

Прикладная эконометрика, 2020, т. 57, с. 6–29.

Applied Econometrics, 2020, v. 57, pp. 6–29.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-57-6-29

П. К. Коваль, А. В. Полбин¹

Оценка роли постоянных и транзитивных шоков в динамике потребления и дохода в РФ

В работе на основе данных RLMS HSE оцениваются параметры чувствительности потребления домохозяйств к постоянным и транзитивным шокам дохода, а также динамика дисперсии данных шоков во времени. Оценки представлены для различных типов дохода и потребления, а также социальных групп. Крупные семьи, в составе которых более пяти человек, имеют пониженную чувствительность к постоянному шоку и повышенную — к транзитивному. Домохозяйства, глава которых старше 60 лет, демонстрируют повышенную чувствительность к постоянным шокам дохода. Реакция потребления городского населения меньше в случае транзитивных шоков и больше — в случае постоянных. Домохозяйства, у которых глава семейства имеет высшее образование, менее чувствительны к шокам постоянного дохода по сравнению с теми, где глава высшего образования не имеет.

Ключевые слова: постоянные шоки; транзитивные шоки; волатильность; потребление; доход; RLMS.

JEL classification: D1; E2.

1. Введение

Согласно базовым теоретическим представлениям о функции потребления домохозяйств, экономические агенты стремятся поддерживать уровень потребления на неизменном или достаточно стабильном уровне в течение всей своей жизни, сглаживая непредвиденные изменения дохода (Friedman, 1957; Modigliani, 1966). Реакция потребления на изменения дохода зависит от того, рассматривает ли их экономический агент в качестве временных или постоянных изменений. Согласно теории, реакция будет меньшей в случае временного изменения дохода и большей — в случае постоянного. При этом механизмы сглаживания потребления зависят от структуры дохода агента и его социальных характеристик.

В настоящей работе на основе данных RLMS² оцениваются параметры чувствительности потребления домохозяйств к постоянным и транзитивным шокам дохода, а также

¹ Коваль Павел Константинович — Институт Гайдара, Москва; pashakoval102007@gmail.com.

Полбин Андрей Владимирович — РАНХиГС, Институт Гайдара, Москва; apolbin@iep.ru.

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

эволюция дисперсии данных шоков во времени. Данные имеют панельную структуру, период исследования — 2000–2016 гг. Под временным или транзитивным шоком понимается краткосрочное изменение дохода или потребления, т. е. такое изменение, которое сохраняется в течение короткого времени. Под постоянным шоком — такое изменение, которое сохраняется в течение длительного времени. Примером транзитивного шока дохода может служить увольнение с работы и последующее трудоустройство на новую работу с тем же уровнем зарплаты, примером постоянного — повышение квалификации и соответствующий рост зарплаты. Настоящее исследование опирается на работу (Blundell et al., 2008b), в которой впервые была предложена методология оценивания анализируемых величин с помощью обобщенного метода моментов в рамках минимизации теоретических и эмпирических кросс-ковариаций потребления и дохода домохозяйств. Также к нему близка работа (Gorodnichenko et al., 2010), в которой эмпирическое исследование строилось на данных по российским домохозяйствам. Однако существует ряд важных отличий. Во-первых, в настоящей работе используются новые статистические данные. Во-вторых, проводится анализ механизмов снижения чувствительности потребления к шокам дохода в разных социальных группах, что ранее не делалось. В-третьих, учтено влияние на вариацию дохода реакции индивида на транзитивный шок (эндогенизация шока): величина наблюдаемого шока зависит от того, как индивид на него отреагировал (Low et al., 2010). Кроме того, рассчитаны стандартные ошибки оценок параметров, что не было сделано в (Gorodnichenko et al., 2010), но теперь позволяет говорить о статистической значимости оценок.

Полученные результаты важны с точки зрения изучения природы волатильности доходов и потребления, с которой сталкиваются домохозяйства. Из представленных оценок следует, что основной вклад в дисперсии приростов потребления и доходов вносят их транзитивные компоненты. Для потребления вклад транзитивных шоков составляет около 80%, а для дохода — 65–70%. Кроме того, обнаружена гетерогенность чувствительности потребления к шокам в разных социальных группах: с высшим образованием и без него, пожилые и молодые, крупные и небольшие, проживающие вне города и городские. Полученные различия в чувствительности открывают возможности для эффективной таргетированной социальной политики.

Работа организована следующим образом. Во втором разделе представлен обзор литературы, в которой описана зависимость изменения потребления домохозяйств от временных и постоянных шоков дохода на основе спецификаций (Hall, 1978) и (Blundell et al., 2008b). В третьем разделе описана структура данных, на основе которых проведено исследование, в четвертом разделе представлена эконометрическая спецификация, а в пятом приводятся результаты эконометрического анализа.

2. Обзор литературы

Одной из первых работ, в которых описывалась зависимость уровня потребления от дохода, является (Keynes, 1936). В теории Кейнса потребление представлено как функция от автономного потребления и располагаемого дохода с некоторой предельной склонностью к потреблению. Из данной зависимости следует один из основных выводов теории: средняя склонность к потреблению падает с ростом располагаемого дохода. Тем не менее, эмпирические исследования не подтвердили такой вывод. В частности, анализируя временные ряды, Kuznets (1946)

показал, что в период роста располагаемых доходов в США средняя склонность к потреблению оставалась неизменной. Таким образом, экономические агенты потребляют постоянную долю дохода вне зависимости от его изменений, что противоречит выводу Кейнса. Данный эмпирический парадокс объясняется сглаживанием потребления в течение жизни.

Базовые теории, описывающие поведение экономического агента, сглаживающего свое потребление — теория перманентного дохода (Friedman, 1957) и теория жизненного цикла (Modigliani, 1966). В них предполагается, что при принятии решения о величине потребления экономический агент ориентируется на усредненный в течение жизни поток доходов, а не на величину текущего располагаемого дохода, тем самым снижая волатильность потребления.

Friedman (1957) такое поведение объясняет в терминах перманентных и транзитивных доходов. Первый из них — усредненный (ожидаемый) в течение жизни доход экономического агента, зависящий от уровня его человеческого капитала. Второй — временный, «случайный» доход. Для того чтобы поддерживать величину потребления на неизменном уровне, экономический агент потребляет только долю от перманентного дохода и не реагирует на транзитивный. Из теории перманентного дохода следует, что средняя склонность к потреблению равна предельной и остается неизменной с течением времени, что объясняет эмпирические оценки (Kuznets, 1946). Кроме того, Friedman (1957) показал, что регрессия потребления на текущий располагаемый доход приводит к смещенным оценкам предельной склонности к потреблению, т. к. в текущий располагаемый доход входит транзитивный доход (который экономический агент игнорирует при принятии решения о величине потребления), что обуславливает наличие ошибки измерения в регрессоре и, соответственно, приводит к смещенным оценкам, полученным с помощью МНК.

Вторая теория (Modigliani, 1966) представляет поведение экономического агента с точки зрения периодов его жизненного цикла. Предполагается, что доход агента описывается параболической зависимостью от возраста. Сглаживая потребление в течение жизни, экономический агент накапливает сбережения в молодости, в период роста доходов, и тратит в старости, в период их падения. После выхода на пенсию экономический агент не имеет дохода и тратит исключительно накопленные сбережения. Таким образом, он распределяет ресурсы во времени посредством сбережений для того, чтобы сохранить величину потребления неизменной.

