

## Оценка гетерогенных параметров динамики дохода и межвременных потребительских предпочтений

**Павел Константинович Коваль**

E-mail: [pashakoval102007@gmail.com](mailto:pashakoval102007@gmail.com), ORCID: 0000-0002-7461-094X  
Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара,  
г. Москва, Российская Федерация

**Андрей Владимирович Полбин**

E-mail: [apolbin@ier.ru](mailto:apolbin@ier.ru), ORCID: 0000-0003-4683-8194  
Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара,  
г. Москва, Российская Федерация;  
РАНХиГС, г. Москва, Российская Федерация

### Аннотация

В современной экономической литературе большое внимание уделяется оценкам структурных параметров потребительского выбора и дохода. Такие оценки играют важную роль при определении оптимальной системы страхования, оптимальных монетарной и фискальной политик, а также при определении уровня благосостояния. В данной работе оценивается набор параметров, определяющих динамику дохода и потребления домохозяйств в России. Данные параметры являются гетерогенными на уровне домохозяйств; в работе используется метод оценки, предложенный в статье [Alan et al., 2018]. Для оценки параметров используются панельные данные РМЭЗ за период 2005–2019 гг.

Полученные результаты демонстрируют наличие значительной взаимосвязанной гетерогенности параметров, определяющих динамику дохода и потребления. Данные результаты отражают особенности потребительского поведения домохозяйств в России. В частности, значительная гетерогенность в чувствительности потребления к шоку дохода говорит о большой вариативности механизмов страхования потребления, доступных домохозяйствам. Кроме того, значительная гетерогенность наблюдается в дисперсии шока дохода, что крайне важно в контексте дискуссии о гетерогенных инструментах страхования шоков дохода (доступ к финансовым активам, например), так как домохозяйства с более высокой вариацией непредвиденного изменения дохода ценят данные инструменты выше.

В данном исследовании впервые оценивается полное вероятностное распределение гетерогенных параметров динамики потребления и доходов на российских данных. Оценки гетерогенных параметров важны при построении теоретических моделей для анализа оптимальной политики поддержки потребительского спроса. В частности, высокие значения уровня гетерогенности параметров говорят о том, что стандартные модели с репрезентативным агентом не подходят для выбора оптимальной политики.

**Ключевые слова:** гетерогенные параметры, потребление, доход, домохозяйства, РМЭЗ, структурная модель

**JEL:** D10, D12, E21

**Для цитирования:** Коваль П. К., Полбин А. В. Оценка гетерогенных параметров динамики дохода и межвременных потребительских предпочтений // Финансовый журнал. 2023. Т. 15. № 6. С. 76–92. <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-6-76-92>.

© Коваль П. К., Полбин А. В., 2023

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-6-76-92>

## Estimation of Heterogenous Consumption and Income Parameters

Pavel K. Koval<sup>1</sup>, Andrey V. Polbin<sup>2,3</sup>

<sup>1,2</sup> Gaidar Institute, Moscow, Russian Federation

<sup>3</sup> RANEPА, Moscow, Russian Federation

<sup>1</sup> [pashakoval102007@gmail.com](mailto:pashakoval102007@gmail.com), <https://orcid.org/0000-0002-7461-094X>

<sup>2,3</sup> [apolbin@iep.ru](mailto:apolbin@iep.ru), <https://orcid.org/0000-0003-4683-8194>

### Abstract

In modern economic literature, much attention is paid to estimates of the structural parameters of consumer choice and the process of income generation. Such estimations play an important role in determining the optimal insurance system, optimal monetary and fiscal policies, as well as in assessing the welfare of the population. In this paper, we estimate a set of parameters that determine the dynamics of household income and consumption in Russia. These parameters are heterogeneous at the household level; the paper uses the estimation method proposed in [Alan et al., 2018]. To estimate the parameters we use RLMS panel data for the period 2005–2019.

The results indicate the presence of significant co-dependent heterogeneity of the parameters determining the dynamics of income and consumption. These results reflect the specifics of the consumer behavior of households in Russia. In particular, significant heterogeneity in the sensitivity of consumption to income shocks indicates a large variability of consumption insurance mechanisms available to households. In addition, there is significant heterogeneity in the dispersion of income shocks, which is critical in the context of the discussion of heterogeneous insurance instruments against income shocks (e.g., access to financial assets), as households with higher variation in unanticipated income change value these instruments more.

This study is the first to estimate the full distribution of heterogeneous parameters of consumption and income dynamics using Russian data. Estimates of heterogeneous parameters are important for constructing theoretical models of consumer choice and analyzing optimal social policy. In particular, high values of the level of parameter heterogeneity indicate that standard models with a representative agent are not suitable for optimal policy choices.

**Keywords:** heterogenous parameters, consumption, income, households, RLMS, structural model

**JEL:** D10, D12, E21

**For citation:** Koval P.K., Polbin A.V. (2023). Estimation of Heterogenous Consumption and Income Parameters. *Financial Journal*, 15 (6), 76–92 (In Russ.).  
<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-6-76-92>.

© Koval P.K., Polbin A.V., 2023

---

---

### ВВЕДЕНИЕ

В современной экономической литературе большое внимание уделяется оценкам структурных параметров потребительского выбора и процесса динамики дохода. Такие оценки играют важную роль при определении оптимальной системы страхования [Mitman, Rabinovich, 2015], оптимальных монетарной и фискальной политик [Kaplan et al., 2018; Cantore et al., 2022], а также оценок благосостояния [Davila, Schaab, 2022].

В отличие от предыдущих работ по российской экономике [Коваль, Полбин, 2020; Мамедли, Синяков, 2018], в которых оценивались гомогенные параметры, в данной

работе оцениваются гетерогенные на индивидуальном уровне параметры потребительского выбора и процесса динамики дохода (далее — процесс дохода)<sup>1</sup>, для чего используется методология из работы [Alan et al., 2018]. Для оценки параметров используются панельные данные РМЭЗ за период 2005–2019 гг. В группу параметров, описывающих процесс дохода, были включены параметры начального уровня процесса дохода, угла наклона тренда, долгосрочной и краткосрочной динамик (параметры авторегрессии AR(1) и скользящего среднего MA(1) соответственно), стандартного отклонения шока дохода и ошибки измерения дохода. В группу параметров, описывающих потребительский выбор домохозяйств, были включены параметры дисконтирования будущего, чувствительности предельной полезности расходов к шоку дохода и ошибки измерения потребления.

Полученные результаты демонстрируют наличие значительной взаимосвязанной гетерогенности<sup>2</sup> параметров, определяющих динамику дохода и потребления. Данные результаты отражают особенности потребительского поведения домохозяйств в России. В частности, значительная гетерогенность в чувствительности потребления к шоку дохода говорит о большой вариативности механизмов страхования потребления, доступных домохозяйствам. Кроме того, относительно высокая гетерогенность наблюдается в дисперсии шока дохода, что крайне важно в контексте дискуссии о гетерогенных инструментах страхования шоков дохода (доступ к финансовым активам, например), так как домохозяйства с более высокой вариацией непредвиденного изменения дохода ценят данные инструменты выше.

