13–18. (In Russ.).

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ / ABOUT THE AUTHORS



Елизавета Валерьевна Мартьянова — младший научный сотрудник, Институт прикладных экономических исследований РАНХиГС, Москва, Россия

Elizaveta V. Martyanova — Jun. Researcher, Institute of Applied Economic Research, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow, Russia

<https://orcid.org/0000-0001-6389-8610>

Автор для корреспонденции / Corresponding author

martyanova-ev@ranepa.ru



Андрей Владимирович Полбин — кандидат экономических наук, зав. лабораторией математического моделирования экономических процессов, Институт прикладных экономических исследований, РАНХиГС, Москва, Россия; зам. зав. международной лабораторией математического моделирования экономических процессов, Институт Гайдара, Москва, Россия

Andrei V. Polbin — Can. Sci. (Econ.), Head of the Laboratory of Mathematical Modeling of Economic Processes, Institute of Applied Economic Research, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow, Russia; Deputy Head of the International Laboratory for Mathematical Modeling of Economic Processes, Gaidar Institute for Economic Policy, Moscow, Russia

<https://orcid.org/0000-0003-4683-8194>

apolbin@iep.ru

Конфликт интересов: авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Conflicts of Interest Statement: The authors have no conflicts of interest to declare.

Статья поступила в редакцию 25.12.2021; после рецензирования 14.01.2022; принята к публикации 17.05.2022.

Авторы прочитали и одобрили окончательный вариант рукописи.

The article was submitted on 25.12.2021; revised on 14.01.2022 and accepted for publication on 17.05.2022.

The authors read and approved the final version of the manuscript.