Дальнейшее развитие данной теории получили в работе (Hall, 1978), где в модель поведения экономического агента добавлена неопределенность. Автор формально описал процесс принятия домохозяйством решения о величине потребления C_t в терминах ожидаемых величин при предположении о квадратичной функции полезности от потребления и экзогенно заданном стохастическом процессе дохода Y_t . Так, предполагается, что домохозяйство максимизирует ожидаемое благосостояние на бесконечном горизонте планирования:

$$\max_{C_t, a_{t+1}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t \left(b_1 C_t + \frac{b_2 C_t^2}{2} \right), \quad (1)$$

при бюджетном ограничении $a_{t+1} + C_t = (1+r)a_t + Y_t$,

где E_t , $t \geq 0$ — оператор условного математического ожидания на основе всей доступной информации на момент времени t , ρ — субъективный фактор дисконтирования, b_1 и b_2 — параметры функции полезности, a_t — стоимость активов на начало периода времени t , r — ставка процента.

Из уравнения Эйлера, а также предполагая, что $(1+r)\rho=1$ (равенство субъективного фактора дисконтирования валовому проценту на рынке активов), Hall (1978) выводит, что процесс оптимального потребления экономического агента в задаче (1) удовлетворяет следующему условию:

$$C_t = E_t C_{t+1}. \quad (2)$$

Отсюда следует, что $C_t = E_t C_{t+j}$ для любого $j > 0$ вследствие свойств условного математического ожидания. Это один из основных выводов (Hall, 1978) — потребление является мартингалом. Содержательно это означает, что никакая дополнительная информация, помимо величины потребления, доступная индивиду в период t , не влияет на ожидаемую величину потребления во всех последующих периодах.

Величина потребления является функцией от всей приведенной стоимости потока доходов в течение жизни. Пусть a_t — стоимость активов в периоде t . Тогда потребление домохозяйств определяется как

$$C_t = ra_t + \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t Y_{t+j}, \quad (3)$$

где $E_t Y_{t+j}$ — ожидаемый доход экономического агента в периоде $t+j$ по информации, доступной на момент времени t .

Рассмотрим изменение потребления:

$$C_t - E_{t-1} C_t = ra_t - rE_{t-1} a_t + \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j (E_t - E_{t-1}) Y_{t+j} = \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j (E_t - E_{t-1}) Y_{t+j}. \quad (4)$$

В связи с тем, что $a_t = E_{t-1} a_t$, т. к. решение о величине a_t было сделано в момент времени $t-1$ (см. бюджетное ограничение в (1)), прирост потребления можно записать в виде

$$\Delta C_t = \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j (E_t - E_{t-1}) Y_{t+j}. \quad (5)$$

Пусть процесс формирования дохода описывается следующим стохастическим уравнением:

$$Y_t = Y_t^p + \omega_t, \quad (6)$$

где Y_t^p — постоянный доход, ω_t — ошибка с $E_t \omega_{t+j} = 0$ для всех $j > 0$.

Пусть также постоянный доход описывается процессом случайного блуждания (MacCurdy, 1982):

$$Y_t^p = Y_{t-1}^p + \delta_t, \quad (7)$$

где δ_t — ошибка с $E_t \delta_{t+j} = 0$ для всех $j > 0$.

Тогда изменение дохода описывается формулой

$$\Delta Y_t = \delta_t + \omega_t - \omega_{t-1}. \quad (8)$$

В данной спецификации постоянным шоком является δ_t , который вызывает разовое изменение дохода в периоде t и затем сохраняется во всех последующих периодах. Транзитивным является шок ω_t , влияние которого на доход исчезает в следующем периоде.

Тогда изменение потребления принимает вид

$$\Delta C_t = \frac{r}{1+r} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j \delta_t + \left(\frac{1}{1+r} \right)^0 \omega_t \right] = \delta_t + \frac{r}{1+r} \omega_t, \quad (9)$$

т. к. $E_{t-1} Y_t = Y_{t-1}^p$.

Таким образом, чувствительность изменения потребления к постоянному шоку — единичная, к транзитивному — $\frac{r}{1+r}$. Потребление риск-нейтрального домохозяйства в модели

(Hall, 1978) оказывается чувствительным (хотя и слабо) к транзитивному доходу, что требует некоторого ослабления предположений теории перманентного дохода Фридмана (Friedman, 1957), в которой потребление зависит только от постоянной компоненты.

В работе (Blundell et al., 2008b) анализ потребительского поведения домохозяйств строился в рамках CRRA функции полезности V_t от потребления в момент времени t :

$$V_t = \frac{C_t^{1-\kappa} - 1}{1-\kappa}. \quad (10)$$

CRRA функция полезности снимает ряд нереалистичных ограничений (нейтральность к риску и единичную эластичность потребления по постоянному шоку дохода), накладываемых квадратичной функцией полезности.

Уравнение Эйлера в данном случае не имеет аналитического решения, но возможна его аппроксимация. Итоговая спецификация прироста потребления выглядит следующим образом:

$$\Delta c_t = \eta_t + v_t, \quad (11)$$

$$c_t = \log(C_t), \quad (12)$$

где Δc_t — очищенный от индивидуальных характеристик прирост потребления в логарифмах, v_t — стохастическая индивидуальная компонента, η_t — шок потребления. Переход к логарифмам связан с линеаризацией уравнения Эйлера.

Можно показать, что шок потребления η_t является суммой транзитивного ω_t и постоянного δ_t шоков дохода с некоторыми параметрами чувствительности (для полного вывода см. (Blundell et al., 2008a)):

$$\eta_t = \psi(\delta_t + \gamma \omega_t). \quad (13)$$

Таким образом, чувствительность изменения потребления к шоку постоянного дохода не равна единице, как получалось в случае квадратичной функции полезности, а характеризуется параметром $\psi \leq 1$. В этом случае говорится об избыточном сглаживании (excess smoothness) по сравнению с базовым случаем самострахования с помощью накопленных сбережений (Campbell, Deaton, 1989). Кроме того, предполагается, что $\gamma < 1$, т.е. чувствительность к шоку постоянного дохода выше, чем к шоку транзитивного. Тогда итоговая спецификация динамики потребления выглядит следующим образом:

$$\Delta c_t = \psi \delta_t + \alpha \omega_t + v_t, \quad \alpha = \gamma \psi. \quad (14)$$

Спецификация модели (Blundell et al., 2008b) открывает простор для интерпретации чувствительности потребления к шокам дохода с точки зрения различных механизмов ее снижения. В литературе выделяется несколько таких механизмов. Во-первых, это собственные механизмы страхования: товары длительного пользования и накопленные денежные ресурсы. В первом случае, когда происходит негативный шок дохода, при наличии ограниченного доступа к рынкам заемных средств запасы товаров длительного пользования сокращаются для того, чтобы поддержать уровень потребления неизменным (Browning et al., 2003). Низкая ликвидность товаров длительного пользования делает их несовершенным механизмом страхования. Во втором случае механизмом страхования от шоков дохода выступают накопленные сбережения, которые тратятся в случае негативных шоков. Основной стимул к самострахованию — мотив предосторожности (Caballero, 1990), который подразумевает, что в период большей волатильности доходов домохозяйство будет сберегать большую часть своего дохода для того, чтобы страховать от возможных негативных шоков. Механизмы самострахования имеют высокую дифференциацию по доходным группам. У богатых объем накопленных сбережений может быть достаточен, чтобы страховать даже от постоянных шоков, в то время как бедные в большей степени ориентируются на внешние механизмы страхования потребления (Blundell et al., 2008b). Этот мотив к сбережениям многие исследователи рассматривают во взаимосвязи с социальными трансфертами как механизм дополнительного страхования потребления (Kotlikoff, 1986). Социальные трансферты могут замещать механизмы самострахования: когда экономический агент знает, что негативный шок дохода будет компенсирован социальными трансфертами, он начинает меньше сберегать (Engen, Gruber, 2001).