В опубликованных работах авторы также оценивали гетерогенные параметры потребительского выбора [Gorodnichenko et al., 2010; Мамедли, Синяков, 2018] и процесса дохода [Мурашов, Ратникова, 2017; Мартьянова, Полбин, 2022] на российских данных. В этих исследованиях для оценки возможной гетерогенности параметров авторы либо производили оценки для различных подгрупп населения [Gorodnichenko et al., 2010], либо оценивали определенные статистики распределения (например, дисперсию параметра индивидуальных эффектов дохода [Мартьянова, Полбин, 2022]). Важное отличие данного исследования от предыдущих работ заключается в том, что оно первым оценивает полное вероятностное распределение гетерогенных на индивидуальном уровне параметров динамики потребления и доходов на российских данных. В данной работе параметры изначально считаются гетерогенными и гетерогенность моделируется явным образом как смесь двух логнормальных распределений. Кроме того, предполагается возможность взаимосвязанной гетерогенности между параметрами потребления и дохода, в то время как в публикациях других авторов параметры потребительского выбора и процесса дохода считались независимыми и оценивались раздельно.

Оценки гетерогенных параметров важны при построении теоретических моделей потребительского выбора и анализа оптимальной политики поддержки потребительского спроса. В частности, высокие значения уровня гетерогенности параметров свидетельствуют о том, что стандартные модели с репрезентативным агентом не подходят для анализа оптимальной политики [Nesckman, 2001].

Работа построена следующим образом. В первом разделе представлен обзор литературы. Затем подробно описывается метод оценки гетерогенных параметров потребления и дохода. Далее описываются данные РМЭЗ, используемые при оценке параметров. В последнем разделе представлены результаты оценок.

<sup>1</sup> Под процессом динамики дохода мы понимаем модель, которая описывает изменения доходов индивидов во времени.

<sup>2</sup> Под взаимосвязанной гетерогенностью понимается случай, когда параметры распределения структурных параметров модели, отвечающих за степень гетерогенности, коррелированы (взаимосвязаны) между собой.

## ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В основе современных подходов моделирования потребительского поведения домохозяйств лежат микрообоснования, в рамках которых домохозяйство максимизирует ожидаемую дисконтированную сумму полезностей от потребления в будущие периоды времени при некотором стохастическом процессе динамики дохода. Развивая представления [Friedman, 1958] о перманентном и транзитивном доходе, современные модели предполагают наличие двух шоков в динамике трудовых доходов: перманентного и транзитивного. Первый сохраняется в течение всей жизни агента (примером такого шока может служить получение высшего образования), в то время как второй сохраняется в течение нескольких периодов (пример — временная безработица). Методология оценивания такого рода моделей была развита в работе [Blundell et al., 2008], в которой на основе линейаризации условий оптимального поведения было выведено простое уравнение для прироста потребления. В данном уравнении изменение потребления зависит от шоков перманентного и транзитивного дохода с эластичностями, определяемыми структурными параметрами модели. Модель оценивалась с помощью обобщенного метода моментов, в котором минимизировалась некоторая мера расстояния между модельными и эмпирическими ковариациями дохода, потребления, а также их лагами. Авторы на данных США показали, что экономический агент сглаживает потребление во времени и демонстрирует избыточное сглаживание (чувствительность к перманентному шоку меньше единицы) и избыточную чувствительность (чувствительность к транзитивному шоку больше нуля). В целом модель предполагала гомогенность параметров. Однако при ее оценивании на отдельных подвыборках наблюдались существенные различия в зависимости от уровня образования и возраста. Далее данная методология активно использовалась в других работах на мировых [Kaplan et al., 2014; Heathcote et al., 2014] и российских [Gorodnichenko et al., 2010; Коваль, Полбин, 2020] данных.

Другим популярным подходом к оцениванию являются структурные модели жизненного цикла [Gourinchas, Parker, 2002; Cagetti, 2003]. В работе [Gourinchas, Parker, 2002] авторы использовали возрастной профиль потребления для того, чтобы оценить параметры относительного неприятия риска и дисконтирования, которые определяют кривизну профиля потребления. Алгоритм оценки заключался в построении теоретических профилей потребления на основе оптимизационной задачи домохозяйства при заданных структурных параметрах и минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими профилями. Авторы получили высокие значения параметра избегания риска и низкий параметр дисконтирования. Такая конфигурация параметров приводит к горбообразной форме возрастного профиля потребления и указывает на важную роль мотива предосторожности в потребительском поведении экономических агентов. В работе [Коваль, Полбин, 2022] авторы оценили схожую структурную модель на российских данных для разных социальных групп населения. В рамках рассматриваемого класса моделей какая-либо гетерогенность анализировалась только на подвыборках домохозяйств.

Однако большой пласт литературы говорит нам о том, что параметрам в моделях потребительского поведения присуща высокая гетерогенность как для стохастического процесса дохода, так и для параметров предпочтений. Например, в работе [Guvenen, 2007] автор обнаружил значительную гетерогенность процесса дохода в зависимости от опыта работы, который объясняет от 56 до 75% наблюдаемого неравенства дохода. Также он показал, что гетерогенность выше для более образованных домохозяйств. В других исследованиях авторы также обнаружили гетерогенность в дисперсии шоков дохода, ошибках измерения и  $MA$  (*moving average, скользящее среднее*) компонентов дохода [Meghir, Pistaferri, 2004]. Такого рода оценки важны для определения детерминант наблюдаемой динамики дохода [Rubinstein, Weiss, 2006], моделирования предложения труда домохозяйств [Abowd, Card, 1989] или калибровки моделей общего равновесия [Browning, Hansen, 1999].

Кроме того, большое количество эмпирических исследований свидетельствует о наличии значительной гетерогенности параметров потребительского выбора. Например, в работе [Warner, Pleeter, 2001] были проанализированы результаты натурального эксперимента, в котором военнослужащим предлагали две опции выплаты: в виде разового платежа или регулярных выплат в течение года со ставкой до 19%. Около 90% военнослужащих предпочли разовый платеж, что говорит о том, что у большинства из них ставка дисконтирования выше 19%. Также авторы обнаружили значительную вариацию индивидуальных ставок дисконтирования по уровню образования, возрасту, полу и количеству людей в домохозяйстве. В работе [Vozio et al., 2017] оценивались индивидуальные ставки дисконтирования с помощью уравнения Эйлера, в котором ставка дисконтирования при прочих равных определяет межвременное замещение потребления. Авторы использовали панельные данные и также получили значительную вариацию ставок в популяции. Некоторые исследования используют лабораторные эксперименты для оценки вариации ставок дисконтирования [Dohmen et al., 2010]. В работе [Dohmen et al., 2010] помимо ставок дисконтирования оценивалась гетерогенность параметра относительного избегания риска [межвременной эластичности потребления]. Авторы получили значительный уровень гетерогенности ставки дисконтирования и параметра избегания риска, связывая данные показатели с познавательными способностями участников эксперимента. Другие работы также документируют значительную гетерогенность параметра относительного избегания риска (межвременной эластичности потребления) [Atanasio, Tanner, 2002]. Гетерогенность параметров потребительского выбора играет важную роль при определении оптимальной системы страхования [Samwick, 1998], влияет на уровень неравенства богатства [Hendricks, 2007] и потребления [Theloudis, 2021], а также на эффективность монетарной политики [Cantore et al., 2022].

До недавнего времени методология для оценивания гетерогенных параметров на микроданных обследования динамики доходов и потребления домохозяйств отсутствовала. В работе [Alan et al., 2018] авторы ослабили предпосылку о неизменности параметров потребительского выбора и процесса доходов и охарактеризовали данную гетерогенность с помощью вероятностного распределения (фактически в работе оценивались гиперпараметры для вероятностного распределения по индивидам для структурных параметров модели). Для оценки гиперпараметров использовался метод Indirect Inference. В исследовании [Gourieroux et al., 2010] авторы выделили несколько основных преимуществ данного метода. Они показали, что он автоматически исправляет смещение в оценках, возникающее из-за наличия лага зависимой переменной даже при маленьком количестве периодов наблюдения, и позволяет работать с несбалансированными панельными данными.