Домохозяйства распределяют ресурсы во времени с помощью рынков кредитования, тем самым сглаживая потребление. Именно несовершенство рынка заемных средств объясняет наличие избыточной чувствительности потребления к транзитивным шокам дохода (Hall, Mishkin, 1982). Провалы данного рынка могут компенсироваться через частные займы (Kotlikoff, Spivak, 1981). Происходит распределение активов между домохозяйствами, которые помогают им страховать от транзитивных шоков. Некоторые авторы рассматривали рынки страхования не как экзогенно заданные, но как возникающие вследствие высокой волатильности доходов и необходимости страховать потребление (Kueger, Perri, 2006). При этом наличие больших долговых обязательств у домохозяйства повышает его чувствительность к транзитивному шоку, т.к. регулярные платежи по долгам мешают сглаживать потребление.

Attanasio, Pavoni (2007) объясняют частичную застрахованность потребления от постоянных шоков дохода с точки зрения асимметрии информации относительно величины активов у домохозяйства. Под асимметрией информации понимается наличие у домохозяйства

скрытого доступа к рынкам кредитования. Авторы интерпретируют уровень чувствительности потребления к постоянному шоку как степень серьезности информационных проблем.

Возможно, что шок дохода, который наблюдает исследователь, не является таковым для домохозяйства — последнее его ожидает, т. е. домохозяйство получает информацию о будущем событии до того, как оно реализовалось. В таком случае снижение чувствительности потребления к шокам объясняется в рамках прогнозирования (Campbell, Deaton, 1989; Primiceri, Thijs, 2009). Потребление домохозяйства отреагирует на информацию об изменении дохода в будущем в меньшей степени по сравнению с изменением в текущий момент времени из-за дисконтирования будущей полезности. Например, домохозяйство, ожидая, что в следующем периоде один из его членов получит высшее образование и доход домохозяйства вырастет, изменит величину потребления уже в текущем периоде, но в меньшей степени, чем в случае с неожиданным шоком.

Возможен случай, когда рынки страхования являются полными. Теория полных рынков предполагает, что домохозяйство имеет портфель страховок Эрроу–Дебре (Arrow–Debreu security) от всех возможных шоков, т. е. потребление домохозяйства полностью застраховано от любых шоков дохода, и его чувствительность к каким-либо изменениям дохода нулевая. Однако гипотеза наличия полных рынков не подтверждается на данных (Attanasio, Davis, 1996; Cochrane, 1991).

Как следует из проведенного обзора литературы, методы моделирования потребительского поведения домохозяйств претерпели существенные изменения. Если в 1960-х гг. была заложена основа детерминистической теории потребления экономических агентов, то в дальнейшем были развиты ее стохастические расширения. В современных исследованиях особое внимание уделяется страхованию потребления с помощью финансовых рынков и трансфертов. основополагающей работой в этой области является работа (Blundell et al., 2008b), методология которой применяется в настоящей работе.

В последнее время особое внимание уделяется также моделированию существенной гетерогенности домохозяйств, связанной, в частности, с ограничением ликвидности (Cho et al., 2019).

3. Описание данных

В работе используются данные RLMS HSE по домохозяйствам и индивидам в России, которые отражают результаты опросов домохозяйств и имеют панельную структуру. Каждое домохозяйство наблюдается за несколько периодов времени, что позволяет отслеживать изменения его характеристик.

Для расчета величины текущего потребления были агрегированы расходы 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. Под товарами длительного пользования понимаются все товары, период потребления которых больше 30 дней. В качестве величины дохода использовались показатели совокупного или трудового доходов. Включение тех или иных расходов в группу потребительских товаров всегда является спорным решением. Например, стиральная машина или автомобиль, которые формально являются товарами длительного пользования, являются субститутами для прачечных услуг и расходов на общественный транспорт, которые

включены в группу товаров текущего потребления. В настоящей работе расходы на покупку бытовой техники и транспортных средств отнесены к покупкам товаров длительного пользования, как это делается в (Blundell et al., 2008b) и (Gorodnichenko et al., 2010).

База данных по индивидам связана с базой по домохозяйствам через номер домохозяйства, уникальный для каждой волны обследования. Из нее взяты данные о количестве взрослых членов домохозяйства и детей, регионе проживания, типе населенного пункта, среднем возрасте членов и уровне образования. Это те наблюдаемые характеристики, которые определяют величину дохода и потребления данного домохозяйства. Показатели доходов и потребления представлены в ценах 2016 г.

Величина расходов подвержена ошибкам измерения (Blundell et al., 2008b; Bound, Krueger, 1989). Данная проблема частично решается через оценку параметра транзитивного потребления, который включает в себя ошибку измерения и не позволяет смешивать ее с величиной постоянных и транзитивных шоков дохода, однако наличие ошибки измерения не позволяет оценить величину транзитивного потребления отдельно.

Для того чтобы частично решить проблему ошибки измерения потребления, в работе используется метод заполнения пропущенных значений (Gorodnichenko et al., 2010) применительно к товарам текущего потребления, отличных от еды, т. к. их потребление наиболее подвержено ошибкам измерения, что приводит к значительному занижению соответствующих величин. Для каждого блага была оценена регрессия, отражающая зависимость логарифма расходов на данное благо от вектора характеристик домохозяйств.

В группу расходов c^{pred} , для которых производилось заполнение пропущенных значений, входили все расходы на товары и услуги, период потребления которых составлял 30 дней (Тратила ли Ваша семья в течение последних 30 дней деньги на...?).

Для каждой группы товаров j на первом шаге оценивалась регрессия

$$c_{j,i,t}^{pred} = \beta Char_{i,t} + \xi_{j,i,t}. \quad (15)$$

На втором шаге, для всех наблюдений, в которых ответ на вопрос «Тратила ли Ваша семья в течение последних 30 дней деньги на...?» был утвердительным либо отсутствовал, значения прогнозировались на основе регрессии первого шага, $\widehat{c_{j,i,t}^{pred}}$.

Этот метод позволил избавиться от экстремально низких значений потребления, к которым чувствителен логарифм и, следовательно, дисперсия логарифма потребления.

В данных опроса домохозяйств исследователь наблюдает непосредственно величину расходов, а не величину потребления. Для России характерна эта проблема несоответствия величин потребления и расходов, т. к. часть домохозяйств (чаще всего беднейшие) самостоятельно производит продукты питания. Поэтому значения дисперсии прироста потребления могут быть завышены.

Поскольку экстремальные значения, как результат ошибки измерения, неотделимы от высоких значений шоков, а дисперсия крайне чувствительна к экстремальным значениям, из выборки исключены те домохозяйства, у которых доходы за один год выросли более чем в 50 раз. Это позволило убрать экстремальные значения, не нарушив структуры доходов. В предыдущих исследованиях авторы вообще не ограничивали выборку на правом хвосте распределения (Blundell et al., 2008b; Gorodnichenko et al., 2010). Также из выборки были исключены наблюдения с нулевой величиной потребления или дохода.