Результаты работы [Alan et al., 2018] демонстрируют наличие высокого уровня гетерогенности всех параметров модели, а также корреляции между ними, что говорит о том, что стандартные модели с репрезентативным агентом не подходят для анализа оптимальной политики и оценки эффектов воздействия [Heckman, 2001]. Современные работы в данной области активно используют модели с гетерогенными агентами [Kaplan et al., 2018; Davila, Schaab, 2022].

Работа [Alan et al., 2018] является основной, на которую опирается текущее исследование. Ниже подробно рассмотрен метод оценки гетерогенных параметров.

### **МЕТОД ОЦЕНКИ ГЕТЕРОГЕННЫХ ПАРАМЕТРОВ**

В данном разделе пошагово описан метод оценки гетерогенных на уровне домохозяйств структурных параметров процесса дохода и потребительского выбора. В тексте проведено различие между параметрами модели и вспомогательными параметрами, которое важно понимать при знакомстве с методом оценки. Под параметрами модели понимаются

структурные параметры, описывающие непосредственно процесс дохода и потребительский выбор. Например,  $\mu_h$  является параметром модели, отвечающим за начальный уровень процесса дохода у домохозяйства  $h$ . Для его оценки используется набор параметров распределения, который позволяет замоделировать распределение данного параметра в популяции домохозяйств.

Для того чтобы читателю было удобнее познакомиться с методом, в данном разделе сначала описывается метод оценки для стилизованной модели процесса порождения данных, а затем повторяется описание метода для параметров более реалистичной модели дохода и потребительского выбора.

Теоретическая динамика логарифма дохода описывается уравнением

$$y_{ht} = \mu_h + \alpha_h t + \xi_{ht}, \quad (1)$$

где  $\mu_h$  — параметр модели, который отвечает за начальный уровень дохода;  $\alpha_h$  — параметр модели, который отвечает за угол наклона трендового роста доходов;  $\xi_{ht}$  — нормальная случайная величина с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_h^2$ . Все три параметра являются гетерогенными на уровне домохозяйства.

Предполагается, что распределение параметра  $\mu_h$  имеет вид  $\mu_h = \phi_1 + \exp(\psi_{11})N_{1h}$ , где  $\phi_1$  и  $\psi_{11}$  — параметры распределения,  $N_{1h}$  — стандартная нормальная случайная величина; распределение параметра  $\alpha_h$  имеет вид  $\alpha_h = \phi_2 + \exp(\psi_{22})N_{2h}$ , где  $\phi_2$  и  $\psi_{22}$  — параметры распределения,  $N_{2h}$  — стандартная нормальная случайная величина. Распределение параметра  $\sigma_h$  имеет вид  $\sigma_h = \exp(\phi_3 + \exp(\psi_{33})N_{3h})$ , где  $\phi_3$  и  $\psi_{33}$  — параметры распределения,  $N_{3h}$  — стандартная нормальная случайная величина. Для того чтобы получить распределения по домохозяйствам параметров  $(\mu_h, \alpha_h, \sigma_h)$ , параметры распределения оцениваются ниже.

Вспомогательные параметры  $\hat{b}_{y1}$  и  $\hat{b}_{y2}$  из регрессии:  $y_{ht} = b_{y1} + b_{y2}t + e_{ht}$  содержат информацию о распределении параметров  $\mu_h$  и  $\alpha_h$  соответственно. Дисперсия остатков  $\hat{\sigma}_e^2$  содержит информацию о распределении дисперсии шоков дохода  $\sigma_h^2$ . Вспомогательные параметры  $(\hat{b}_{y1}, \hat{b}_{y2}, \hat{\sigma}_e)$ , оцениваются для каждого домохозяйства в отдельности на симулированных и эмпирических траекториях доходов. Чтобы получить симулированные траектории дохода, при заданных значениях параметров распределения  $(\phi_1, \phi_2, \phi_3, \psi_{11}, \psi_{22}, \psi_{33})$ , параметры  $(\mu_h, \alpha_h, \sigma_h)$  генерируются для 1 тыс. домохозяйств. Затем на основе  $(\mu_h, \alpha_h, \sigma_h)$  генерируются траектории дохода для каждого домохозяйства длиной в 15 лет с использованием уравнения (1). В качестве эмпирических траекторий применяются сбалансированные панельные данные доходов домохозяйств длиной в 15 лет. Затем рассчитываются медианные значения и  $IQR^3$  статистики полученных оценок вспомогательных параметров  $(\hat{b}_{y1}, \hat{b}_{y2}, \hat{\sigma}_e)$  на симулированных и эмпирических траекториях дохода. Оценки параметров распределения  $(\phi_1, \phi_2, \phi_3, \psi_{11}, \psi_{22}, \psi_{33})$  получаются путем минимизации суммы квадратов расстояний между матрицами эмпирических и симулированных статистик для вспомогательных параметров  $(\hat{b}_{y1}, \hat{b}_{y2}, \hat{\sigma}_e)$ . На основе оценок параметров распределения  $(\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2, \hat{\phi}_3, \hat{\psi}_{11}, \hat{\psi}_{22}, \hat{\psi}_{33})$  восстанавливается распределение параметров модели  $(\mu_h, \alpha_h, \sigma_h)$ .

Теперь рассмотрим тот же самый процесс оценки для параметров модели дохода с более реалистичным описанием процесса порождения данных, а также параметров, определяющих потребительский выбор. На первом шаге моделируются распределения девяти параметров модели для каждого домохозяйства  $h$ . Первые пять параметров описывают динамику процесса дохода в логарифмах:

<sup>3</sup> *Interquartile ranges* — разница между вторым и третьим квантилями распределения.

$$y_{ht} = [\mu_h(1 - \rho_h) + \alpha_h \rho_h] + \rho_h y_{h,t-1} + (1 - \rho_h) \alpha_h (t - 1) + v_h (\xi_{ht} + \theta_h \xi_{h,t-1}), \quad (2)$$

$$\text{где } \mu_h = \phi_1 + \exp(\psi_{11}) N_{1h}, \quad (2.1)$$

$$\alpha_h = \phi_2 + \psi_{21} N_{1h} + \exp(\psi_{22}) N_{2h}, \quad (2.2)$$

$$\rho_h = l(\phi_3 + \psi_{31} N_{1h} + \psi_{32} N_{2h} + \exp(\psi_{33}) N_{3h}), \quad (2.3)$$

$$\theta_h = 2 * l(\phi_4 + \sum_{j=1}^3 \psi_{4j} N_{jh} + \exp(\psi_{44}) N_{4h}) - 1, \quad (2.4)$$

$$v_h = \exp(\phi_5 + \sum_{j=1}^4 \psi_{5j} N_{jh} + \exp(\psi_{55}) N_{5h}), \quad (2.5)$$

где  $l(x) = \frac{\exp(x)}{1+\exp(x)}$  (представлена в уравнениях (2.3) и (2.4)),  $\xi_{ht} \sim N(0,1)$ ,  $N_{jh}$  — стандартная нормальная случайная величина.

Параметры  $\mu_h$  и  $\alpha_h$  отвечают за начальный уровень и угол наклона тренда соответственно;  $\rho_h$  и  $\theta_h$  параметры AR и MA компонент дохода соответственно;  $v_h$  — стандартное отклонение шока дохода  $v_h \xi_{ht}$ . Процесс дохода представлен в логарифмах, так что потенциально значения  $y_{ht}$  могут быть отрицательными.

В модель добавлена зависимость параметров друг от друга с помощью последовательного включения в уравнения параметров  $\psi_{ij}$  ( $i > j$ ) при нормальной случайной величине  $N_{jh}$ . Например, корреляция между параметрами модели  $\alpha_h$  и  $\mu_h$  определяется вспомогательным параметром  $\psi_{21}$ .

Такой метод добавления ненаблюдаемой гетерогенности представлен в работах [Anderson, Hsiao, 1982; Chamberlain, 1980]; в исследовании [Woolridge, 2005] представлен подробный анализ данной методологии. При выборе функциональных форм уравнений мы опирались на работы [Alan, Browning, 2010; Alan et al., 2018].

В работе [Alan et al., 2018] авторы показывают, что такая репрезентация дохода в качестве ARMA(1,1) процесса совпадает с традиционной моделью дохода с транзитивными и перманентными компонентами, если транзитивный и перманентный шоки не коррелируют друг с другом. На следующем шаге моделируется динамика потребления. Уравнение Эйлера, определяющее данную динамику, имеет вид:

$$E_t \left[ \frac{1+r_{t+1}}{1+\delta_h} C_{h,t+1}^{-\gamma} \right] = C_{h,t}^{-\gamma}, \quad (3)$$

где  $\delta_h$  — параметр дисконтирования,  $\gamma$  — параметр относительного избегания риска (предполагается неизменным для всех домохозяйств).

Данное уравнение может быть записано как  $\left( \frac{1+r_{t+1}}{1+\delta_h} \right) \left( \frac{C_{h,t+1}}{C_{h,t}} \right)^{-\gamma} = e_{h,t+1}$ , где  $e_{h,t+1}$  — шок предельной склонности к потреблению (шок ожидания) с единичным средним:  $E(e_{h,t+1}) = 1$ . Такой вид уравнения Эйлера позволяет восстанавливать профиль потребления на основе параметров модели и значения шока предельной склонности к потреблению. Для этого моделируется распределение шока:  $e_{h,t} = \widetilde{e}_{h,t} \exp\left(-\frac{(\lambda_h v_h)^2}{2} - \lambda_h v_h \xi_{h,t}\right)$ , где  $\lambda_h$  — параметр чувствительности предельной полезности расходов к шоку дохода,  $\widetilde{e}_{h,t}$  — шок предельной склонности к потреблению, не относящийся к доходу (*non-income shock*). Такая спецификация гарантирует единичное среднее и предполагает, что зависимость между предельной полезностью расходов и шоком дохода линейно зависит от параметра  $\lambda_h$ , так что  $\frac{\partial \ln(g)}{\partial v_h \xi_{h,t}} = -\lambda_h$ , где  $g \equiv \exp\left(-\frac{(\lambda_h v_h)^2}{2} - \lambda_h v_h \xi_{h,t}\right)$ .

Как и в работе [Alan et al., 2018], шок предельной склонности к потреблению, не относящийся к доходу,  $\widetilde{e}_{h,t}$  определяется как сочетание двух логнормальных распределений:

$$\widetilde{e}_{h,t} = d e_{ht}^a \text{ с вероятностью } 0,5, \text{ где } d \in (0, 2),$$

$$\text{и } \widetilde{e}_{h,t} = \left(\frac{1-0,5d}{0,5}\right) e_{ht}^b \text{ с вероятностью } 0,5, \text{ где } e_{ht}^i = \exp\left(-\frac{\ln(1+\sigma_i^2)}{2}\right) + \sqrt{\ln(1+\sigma_i^2)} \eta_{ht}$$

для  $i = a, b$ .

Значения параметров  $\sigma_a, \sigma_b, d$  взяты из работы [Alan et al., 2018], в которой данные параметры считались одинаковыми для всех домохозяйств и оценивались отдельно. Хотя такой перенос представляет ограничение для анализа, авторы считают, что он возможен, так как параметры  $\sigma_a, \sigma_b, d$  отвечают за потребительское поведение, не связанное со свойствами процесса дохода, и отражают случайное потребление (непредвиденные расходы), которое вряд ли имеет существенные межстрановые различия. Кроме того, изменение данных параметров при процессе оценки оказало незначительный эффект на итоговые результаты.

В данной модели не моделируется явным образом ограничение ликвидности. Это связано с тем, что единственным источником динамики потребления в нашей модели является уравнение Эйлера, которое не будет выполняться как равенство при наличии ограничения ликвидности. В таком случае  $e_{h,t+1}$  будет включать в себя не только шок ожиданий, но и множитель при ограничении ликвидности, которые будут неразличимы в модели. Тем не менее в работе допускается возможность ограниченной ликвидности у домохозяйств, которая будет выражаться в высоких значениях параметра чувствительности к шокам дохода  $\lambda_h$ .

Распределения параметров модели для потребления домохозяйства  $h$  имеют вид:

$$\delta_h = 0.1 * l(\phi_6 + \sum_{j=1}^5 \psi_{6j} N_{jh} + \exp(\psi_{66}) N_{6h}) \quad (4)$$

$$\lambda_h = \exp(\phi_7 + \sum_{j=1}^6 \psi_{7j} N_{jh} + \exp(\psi_{77}) N_{7h}) \quad (5)$$

Кроме того, в работе моделируются параметры ошибок измерения потребления и дохода. Данные параметры позволяют учесть в модели, например, тот факт, что домохозяйства могут ошибаться при внесении данных о потреблении и доходе в опросный лист. Распределение параметров ошибок измерения аналогично распределению параметра (5):

$$m_h^y = \exp(\phi_8 + \sum_{j=1}^7 \psi_{8j} N_{jh} + \exp(\psi_{88}) N_{8h}) \quad (5.1)$$

$$m_h^c = \exp(\phi_9 + \sum_{j=1}^8 \psi_{9j} N_{jh} + \exp(\psi_{99}) N_{9h}) \quad (5.2)$$

Тогда наблюдаемые доход и потребление описываются формулами:

$$Y_{ht}^{obs} = Y_{ht} \exp\left(-\frac{(m_h^y)^2}{2} + m_h^y u_{ht}^y\right), \quad (6)$$

$$C_{ht}^{obs} = C_{ht} \exp\left(-\frac{(m_h^c)^2}{2} + m_h^c u_{ht}^c\right), \quad (7)$$

где  $u_{ht}^y$  и  $u_{ht}^c$  — стандартные нормальные распределения,  $Y_{ht}$  определяется как  $\exp(y_{ht})$ ,  $C_{ht}$  описано в уравнении (3).

Для моделирования распределения параметров модели ( $\mu_h, \alpha_h, \rho_h, \theta_h, v_h, \delta_h, \lambda_h, m_h^y, m_h^c, \sigma_a, \sigma_b, d$ ) используется набор параметров распределения:  $\phi_1 - \phi_9, \psi_{kk} (k \in [1,9]), \psi_{jk} (j < k)$ . Как было показано на примере стилизованной модели процесса дохода,

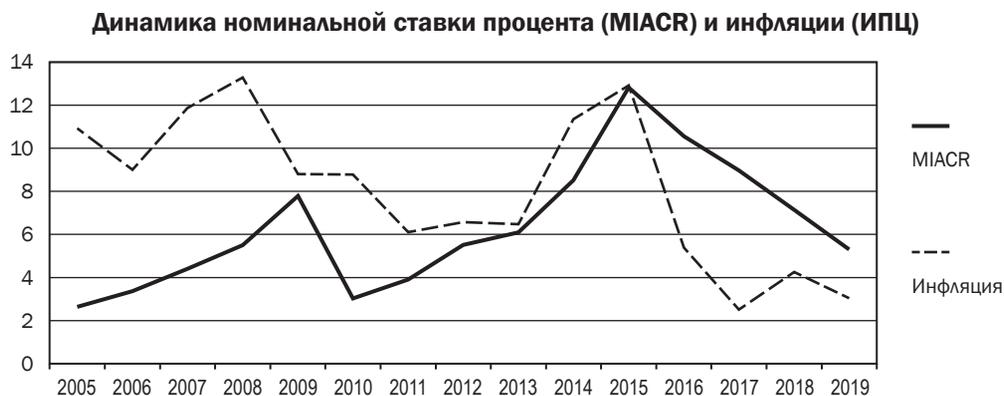
для оценки параметров распределения нам нужно подобрать вспомогательные параметры для каждого параметра модели, которые затем оцениваются с помощью МНК на симулированных и эмпирических траекториях дохода и потребления.