Для сравнимости полученных результатов с предыдущими расчеты проводились для домохозяйств, глава семьи которых старше 25 и моложе 65 лет.

4. Эмпирическая спецификация модели

Расширим модель из раздела 2 на группы домохозяйств. Спецификация наблюдаемого дохода в данном исследовании имеет следующий вид (Blundell et al., 2008b; Gorodnichenko et al., 2010). Величина дохода домохозяйства $Y_{i,t}$ зависит от величины постоянного дохода $Y_{i,t}^P$, величины транзитивного дохода $\omega_{i,t}$, а также вектора характеристик домохозяйства $Char_{i,t}$:

$$Y_{i,t} = \exp(Char_{i,t}'\beta) Y_{i,t}^P \exp(\omega_{i,t}), \quad (16)$$

где $Char_{i,t} = (Size_{i,t}, Location_{i,t}, Education_{i,t}, Age_{i,t}, Job_{i,t})$, $Size_{i,t}$ — набор бинарных переменных для характеристик состава домохозяйства, $Location_{i,t}$ — набор бинарных переменных для территориального расположения домохозяйства, $Education_{i,t}$ — набор бинарных переменных для уровня образования, $Age_{i,t}$ — набор бинарных переменных для среднего возраста домохозяйства, $Job_{i,t}$ — бинарная переменная факта смены работы.

В данной модели шок дохода предполагается для индивида экзогенным. Тем не менее существуют работы, которые утверждают, что на изменение дохода влияет не только сам шок, но и реакция на него индивида, т.е. происходит эндогенизация шоков. Например, в (Low et al., 2010) авторы интерпретируют транзитивный шок дохода как предложение о понижении ставки заработной платы. Индивид может принять данное предложение или сменить место работы. Тогда, например, наблюдаемое изменение дохода может быть больше величины транзитивного шока, если индивид отказался от понижения ставки заработной платы и принял решение уволиться, чтобы найти другое место работы, что временно лишает его трудового дохода. Чтобы отразить данное обстоятельство, в регрессию была добавлена бинарная переменная $Job_{i,t}$ факта смены работы, учитывающая реакцию индивида на шок.

Вектор характеристик позволяет учесть изменения в уровне дохода, которые объясняются социальными и индивидуальными факторами: ростом дохода с возрастом, наличием высшего образования, большим числом людей в домохозяйстве, а также региональными различиями в уровне доходов.

Переход к логарифмической спецификации позволяет получить линейную зависимость:

$$\log(Y_{i,t}) = Char_{i,t}'\beta + \log(Y_{i,t}^P) + \omega_{i,t}. \quad (17)$$

Динамика логарифма постоянного дохода описывается процессом случайного блуждания (MacCurdy, 1982):

$$\log(Y_{i,t}^P) = \log(Y_{i,t-1}^P) + \delta_{i,t}, \quad (18)$$

где $\delta_{i,t}$ — индивидуальный шок постоянного дохода.

Шоки $\delta_{i,t}$ и $\omega_{i,t}$ имеют некоторое распределение, у которого существует конечный четвертый момент, необходимый для сходимости оценок. Рациональный индивид в точности

знает процесс образования его дохода. На основе данного процесса он принимает решение о величине потребления.

Для того чтобы избавиться от влияния характеристик на доход и перейти к индивидуальным шокам, доход очищается от характеристик с помощью регрессии на вектор характеристик и набор бинарных переменных для каждого года:

$$\log(Y_{i,t}) = Char'_{i,t} \beta^{YP} + \theta' Year_t + y_{i,t}, \quad (19)$$

где $Year_t$ — набор бинарных переменных для каждого года.

Тогда остатки в модели имеют вид

$$y_{i,t} = \log(Y_{i,t}^P) + \omega_{i,t}. \quad (20)$$

Переход к приростам остатков дохода позволяет избавиться от ненаблюдаемой величины постоянного дохода, оставляя только значение постоянного шока:

$$\Delta y_{i,t} = \delta_{i,t} + \omega_{i,t} - \omega_{i,t-1}. \quad (21)$$

Величина потребления также очищается с помощью регрессии на вектор характеристик и набор бинарных переменных для каждого года. Это связано, в частности, с тем, что при оценке параметров предпосылка о том, что $(1+r)\rho = 1$, является слишком жесткой. Часть изменения процентной ставки r (можно предположить ее зависимой от времени), параметра дисконтирования ρ , а также предпочтений домохозяйств объясняется вектором наблюдаемых характеристик:

$$\log(C_{i,t}) = Char'_{i,t} \beta^C + Year'_t \theta + c_{i,t}, \quad (22)$$

где $C_{i,t}$ — расходы домохозяйства.

На основе модели (Blundell et al., 2008b) прирост остатков описывается как функция от шоков дохода с некоторыми параметрами чувствительности:

$$\Delta c_{i,t} = \psi \delta_{i,t} + \alpha \omega_{i,t} + v_{i,t}. \quad (23)$$

Теоретические моментные условия

После того как в модель были введены постоянные и транзитивные шоки, возник вопрос их идентификации (Abowd et al., 1989; Attanasio, Pavoni, 2007; Blundell et al., 2008b; Blundell, Preston, 1998). Технически невозможно оценить значения самих шоков, поэтому оцениваются их вторые моменты.

Для того чтобы идентифицировать дисперсии постоянных и транзитивных шоков, а также параметры чувствительности потребления к шокам дохода, были подсчитаны эмпирические ковариации $\text{cov}(\Delta y_{i,t}, \Delta y_{i,t+s})$, $\text{cov}(\Delta c_{i,t}, \Delta c_{i,t+s})$, $\text{cov}(\Delta c_{i,t}, \Delta y_{i,t+s})$, где $s \in [0, q]$, а q — наибольший возможный лаг потребления или дохода. Каждую такую ковариацию (в момент времени t) можно представить в виде некоторой линейной комбинации дисперсий транзитивных и постоянных шоков, а соответствующие равенства рассматривать как набор моментных условий. После этого минимизируется функция расстояния между векторами эмпирических и теоретических ковариаций.

Для спецификаций (21) и (23) теоретические моментные условия выглядят следующим образом:

$$\text{var}(\Delta y_{i,t}) = \text{var}(\delta_{i,t}) + \text{var}(\omega_{i,t}) + \text{var}(\omega_{i,t-1}), \quad (24)$$

$$\text{cov}(\Delta y_{i,t}, \Delta y_{i,t+1}) = -\text{var}(\omega_{i,t}), \quad (25)$$

$$\text{cov}(\Delta c_{i,t}, \Delta y_{i,t}) = \psi \text{var}(\delta_{i,t}) + \alpha \text{var}(\omega_{i,t}), \quad (26)$$

$$\text{cov}(\Delta c_{i,t}, \Delta y_{i,t+1}) = -\alpha \text{var}(\omega_{i,t}), \quad (27)$$

$$\text{var}(\Delta c_{i,t}) = \psi^2 \text{var}(\delta_{i,t}) + \alpha^2 \text{var}(\omega_{i,t}) + \text{var}(v_{i,t}). \quad (28)$$

Таким образом, модель имеет вид $m = f(\Lambda) + Y$, где m — вектор эмпирических ковариаций, $f(\Lambda)$ — вектор параметров, Y — вектор отклонений.

Значения параметров находятся путем минимизации квадрата нормы отклонения вектора теоретических моментных условий от вектора эмпирических по всем значениям параметров Λ , т.е. $\min_{\Lambda} (m - f(\Lambda))^T (m - f(\Lambda))$.