При оценке вспомогательных параметров дохода мы следуем работам [Browning, Ejrnes, 2013; Alan et al., 2018]. Вспомогательные параметры  $\hat{b}_{y1}$  и  $\hat{b}_{y2}$  из регрессии:  $y_{ht} = b_{y1} + b_{y2}t + e_{ht}$  содержат информацию о распределении параметров  $\mu_h$  и  $\alpha_h$ . В данной регрессии  $y_{ht}$  – логарифм дохода домохозяйства  $h$  в момент времени  $t$ . Вспомогательный параметр  $\hat{b}_{y3}$  из регрессии  $\hat{e}_{ht} = const + b_{y3}\hat{e}_{ht-1} + u_{ht}$  содержит информацию о распределении параметра долгосрочной динамики дохода  $\rho_h$ . Вспомогательный параметр  $\hat{b}_{y4} = corr(\hat{u}_{ht}, \hat{u}_{ht-1})$  содержит информацию о распределении параметра МА компоненты процесса дохода  $\theta_h$ , параметр  $\hat{b}_{y5} = SD(\hat{u}_{ht})$  – о распределении стандартного отклонения шока дохода  $v_h$ .

При оценке вспомогательных параметров потребительского выбора мы следуем работам [Alan, Browning, 2010; Alan et al., 2018]. Так, коэффициент  $\hat{b}_{c1}$  из регрессии  $c_{ht} = b_{c1}t + \epsilon_{ht}$  соотносится с параметром дисконтирования  $\delta_h$ . В данной регрессии  $c_{ht}$  – потребление домохозяйства  $h$  в момент времени  $t$ . При оценке на эмпирических профилях логарифмы дохода и потребления очищаются от демографических характеристик домохозяйства. Коэффициент  $\hat{b}_{c2}$  из регрессии  $\Delta c_{ht} = const + br_t + b_{c2}\hat{u}_{ht} + \omega_{ht}$  соотносится с параметром  $\lambda_h$ . Таким образом, всего оцениваются девять вспомогательных параметров. При оценке использовались данные РМЭЗ с 2005 по 2019 г., подробно описанные ниже.

Реальная ставка процента рассчитывается как  $r_t = i_t - \hat{\pi}_{t+1}^e$ , где  $i_t$  – ставка МІАСР по кредитам длительностью свыше полугодя,  $\hat{\pi}_{t+1}^e$  – оценка ожидаемой инфляции, полученная на основе регрессии AR(1):  $\pi_{t+1} = \alpha + \beta\pi_t + \xi_{t+1}$ . На рис. 1 представлена динамика значений ставки МІАСР и уровня инфляции во времени.

Рисунок 1



Примечание: более поздние данные не используются с целью исключить влияние COVID-19 на результаты. Источник: рассчитано авторами по данным Росстата (<https://rosstat.gov.ru/statistics/price#>).

Для оценки параметров ошибок измерения потребления и дохода добавляются два вспомогательных параметра:  $\hat{b}_{c3} = corr(\hat{\omega}_{ht}, \hat{u}_{ht-1})$  и  $\hat{b}_{c4} = corr(\hat{\omega}_{ht}, \hat{\omega}_{ht-1})$ .

Наблюдения только процесса дохода недостаточно для идентификации ошибки измерения дохода, так как она неотделима от МА-компоненты [Meghir, Pistaferri, 2004]. Для идентификации ошибки измерения дохода используется тот факт, что наблюдаемое потребление реагирует на истинное значение дохода, в котором нет ошибки измерения. То есть, хотя индивид может ошибаться при внесении значения дохода в опросный лист, его потребление основано на реальном уровне дохода.

Все вспомогательные параметры оцениваются для каждого домохозяйства в отдельности, и таким образом получается матрица, каждый столбец которой содержит информацию об одном из параметров, а строка относится к одному из домохозяйств  $h$ .

На следующем шаге строится матрица статистик, которая включает в себя медианное значение и IQR статистику для каждого из девяти вспомогательных параметров, а также корреляционную матрицу данных параметров, оцененных на эмпирических и симулированных профилях. Затем минимизируется сумма квадратов расстояний между матрицами эмпирических и симулированных статистик.

В табл. 1 представлено соотношение параметров модели и вспомогательных параметров, которые содержат информацию о параметрах модели.

Таблица 1

**Соотношение параметров распределения и вспомогательных параметров**

Параметры модели		Источники вспомогательных параметров	
Параметры модели для процесса дохода			
$\mu$	Начальный уровень теоретического процесса дохода	$\hat{b}_{y1}$	Начальный уровень эмпирической траектории дохода
$\alpha$	Угол наклона тренда теоретического процесса дохода	$\hat{b}_{y2}$	Угол наклона тренда эмпирической траектории дохода
$\rho$	AR-параметр	$\hat{b}_{y3}$	Автокорреляция остатков дохода
$\theta$	MA-параметр	$\hat{b}_{y4}$	Автокорреляция, скорректированная для процесса AR (1)
$\nu$	Стандартное отклонение шока дохода	$SD(\hat{u}_{ht})$	Стандартное отклонение белозумных остатков дохода
Параметры модели для потребления			
$\delta$	Параметр дисконтирования	$\hat{b}_{c1}$	Регрессия логарифма потребления на тренд
$\lambda$	Параметр чувствительности предельной полезности расходов к шоку дохода	$\hat{b}_{c2}$	Регрессия прироста логарифма на шок дохода
Параметры ошибок измерения			
$m^y$	Параметр ошибки измерения дохода	$\hat{b}_{c3}$	Корреляция остатков потребления и остатков дохода предыдущего периода
$m^c$	Параметр ошибки измерения потребления	$\hat{b}_{c4}$	Корреляция остатков потребления с собственным лагом

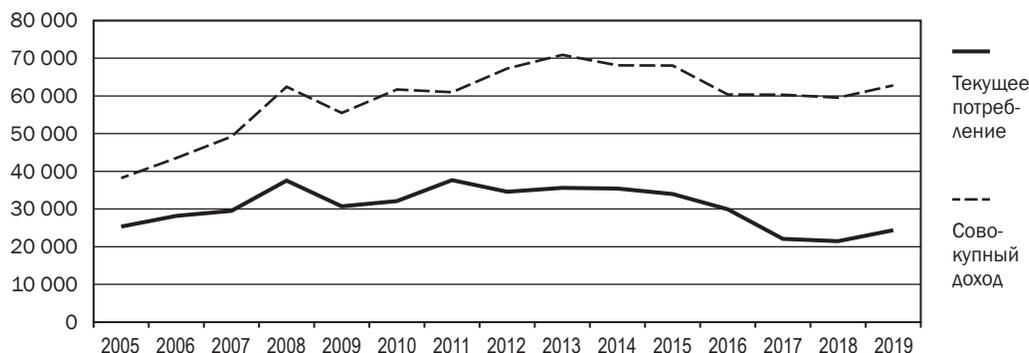
Источник: составлено авторами.