В данной работе для каждого момента времени оцениваются дисперсии постоянного и транзитивного шоков дохода — $\text{var}(\delta_{i,t})$ и $\text{var}(\omega_{i,t})$ соответственно, дисперсии транзитивного потребления — $\text{var}(v_{i,t})$, а также параметры чувствительности потребления к постоянным и транзитивным шокам дохода — ψ и α соответственно.

Таблица 1. Оценки различных спецификаций динамики потребления

Спецификация	Оценки параметров
1. $\Delta c_{i,t} = \delta_{i,t} + \alpha \omega_{i,t} + v_{i,t}$	$\psi = 1, \alpha = 0.093^{***}$ (0.009)
2. $\Delta c_{i,t} = \psi \delta_{i,t} + \alpha \omega_{i,t} + v_{i,t}$	$\psi = 0.644^{***}, \alpha = 0.120^{***}$ (0.015) (0.009)
3. $\Delta c_{i,t} = \psi \delta_{i,t} + \alpha (\omega_{i,t} - \omega_{i,t-1}) + v_{i,t} - v_{i,t-1}$	$\psi = 0.700^{***}, \alpha = 0.076^{***}$ (0.013) (0.009)

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки. Все коэффициенты значимо отличны от нуля. *** — значимость на 1%-ном уровне.

В работе оценены три различные спецификации динамики потребления при неизменной динамике дохода (21). В первом случае (спецификация 1 из табл. 1) потребление реагирует на перманентный шок дохода с единичной эластичностью. Данная спецификация является наиболее упрощенной и следует из квадратичной функции полезности экономического агента. Вторая спецификация является в данной работе основной и полностью повторяет спецификацию из работы (Blundell et al., 2008b). В этом случае в модель добавляется параметр чувствительности потребления к постоянному шоку дохода. Оценка данного параметра равна 0.644, что означает излишнюю «жесткость» ограничений первой спецификации. Из первых двух спецификаций следует отсутствие корреляции между $\Delta c_{i,t}$ и $\Delta c_{i,t+1}$, что не наблюдается на реальных данных. Одно из возможных преодолений данного недостатка — добавление лага транзитивного шока в динамику потребления (спецификация 3 из табл. 1).

Вследствие такого изменения чувствительность к транзитивному шоку снижается. В каждой из оцененных спецификаций параметр α равен примерно 0.1, т. е. потребление домохозяйств слабо чувствительно к транзитивным шокам дохода.

На рисунке 1 приведены графики динамики оценок дисперсий шоков дохода и потребления (темные линии) с границами 95%-ных доверительных интервалов (светло-серые линии), которые построены на основе спецификации 2 из табл. 1.

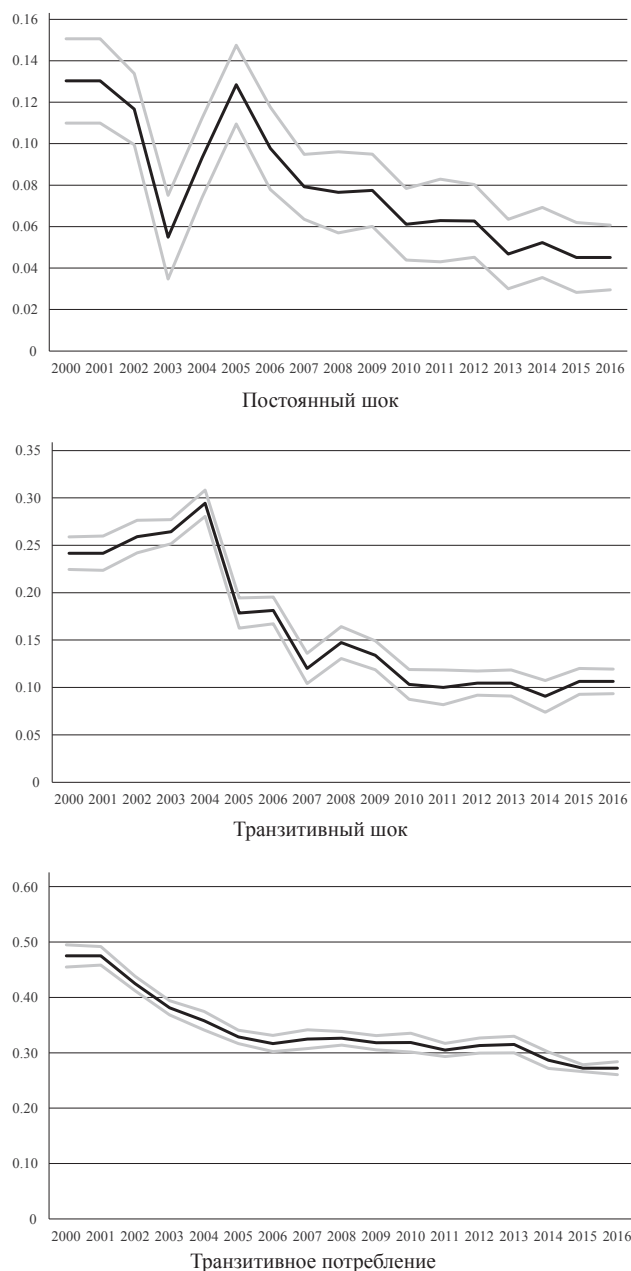


Рис. 1. Динамика оценок дисперсий шоков дохода и потребления

Видно, что все показатели демонстрируют снижающиеся тренды. Дисперсия транзитивного шока на протяжении всего периода исследования превышала дисперсию постоянного шока. Кроме того, дисперсия транзитивного потребления превышает дисперсии шоков дохода.

Особый интерес представляет резкое снижение дисперсии постоянного шока и одновременный рост дисперсии транзитивного шока в 2000–2004 гг., что может объясняться рядом налоговых реформ, проведенных в это время в России. В период проведения реформ домохозяйства воспринимали соответствующие меры как временное решение проблем дефицита бюджета, а шоки дохода — как транзитивные. Поскольку меры оказались достаточно долгосрочными и ожидания населения не оправдались, показатели стали демонстрировать обратную динамику.

Различные спецификации приростов потребления и дохода не оказывают большого влияния на общий тренд параметров (соответствующие графики по спецификациям 1 и 3 не представлены), отличаясь только в абсолютных значениях, что говорит об устойчивости результатов.

Все остальные оценки проведены для спецификаций (21) и (23):

$$\Delta c_{i,t} = \psi \delta_{i,t} + \alpha \omega_{i,t} + v_{i,t}, \quad \Delta y_{i,t} = \delta_{i,t} + \omega_{i,t} - \omega_{i,t-1}.$$

Транзитивные шоки составляют в среднем около 65–70% вариации прироста доходов, что говорит о высоком уровне волатильности доходов в РФ (см. рис. 2). Структура дисперсии прироста доходов остается практически неизменной за весь период наблюдения. В работе (Gorodnichenko et al., 2010) получен такой же вклад транзитивных шоков для дисперсии прироста доходов в России в 1995–2005 гг.

Вклад дисперсии транзитивного потребления в общую дисперсию потребления стабильно высок на всем периоде наблюдения и составляет порядка 80% (см. рис. 3). Это связано с тем, что данный параметр включает в себя не только «случайные» покупки индивида, но и ошибки измерения, изменения предпочтений индивида, а также потребление из незарегистрированного дохода. Все эти компоненты невозможно отделить друг от друга, т. к. моментных условий будет меньше, чем оцениваемых параметров. При этом транзитивное потребление не влияет на значения дисперсий постоянного и транзитивного шоков.

Далее оценивались спецификации (21) и (23) для различных типов дохода и потребления.

Таблица 2 предоставляет обширное поле для различных сравнений. Во-первых, потребление товаров текущего пользования менее чувствительно к постоянным шокам трудового дохода по сравнению с чувствительностью к постоянным шокам совокупного дохода. Чувствительность потребления к постоянному шоку трудового дохода достаточно низкая: только 39% от данного шока будет потреблено. Этот факт может быть объяснен в рамках мотива предосторожности: высокий уровень волатильности трудового дохода стимулирует домохозяйства сберегать большую часть постоянного шока трудового дохода. Так как оценка дисперсии прироста трудового дохода в среднем выше, чем совокупного (см. таблицы П1 и П2 в Приложении), чувствительность потребления к шокам совокупного дохода выше, чем к шокам трудового. Этот эффект — снижение дисперсии доходов и рост чувствительности к постоянному шоку — сохраняется и для промежуточной величины доходов, в которую входят трудовой доход и государственные трансферты (см. таблицы П1 и П3 в Приложении). Также возможно существование страхования через трудовые контракты, которые компенсируют шоки трудового дохода через незарегистрированный доход.

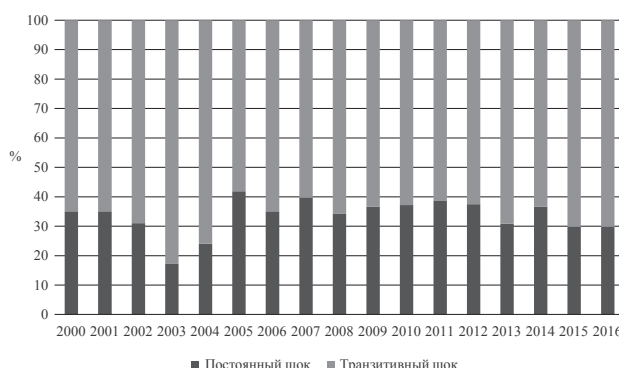


Рис. 2 Декомпозиция оценки дисперсии прироста доходов

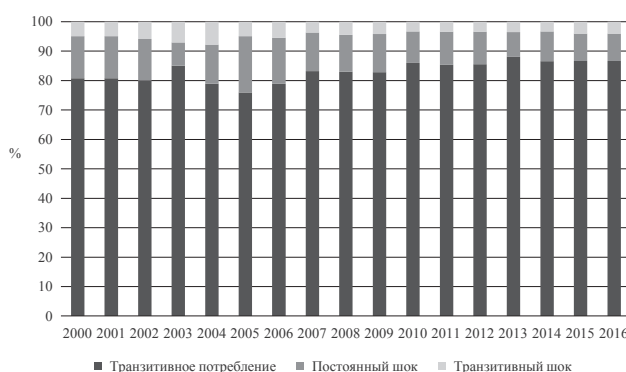


Рис. 3. Декомпозиция оценки дисперсии прироста потребления

Кроме того, чувствительность к транзитивному шоку остается неизменной при добавлении государственных трансфертов к трудовому доходу. Тем самым государственные трансферты не позволяют домохозяйствам страховать от временных колебаний дохода.

Что касается совокупного потребления, в которое включены товары длительного пользования, то оно более чувствительно к постоянным шокам трудового дохода, чем потребление товаров текущего пользования. Это означает, что домохозяйства тратят свои дополнительные доходы (которые считают постоянными) на покупку товаров длительного пользования. Возможно, это связано с тем, что они рассматривают такие покупки как механизм страхования текущего потребления от шоков дохода (Blundell et al., 2008b; Browning et al., 2003).

Полученные результаты схожи с результатами работы (Мамедли, Синяков, 2018), в которой авторы показали, что домохозяйства в России сглаживают в среднем около 50% шока дохода. Однако в этой работе не проводилось различия между чувствительностями к транзитивным и к постоянным шокам, вследствие чего показатель сглаживания несколько ниже чувствительности к постоянному шоку и выше чувствительности к транзитивному шоку, оцененных в настоящей работе.

Таблица 2. Оценки чувствительности потребления к шокам дохода и дисперсий дохода и потребления

	Текущее потребление + совокупный доход (базовая спецификация)	Текущее потребление + трудовой доход	Текущее потребление + трудовой доход + государственные трансферты	Текущее потребление + товары длительного пользования + трудовой доход
ψ	0.644*** (0.015)	0.395*** (0.013)	0.547*** (0.014)	0.473*** (0.014)
α	0.120*** (0.009)	0.088*** (0.009)	0.109*** (0.009)	0.108*** (0.010)
Диапазон оценок дисперсий прироста дохода на периоде 2001–2016	0.238–0.666	0.259–0.651	0.238–0.666	0.229–0.643
Диапазон оценок дисперсий прироста потребления на периоде 2001–2016	0.282–0.532	0.271–0.459	0.283–0.552	0.359–0.530

Примечание. ψ — параметр чувствительности потребления к постоянному доходу, α — параметр чувствительности потребления к транзитивному доходу. В скобках указаны стандартные ошибки. Стандартные ошибки для оценок дисперсий см. в табл. П1–П4 в Приложении. *** — значимость на 1%-ном уровне.

Перейдем к анализу таблицы 3.

Крупные семьи, в составе которых больше пяти человек, имеют пониженную чувствительность к постоянному шоку и повышенную к транзитивному по сравнению с мелкими семьями. В данном случае работает эффект дополнительного работника (Stephens, 2002): постоянный шок дохода одного из членов домохозяйства стимулирует остальных к компенсации данного шока в будущем. Домохозяйство покрывает часть данного шока из накопленных

Таблица 3. Чувствительность текущего потребления к шокам совокупного дохода для разных социальных групп

Параметры чувствительности	Тип домохозяйств			
	Крупные (больше 5 чел.)	Мелкие (меньше 5 чел.)	Пожилые (глава старше 60 лет)	Молодые (глава моложе 60 лет)
ψ	0.332*** (0.013)	0.599*** (0.014)	0.969*** (0.019)	0.641*** (0.015)
α	0.289*** (0.012)	0.113*** (0.01)	0.135*** (0.012)	0.120*** (0.009)
	Городские	Сельские (вне города)	Глава с высшим образованием	Глава без высшего образования
ψ	0.692*** (0.015)	0.609*** (0.015)	0.428*** (0.012)	0.701*** (0.016)
α	0.086*** (0.009)	0.137*** (0.009)	0.136*** (0.009)	0.104*** (0.009)

Примечание. ψ — параметр чувствительности потребления к постоянному доходу, α — параметр чувствительности потребления к транзитивному доходу. В скобках — стандартные ошибки. *** — значимость на 1%-ном уровне.

сбережений, т. к. ожидает дополнительный доход от других членов домохозяйства. При этом большое число членов домохозяйства увеличивает потребность в постоянных текущих расходах, что заставляет домохозяйство потреблять большую часть транзитивного шока по сравнению со всем населением в целом.

Домохозяйства, в которых глава старше 60 лет, демонстрируют повышенную чувствительность к постоянным шокам дохода. Изменение параметров чувствительности с возрастом объясняется двумя эффектами: накопленного богатства и уменьшения горизонта сглаживания. Эти эффекты компенсируют друг друга: в первом случае чувствительность потребления к шокам дохода растет, во втором — снижается. В нашем случае эффект снижения горизонта сглаживания доминирует над чувствительностью к постоянному шоку, и она растет.