**ДАННЫЕ**

В работе используются данные РМЭЗ по домохозяйствам в России, которые отражают результаты опросов домохозяйств и имеют панельную структуру. В качестве периода наблюдения были выбраны 2005–2019 гг.

В качестве показателя потребления используются расходы на текущее потребление, которые агрегируются по нескольким группам товаров: продукты питания, алкоголь и табачная продукция, арендная плата и коммунальные услуги, ремонт одежды, лечение, образование, хозяйственные товары, развлечения, ремонт и прочие услуги. В качестве показателя дохода используется совокупный доход домохозяйства за последние 30 дней. Все показатели приведены к ценам 2019 г. с помощью индекса потребительских цен, который считался одинаковым для всех домохозяйств. Такая предпосылка является упрощающей, так как существуют значительные различия в инфляции между регионами. Данные региональные различия будут отражены в распределении ошибок измерения потребления и дохода, так как данное распределение определяется гетерогенностью в корреляции остатков потребления и дохода, которая будет выше, если использовать региональный ИПЦ. На рис. 2 представлена динамика средних значений совокупного дохода и расходов на текущее потребление домохозяйств в РФ.

**Динамика совокупного дохода и расходов на текущее потребление, руб.**



Источник: составлено авторами.

Так как *вспомогательные параметры* оцениваются на основе индивидуальных эмпирических профилей, необходимо наблюдать домохозяйства несколько лет подряд. Для того чтобы сбалансировать панель, выборка была ограничена таким образом, что остались только домохозяйства, которые наблюдались ровно 15 лет подряд. В табл. 2 представлены средние статистики основных характеристик домохозяйств, которые используются при эмпирических оценках. Всего в нашей выборке 3360 наблюдений и 224 уникальных домохозяйства. Средний возраст главы домохозяйства — 45 лет, среднее значение количества людей в домохозяйстве — три человека. Также выборка была ограничена таким образом, что допустимый возраст главы домохозяйства — более 25 лет и менее 60 лет. Такое ограничение достаточно распространено в литературе и необходимо в первую очередь для того, чтобы минимизировать проблемы, связанные с ограничением ликвидности домохозяйств. Принято считать, что люди младших и старших возрастов не имеют достаточно ликвидных средств и могут сталкиваться с проблемами займа, что мешает им сглаживать потребление во времени оптимальным образом. Для того чтобы очистить динамику дохода и потребления, в работе используется количество людей в домохозяйстве. Такая процедура также достаточно распространена и объясняется тем фактом, что в работе не моделируются явным образом характеристики домохозяйств, а количество людей — основная характеристика, влияющая на динамику дохода и потребления [Fernández-Villaverde, Krueger, 2007]. Таким образом, очистка динамики дохода и потребления от влияния количества людей позволяет говорить о сопоставимости эмпирических и теоретических динамик дохода и потребления.

Таблица 2

**Характеристики выборки домохозяйств**

Характеристика	Значение
Количество наблюдений	3360
Количество домохозяйств	224
Средний возраст	45
Количество людей в домохозяйстве	3
Средний доход, руб.	59 261
Средний уровень потребления, руб.	30 557

Источник: составлено авторами.

## РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ

В базовой спецификации оценивается модель, в которой параметр относительного избегания риска ограничен на уровне  $\gamma = 2$ . Это связано с тем, что оценка параметра относительного избегания риска крайне чувствительна к экзогенно выбранным границам допустимых значений. Значение параметра было выбрано на основе работ [Cagetti, 2003] и [Gourinchas, Parker, 2002]. В работе [Cagetti, 2003] были получены достаточно высокие значения параметра — 3–5, в зависимости от выборки, в то время как [Gourinchas, Parker, 2002] получили более низкие значения — 0,5–1,5, в зависимости от выборки. Для базовой спецификации было принято решение взять усредненное значение полученных оценок в двух данных исследованиях.

В табл. 3 представлены оценки параметров распределения модели для спецификации с неизменным уровнем относительного избегания риска  $\gamma = 2$ .

Таблица 3

## Распределения параметров модели

	10%	50%	90%
Параметры модели для процесса дохода			
Начальный уровень процесса дохода $\mu$	-1,19	-0,99	-0,79
Угол наклона тренда $\alpha$	-1,49	-0,24	1,01
AR-параметр $\rho$	0,66	0,98	0,99
MA-параметр $\theta$	-0,84	-0,49	0,14
Стандартное отклонение шока дохода $\nu$	0,04	0,09	0,24
Параметры модели для потребления			
Параметр дисконтирования $\delta$ (x100)	5,47	8,04	9,36
Параметр чувствительности предельной полезности расходов к шоку дохода $\lambda$	0,03	0,48	5,45
Параметры ошибок измерения			
Параметр ошибки измерения дохода $m^y$	0,03	0,11	0,38
Параметр ошибки измерения потребления $m^c$	0,01	0,02	0,11

Источник: составлено авторами.

Основным интересным результатом оценки параметров дохода является значительная гетерогенность в непредвиденном изменении дохода домохозяйств (вариация стандартного отклонения шока дохода  $\nu$ ). Данный результат важен в контексте дискуссии о гетерогенных инструментах страхования шоков дохода (доступ к финансовым активам, например), так как домохозяйства с более высокой вариацией непредвиденного изменения дохода ценят данные инструменты выше. В совокупности с гетерогенным параметром чувствительности предельной полезности от расходов к шоку дохода  $\lambda$  (разброс: 0,03–5,45) можно говорить о значительной степени незащищенности некоторых групп населения от шоков дохода.

В целом значительная гетерогенность чувствительности потребления к шоку дохода  $\lambda$  говорит о большой вариативности механизмов страхования потребления, доступных домохозяйствам. Такими механизмами страхования могут быть как социальные трансферты [Kotlikoff, 1986] или доступ к финансовым инструментам, так и механизмы самострахования: накопленные сбережения или наличие товаров длительного пользования. При этом внешние источники страхования и механизмы самострахования могут замещать друг друга. Как отмечают [Engen, Grube, 2001], социальные трансферты могут замещать механизмы самострахования: если экономический агент знает, что шок дохода будет компенсирован социальными трансфертами, он начинает меньше сберегать. С другой стороны, при отсутствии социальных трансфертов и доступа к финансовым инструментам запасы товаров длительного пользования могут служить механизмом самострахования

и сокращаться для поддержания уровня текущего потребления неизменным при негативном шоке дохода [Browning, Crossley, 2003]. Гетерогенность чувствительности потребления к шоку дохода  $\lambda$  выше, чем в работе [Alan et al., 2018] на данных PSID<sup>4</sup> (разброс значений параметров 0,32–4,51), что говорит о большей незащищенности потребления домохозяйств в РФ от шоков дохода. При этом вариация дисперсии шока дохода крайне близка к значениям, полученным в работе [Alan et al., 2018] (0,06–0,26).

Также важно отметить, что процесс дохода у большинства домохозяйств скорее имеет единственный корень (медианное значение  $\rho = 0,98$ ), то есть шоки дохода крайне устойчивы во времени. Данный факт говорит о необходимости развития механизмов страхования для групп населения с высокой вариацией стандартного отклонения шока дохода  $\nu$ , так как для данных групп высокие значения шока дохода сохраняются в течение долгого времени, влияя на уровень потребления. В работе [Alan et al., 2018] авторы получили похожий разброс значений параметра  $\rho$  (0,54–0,97), при этом медианное значение ниже (0,85).

Значения остальных параметров в большинстве своем достаточно классические. Например, в большинстве работ, посвященных эмпирической оценке параметра дисконтирования  $\delta$ , приведенные значения близки к медианному значению 8% ( $\beta = \frac{1}{1+\delta} = 0,93$ ), полученному в данной работе.