Реакция потребления городского населения меньше в случае транзитивных шоков и больше — в случае постоянных. Это может быть связано с тем, что в городах лучше развиты финансовые рынки, которые позволяют домохозяйствам активно использовать займы, страхуясь тем самым от временных шоков дохода. Меньшая чувствительность сельского населения к постоянным шокам может объясняться тем, что в сельской местности преобладают крупные домохозяйства и работает механизм, описанный выше.

Домохозяйство, глава семейства которого имеет высшее образование, менее чувствительно к шокам постоянного дохода по сравнению с теми, где глава не имеет высшего образования, из-за того, что для образованных индивидов постоянные шоки (например, повышение квалификации) в большей степени прогнозируемы, чем для домохозяйств без высшего образования. Потребление же в меньшей степени реагирует на ожидаемые шоки. Кроме этого, высшее образование облегчает доступ к рынкам кредитования.

Динамика параметров чувствительности

Особый интерес представляет не только усредненные по периодам значения параметров чувствительности к шокам дохода, но и их динамика. Предположим, что оба параметра чувствительности могут меняться во времени:

$$\Delta c_{i,t} = \psi_t \delta_{i,t} + \alpha_t \omega_{i,t} + \nu_{i,t}. \quad (29)$$

Прямая оценка данных параметров не дает интерпретируемых результатов. Для того чтобы выявить среднесрочные тенденции параметров чувствительности, аппроксимируем их динамику кусочно-постоянной функцией, т. е. будем считать, что ψ_t и α_t — константы, разные для четырех периодов времени: 2000–2003, 2004–2007, 2008–2011, 2012–2016 (см. рис. 4, на котором темные линии соответствуют точечным оценкам, а светло-серые — границам 95%-ных доверительных интервалов).

Видно, что оба параметра имеют схожую динамику роста до 2011 г. Данный рост чувствительности к шокам можно объяснить в рамках мотива предосторожности: потребление домохозяйств в большей степени реагирует на изменения дохода, когда волатильность обоих типов шоков снижается. При этом после 2011 г. чувствительность к транзитивному шоку продолжает расти, в то время как к постоянному — падает. Вместе со снижением волатильности постоянных шоков, данный факт можно интерпретировать как развитие механизмов страхования потребления (Kueger, Perri, 2006) именно от постоянных шоков дохода.

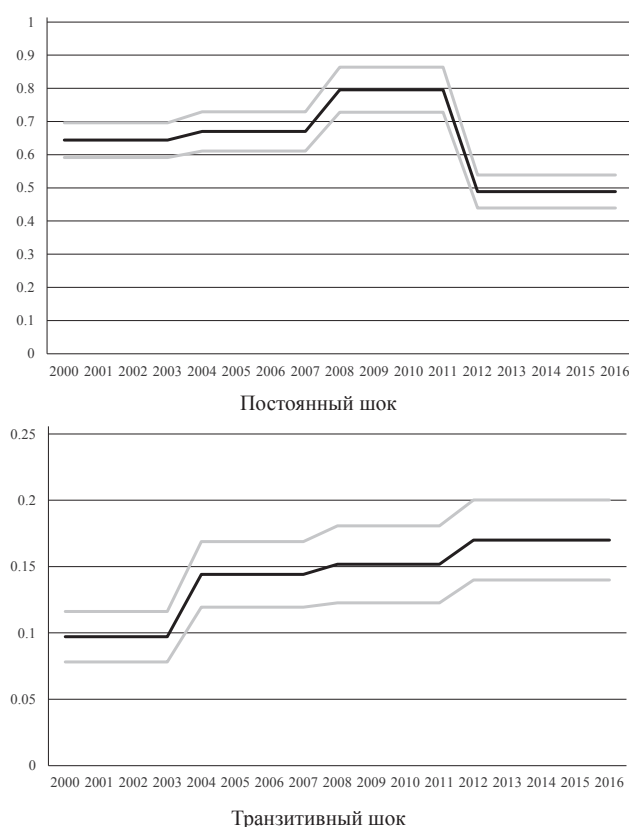


Рис. 4. Динамика чувствительности к постоянному и транзитивному шокам

5. Заключение

Данная работа представляет новые для России оценки волатильности постоянных и транзитивных шоков потребления и дохода, а также оценки параметров чувствительности потребления к данным типам шоков.

Волатильность доходов и потребления в РФ падает. Основной источник данного падения — снижение дисперсии транзитивных компонентов дохода и потребления. Вклад транзитивного компонента дохода в волатильность доходов составляет 65–70%, транзитивного компонента потребления в волатильность потребления — около 80%. Данные оценки соответствуют результатам работы (Gorodnichenko et al., 2010) по России 1995–2005 гг.

Эластичность текущего потребления по транзитивному совокупному доходу составила 0.120, по постоянному совокупному — 0.644. Представленные оценки в некотором смысле дополняют результаты работы (Мамедли, Синяков, 2018), которые не делили изменения дохода на транзитивную и постоянную характеристики, а получили «усредненное» значение, что домохозяйства потребляют только 50% шока дохода. Различия в чувствительности потребления к разным типам дохода (совокупному, трудовому, трудовому вместе с государственными трансфертами) можно объяснить через мотив предосторожности: чем более волатилен доход, тем менее чувствительно к нему потребление.

Результаты оценок для разных социальных групп следующие. Домохозяйства используют товары длительного пользования как механизм страхования потребления от постоянных шоков. Об этом свидетельствует рост чувствительности потребления к постоянному шоку дохода при добавлении в группу товаров потребления товаров длительного пользования. Домохозяйства, в которых его глава имеет высшее образование, лучше прогнозируют постоянные шоки, что понижает чувствительность потребления к ним (Primiceri, Thijs, 2009). Эффект дополнительного работника (Stephens, 2002) позволяет крупным домохозяйствам лучше страховаться от постоянных шоков дохода. Домохозяйства, в которых его глава старше 60 лет, меняют модель своего поведения, потребляя большую часть постоянного шока по сравнению со всем населением в целом. Городское население лучше застраховано от транзитивных шоков.

Чувствительность потребления к обоим типам шоков дохода растет с 2000 по 2011 г. вследствие снижения волатильности доходов. При этом после 2011 г. чувствительность к постоянному шоку дохода падает одновременно со снижением волатильности постоянного дохода, что объясняется развитием механизмов страхования от постоянных шоков в РФ. Чувствительность к транзитивному шоку продолжает расти.

Стоит отметить, что в рамках данного исследования технически невозможно провести декомпозицию оценки дисперсии транзитивного потребления на ошибку измерения, «случайные» покупки, изменение предпочтений домохозяйств и потребление из незарегистрированного дохода, что усложняет содержательную интерпретацию декомпозиции волатильности потребления. Кроме того, спецификация динамики потребления не позволяет проводить различие между реакцией на положительные и отрицательные шоки дохода.

Полученные результаты могут быть использованы в качестве рекомендаций регулирующим органам. Зная параметры реакции потребления на шоки дохода в разных социальных группах, необходимо таргетировать политику по данным группам. Например, повышенная чувствительность крупных домохозяйств или домохозяйств из сельской местности к транзитивным шокам дохода делает их основным объектом различных социальных трансфертов. Помимо этого, необходимо стимулировать механизмы самострахования, а также снижать общий уровень волатильности потребления и доходов.