Также результаты демонстрируют, что в среднем домохозяйства больше ошибаются при оценке уровня своего дохода, чем потребления (по данным РМЭЗ). Гетерогенность в ошибках измерения дохода и потребления может быть как следствием случайных ошибок при внесении данных в опросный лист, так и говорить о некотором ограничении когнитивных способностей индивидов, которое не позволяет им вспомнить все источники текущего потребления и дохода [Gabaix, 2019].

В табл. 4 представлена корреляционная матрица параметров модели. Результаты в таблице говорят о наличии значительной созависимости параметров дохода и потребления.

Таблица 4

**Корреляционная матрица параметров модели**

	$\mu$	$\alpha$	$\rho$	$\theta$	$\nu$	$\delta$	$\lambda$
Начальный уровень процесса дохода $\mu$	1,00	-1,00	-0,30	0,40	-0,43	0,00	-0,21
Угол наклона тренда $\alpha$		1,00	0,30	-0,40	0,43	0,00	0,21
AR-параметр $\rho$			1,00	-0,35	-0,29	0,07	0,08
MA-параметр $\theta$				1,00	-0,10	-0,13	-0,17
Стандартное отклонение шока дохода $\nu$					1,00	-0,11	0,13
Параметр дисконтирования $\delta$						1,00	0,06
Чувствительность потребления к шоку дохода $\lambda$							1,00

Источник: составлено авторами.

Полученные результаты важны при построении теоретических моделей для анализа политики поддержки потребительского спроса. В частности, высокие значения гетерогенности параметров на уровне домохозяйств говорят о том, что стандартные модели с репрезентативным агентом не подходят для анализа оптимальной политики. Современные работы в данной области активно используют модели с гетерогенными агентами [Kaplan et al., 2018; Davila, Schaab, 2022]. Вопросы выбора оптимальной политики поддержки потребительского спроса в РФ выходят за рамки данного исследования, но мы надеемся, что результаты данной работы послужат вспомогательным материалом для такого анализа.

<sup>4</sup> Panel Study of Income Dynamics, public use dataset. Produced and distributed by the Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan.

Важно отметить, что период оценки параметров включал в себя два экономических кризиса — кризис 2008–2009 гг. и кризис 2014 г., которые повлияли в первую очередь на значения оценок параметров процесса дохода. При прочих равных в кризисные периоды значения параметров устойчивости шоков во времени ( $\rho$  и  $\theta$ ) выше вследствие, например, потери профессиональных навыков в периоды длительной безработицы. В работе [Storesletten et al., 2004] показано, что стандартное отклонение шоков дохода  $v$  также выше в периоды кризисов. Таким образом, представленные оценки данных параметров стоит воспринимать как верхнюю границу возможных значений. Кроме того, государственная политика, которая стремится стимулировать спрос в период кризисов, должна учитывать распределение параметра чувствительности потребления к шоку дохода  $\lambda$  в экономике, так как именно его значения определяют долю социальных трансфертов, которую домохозяйства дополнительно потратят. Например, в работе [Kekre, 2022] подчеркивается важная роль гетерогенной склонности к потреблению в определении фискального мультипликатора. Автор показал, что выплаты по безработице стимулируют совокупный спрос, так как снижают потребность домохозяйств в накоплении сбережений вследствие мотива предосторожности. Рост совокупного спроса затем приводит к росту совокупного выпуска и снижению безработицы.

Для лучшего понимания влияния кризисов на степень гетерогенности параметров процесса дохода и потребления данные параметры были переоценены на выборке без кризисных годов (2008–2009 гг. и 2014 г.). Результаты демонстрируют более высокий начальный уровень  $\mu$  и менее гетерогенный угол наклона тренда  $\alpha$  процесса дохода, а также более высокие и менее гетерогенные значения дисперсии шоков дохода  $v$ , подтверждая результаты [Storesletten et al., 2004]. При этом чувствительность потребления к шокам дохода  $\lambda$  более гетерогенная при оценивании на выборке без кризисных годов, то есть в периоды кризисов домохозяйства более унифицировано тратят свой доход. Результаты оценок представлены в Приложении 1.

## **ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

В данной работе оценивается набор параметров, определяющих динамику дохода и потребления домохозяйств в России. Предполагается, что данные параметры являются гетерогенными на уровне домохозяйств. Для оценки параметров применяется метод оценки, предложенный в работе [Alan et al., 2018]. Для оценки параметров используются панельные данные РМЭЗ за период 2005–2019 гг. Результаты демонстрируют наличие значительной взаимосвязанной гетерогенности параметров, определяющих динамику дохода и потребления. Данные результаты отражают особенности потребительского поведения домохозяйств в России. В частности, значительная гетерогенность в чувствительности потребления к шоку дохода говорит о большой вариативности механизмов страхования потребления, доступных домохозяйствам. Данное исследование впервые оценивает полное вероятностное распределение гетерогенных параметров динамики потребления и доходов на российских данных.

Наши результаты важны в контексте построения теоретических моделей для анализа оптимальной политики поддержки потребительского спроса. Значительная гетерогенность параметров на уровне домохозяйств свидетельствует о том, что модели с репрезентативным агентом не подходят для такой задачи. Анализ оптимальной политики выходит за рамки данного исследования, но мы надеемся, что наши результаты будут полезны для такого анализа.

Список источников / References

1. Коваль П., Полбин А. Оценка роли постоянных и транзитивных шоков в динамике потребления и дохода в РФ // Прикладная эконометрика. 2020. Т. 57. № 1. С. 6–29 / Koval P.K., Polbin A.V. (2020). Evaluation of Permanent and Transitory Shocks Role in Consumption and Income Dynamics in the Russian Federation. *Applied Econometrics*, 57 (1), 6–29.
2. Коваль П., Полбин А. Оценка потребительского поведения домохозяйств в РФ // Вопросы экономики. 2022. Т. 3. С. 98–117 / Koval P.K., Polbin A.V. (2022). Estimates of Households Consumer Behavior in Russia. *Voprosy ekonomiki*, 3, 98–117. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2022-3-98-117>.
3. Мамедли М., Сinyaков А. Финансы домохозяйств в России: шоки дохода и сглаживание потребления // Вопросы экономики. 2018. Т. 5. С. 69–91 / Mamedli M.O., Sinyakov A.A. (2018). Consumer Finance in Russia: Income Shocks and Consumption Smoothing. *Voprosy ekonomiki*, 5, 69–91. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-5-69-91>.
4. Мартыанова Е. В., Полбин А. В. Анализ динамики доходов домохозяйств России на основе базы данных РМЭЗ // Финансы: теория и практика. 2022. Т. 26. № 6. С. 271–287 / Martyanova E.V., Polbin A.V. (2022). Analysis of Household Income Dynamics in the Russia Based on the RLMS Database. *Finance: Theory and Practice*, 26 (6), 271–287. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2022-26-6-271-287>.
5. Мурашов Я. В., Ратникова Т. А. Динамика неучтенных доходов российских домашних хозяйств // Прикладная эконометрика. 2017. Т. 46. № 2. С. 30–54 / Murashov Y.V., Ratnikova T.A. (2017). Dynamics of Unrecorded Incomes of Russian Households. *Applied Econometrics*, 46 (2), 30–54.
6. Abowd J., Card D. (1989). On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes. *Econometrica*, 57 (2), 411–445. <https://doi.org/10.2307/1912561>.
7. Alan S., Browning M. (2010). Estimating Intertemporal Allocation Parameters Using Synthetic Residual Estimation. *The Review of Economic Studies*, 77(4), 1231–1261. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2010.00607.x>.
8. Alan S., Browning M. et al. (2018). Income and consumption: A micro semistructural analysis with pervasive heterogeneity. *Journal of Political Economy*, 126 (5), 1827–1864. <https://doi.org/10.1086/699186>.
9. Anderson T.W., Hsiao C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18 (1), 47–82. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90095-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90095-1).
10. Attanasio O.P., Tanner S. (2002). Asset Holding and Consumption Volatility. *Journal of Political Economy*, 110 (4), 771–792. <https://doi.org/10.1086/340774>.
11. Blundell R., Pistaferri L. et al. (2008). Consumption Inequality and Partial Insurance. *American Economic Review*, 98 (5), 1887–1921.
12. Bozio A., Laroque G. et al. (2017). Discount rate heterogeneity among older households: a puzzle? *Journal of Population Economics*, 30, 647–680. <https://doi.org/10.1007/s00148-016-0623-y>.
13. Browning M., Ejrnæs M. (2013). Heterogeneity in the Dynamics of Labor Earnings. *Annual Review of Economics*, 5, 219–245. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-081512-134514>.
14. Browning M., Crossley T.F. et al. (2003). Asking consumption questions in general purpose surveys. *Economic Journal*, 113 (491), 540–567.
15. Browning M., Hansen L. et al. (1999). Micro data and general equilibrium models. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 543–633.
16. Cagett M. (2003). Wealth accumulation over the life cycle and precautionary savings. *Journal of Business and Economic Statistics*, 21 (3), 339–353.
17. Cantore C., Ferroni F. et al. (2022). A Tail of Labor Supply and a Tale of Monetary Policy. FRB of Chicago Working Paper No. 2022-30. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4156171>.
18. Chamberlain G. (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. *The Review of Economic Studies*, 47, 225–238. <https://doi.org/10.2307/2297110>.
19. Davila E., Schaab A. (2022). Welfare Assessments with Heterogeneous Individuals. SSRN Working Papers. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4102027>.
20. Dohmen T., Falk A. et al. (2010). Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability? *American Economic Review*, 100 (3), 1238–1260. <https://doi.org/10.1257/aer.100.3.1238>.
21. Engen E.M., Gruber J. (2001). Unemployment insurance and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 545–579. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00051-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00051-4).
22. Fernández-Villaverde J., Krueger D. (2007). Consumption over the life cycle: facts from consumer expenditure survey data. *The Review of Economics and Statistics*, 89 (3), 552–565.
23. Friedman M. (1958). A Theory of the Consumption Function. National Bureau of Economic Research, Inc.
24. Gabaix X. (2019). Behavioral inattention. *Handbook of Behavioral Economics: Applications and Foundations*, 2, 261–343. <https://doi.org/10.1016/bs.hesbe.2018.11.001>.
25. Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K. et al. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237. <https://doi.org/10.1016/j.red.2009.09.006>.
26. Gourieroux C., Phillips P. et al. (2010). Indirect inference for dynamic panel models. *Journal of Econometrics*, 157 (1), 68–77. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.024>.
27. Gourinchas P.O., Parker J. (2002). Consumption over the life cycle. *Econometrica*, 70, 47–89.

28. Guvenen F. (2007). Learning Your Earning: Are Labor Income Shocks Really Very Persistent? *American Economic Review*, 97 (3), 687–712. <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.687>.
29. Heathcote J., Storesletten K. et al. (2014). Consumption and Labor Supply with Partial Insurance: An Analytical Framework. *American Economic Review*, 104 (7), 2075–2126. <https://doi.org/10.1257/aer.104.7.2075>.
30. Heckman J. (2001). Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture. *Journal of Political Economy*, 109 (4), 673–748. <https://doi.org/10.1086/322086>.
31. Hendricks L. (2007). How important is discount rate heterogeneity for wealth inequality? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (9), 3042–3068. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2006.10.002>.
32. Kaplan G., Moll B. et al. (2018). Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, 108 (3), 697–743. <https://doi.org/10.1257/aer.20160042>.
33. Kaplan G., Violante G.L. et al. (2014). The wealthy hand-to-mouth. NBER Working Paper, No. w20073.
34. Kotlikoff L.J. (1986). Social security: A financial appraisal across and within generations. NBER Working Paper, No. 1891.
35. Meghir C., Pistaferri L. (2004). Income Variance Dynamics and Heterogeneity. *Econometrica*, 72, 1–32. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00476.x>.
36. Mitman K., Rabinovich S. (2015). Optimal unemployment insurance in an equilibrium business-cycle model. *Journal of Monetary Economics*, 71 (C), 99–118. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.11.009>.
37. Rubinstein Y., Weiss Y. (2006). Post Schooling Wage Growth: Investment, Search and Learning. *Handbook of the Economics of Education*, 1–67. [https://doi.org/10.1016/S1574-0692\(06\)01001-4](https://doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01001-4).
38. Samwick A.A. (1998). Discount rate heterogeneity and social security reform. *Journal of Development Economics*, 57 (1), 117–146. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(98\)00080-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00080-7).
39. Storesletten K., Telmer C.I. et al. (2004). Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor Market Risk. *Journal of Political Economy*, 112 (3), 695–717. <https://doi.org/10.1086/383105>.
40. Theloudis A. (2021). Consumption inequality across heterogeneous families. *European Economic Review*, 136. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103765>.
41. Warner J.T., Pleeter S. (2001). The Personal Discount Rate: Evidence from Military Downsizing Programs. *American Economic Review*, 91 (1), 33–53. <https://doi.org/10.1257/aer.91.1.33>.
42. Woolridge J.M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (1), 39–54. <https://doi.org/10.1002/jae.770>.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Таблица 1

Распределения параметров модели  
на выборке без кризисных годов

	10%	50%	90%
Параметры модели для процесса дохода			
Начальный уровень процесса дохода $\mu$	0,07	0,23	0,39
Угол наклона тренда $\alpha$	-0,49	-0,07	0,35
AR-параметр $\rho$	0,45	0,86	0,98
MA-параметр $\theta$	-0,57	0,19	0,77
Стандартное отклонение шока дохода $\nu$	0,05	0,12	0,28
Параметры модели для потребления			
Параметр дисконтирования $\delta$ (x100)	5,41	8,10	9,42
Параметр чувствительности предельной полезности расходов к шоку дохода $\lambda$	0,15	1,19	8,46
Параметры ошибок измерения			
Параметр ошибки измерения дохода $m^y$	0,04	0,12	0,36
Параметр ошибки измерения потребления $m^c$	0,05	0,12	0,32

**Информация об авторах**

**Павел Константинович Коваль**, младший научный сотрудник Института экономической политики им. Е. Т. Гайдара, г. Москва

**Андрей Владимирович Полбин**, кандидат экономических наук, заведующий международной лабораторией математического моделирования экономических процессов Института экономической политики им. Е. Т. Гайдара, директор центра математического моделирования экономических процессов РАНХиГС, г. Москва

**Information about the authors**

**Pavel K. Koval**, Junior Researcher at the Gaidar Institute, Moscow

**Andrey V. Polbin**, Candidate of Economic Sciences, Head of the International Laboratory for Mathematical Modeling of Economic Processes, Gaidar Institute, Moscow; Head of the Center for Mathematical Modeling of Economic Processes, RANEPА, Moscow

Статья поступила в редакцию 04.03.2023  
Одобрена после рецензирования 10.10.2023  
Принята к публикации 27.11.2023

Article submitted March 4, 2023  
Approved after reviewing October 10, 2023  
Accepted for publication November 27, 2023