В дальнейшем исследование может развиваться в нескольких направлениях. Определенный интерес представляет межстрановое сравнение чувствительности потребления к шокам дохода для разных социальных и доходных групп. Это позволит сравнить механизмы страхования в разных странах. Кроме того, важной задачей является декомпозиция транзитивного потребления с целью объяснения причин снижения волатильности потребления в РФ.

Список литературы

Мамедли М. О., Синяков А. А. (2018). Финансы домохозяйств в России: шоки дохода и сглаживание потребления. *Вопросы экономики*, 5, 69–91.

Abowd J. M., Card D., Mar N. (1989). On the covariance structure of earnings and hours changes. *Econometrica*, 57 (2), 411–445.

Attanasio O., Davis S. J. (1996). Relative wage movements and the distribution of consumption. *The Journal of Political Economy*, 104 (6), 1227–1262.

Attanasio O., Pavoni N. (2007). Risk sharing in private information models with asset accumulation: Explaining the excess smoothness of consumption. *NBER Working Paper*, No. 12994.

- Blundell R., Pistaferri L., Preston I. (2008a). Full web appendix to consumption inequality and partial insurance, 1–8. https://assets.aeaweb.org/asset-server/articles-attachments/aer/data/dec08/20050545_app.pdf.
- Blundell R., Pistaferri L., Preston I. (2008b). Consumption inequality and partial insurance. *The American Economic Review*, 98 (5), 1887–1921.
- Blundell R., Preston I. (1998). Consumption inequality and income uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (2), 603–640.
- Bound J., Krueger A. B. (1989). The extent of measurement error in longitudinal earnings data: Do two wrongs make a right? *NBER Working Paper*, No. 2885.
- Browning M., Crossley T. F., Weber G. (2003). Asking consumption questions in general purpose surveys. *Economic Journal*, 113 (491), 540–567.
- Caballero R. J. (1990). Consumption puzzles and precautionary savings. *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 113–136.
- Campbell J., Deaton A. (1989). Why is consumption so smooth? *The Review of Economic Studies*, 56 (3), 357–373.
- Cho Y., Morley J., Singh A. (2019). Household balance sheets and consumption responses to income shocks. *Working Papers 2019–11*. University of Sydney, School of Economics.
- Cochrane J. H. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, 99 (5), 957–976.
- Engen E. M., Gruber J. (2001). Unemployment insurance and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), 545–579.
- Friedman M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.
- Hall R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *The Journal of Political Economy*, 86 (6), 971–987.
- Hall R. E., Mishkin F. S. (1982). The sensitivity of consumption to transitory income: Estimates from panel data on households. *Econometrica*, 50 (2), 461–481.
- Keynes J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. Macmillan Cambridge University Press.
- Kotlikoff L. J. (1986). Social security: A financial appraisal across and within generations. *NBER Working Paper*, No. 1891.
- Kotlikoff L. J., Spivak A. (1981). The family as an incomplete annuities market. *Journal of Political Economy*, 89 (2), 372–391.
- Krueger D., Perri F. (2006). Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and theory. *The Review of Economic Studies*, 73 (1), 163–193.
- Kuznets S. (1946). *National income: A summary of findings*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Low B. H., Meghir C., Pistaferri L. (2010). Wage risk and employment risk over the life cycle. *The American Economic Review*, 100 (4), 1432–1467.
- MaCurdy T. E. (1982). The use of time series processes to model the error structure of earnings in a longitudinal data analysis. *Journal of Econometrics*, 18 (1), 83–114.
- Modigliani F. (1966). *The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital*. The Johns Hopkins University Press.

Primiceri G. E., Thijs V. R. (2009). Heterogeneous life-cycle profiles, income risk and consumption inequality. *Journal of Monetary Economics*, 56 (1), 20–39.

Stephens M. J. (2002). Worker displacement and the added worker effect. *Journal of Labor Economics*, 20 (3), 504–537.

Поступила в редакцию 27.02.2020;
принята в печать 16.03.2020.

Приложение

Таблица П1. Оценки дисперсии прироста трудового дохода и текущего потребления со стандартными ошибками (SE)

Год	$\text{var}(\Delta y)$	$\text{SE}(\text{var}(\Delta y))$	$\text{var}(\Delta c)$	$\text{SE}(\text{var}(\Delta c))$
2001	0.651	0.013	0.459	0.007
2002	0.621	0.019	0.430	0.006
2003	0.554	0.012	0.364	0.005
2004	0.645	0.015	0.345	0.006
2005	0.584	0.018	0.328	0.005
2006	0.410	0.009	0.332	0.005
2007	0.389	0.009	0.335	0.004
2008	0.344	0.008	0.336	0.004
2009	0.347	0.008	0.327	0.004
2010	0.329	0.008	0.324	0.004
2011	0.311	0.008	0.312	0.003
2012	0.315	0.008	0.320	0.004
2013	0.287	0.007	0.316	0.004
2014	0.271	0.008	0.289	0.003
2015	0.265	0.008	0.277	0.003
2016	0.259	0.007	0.271	0.003

Таблица П2. Оценки дисперсии прироста совокупного дохода и текущего потребления со стандартными ошибками (SE)

Год	$\text{var}(\Delta y)$	$\text{SE}(\text{var}(\Delta y))$	$\text{var}(\Delta c)$	$\text{SE}(\text{var}(\Delta c))$
2001	0.609	0.012	0.532	0.007
2002	0.622	0.017	0.477	0.007
2003	0.570	0.013	0.408	0.006
2004	0.666	0.015	0.401	0.006
2005	0.604	0.014	0.384	0.006
2006	0.455	0.012	0.360	0.006
2007	0.378	0.009	0.359	0.005
2008	0.337	0.008	0.360	0.004
2009	0.356	0.011	0.352	0.005

Окончание табл. П2

Год	var(Δy)	SE(var(Δy))	var(Δc)	SE(var(Δc))
2010	0.294	0.008	0.346	0.004
2011	0.265	0.007	0.332	0.004
2012	0.265	0.006	0.341	0.004
2013	0.258	0.007	0.336	0.003
2014	0.248	0.007	0.310	0.003
2015	0.240	0.007	0.292	0.003
2016	0.238	0.007	0.282	0.004

Таблица П3. Оценки дисперсии прироста трудового дохода + государственные трансферты и текущего потребления со стандартными ошибками (SE)

Год	var(Δy)	SE(var(Δy))	var(Δc)	SE(var(Δc))
2001	0.609	0.012	0.552	0.007
2002	0.621	0.016	0.490	0.007
2003	0.570	0.013	0.417	0.006
2004	0.666	0.015	0.408	0.006
2005	0.604	0.014	0.390	0.006
2006	0.608	0.014	0.366	0.006
2007	0.585	0.013	0.362	0.005
2008	0.501	0.011	0.362	0.005
2009	0.528	0.012	0.358	0.006
2010	0.478	0.010	0.349	0.005
2011	0.453	0.011	0.334	0.005
2012	0.433	0.010	0.341	0.004
2013	0.258	0.007	0.337	0.004
2014	0.248	0.007	0.311	0.003
2015	0.240	0.007	0.293	0.003
2016	0.238	0.007	0.283	0.004

Таблица П4. Оценки дисперсии прироста трудового дохода и совокупного потребления со стандартными ошибками (SE)

Год	var(Δy)	SE(var(Δy))	var(Δc)	SE(var(Δc))
2001	0.643	0.013	0.530	0.008
2002	0.487	0.019	0.446	0.007
2003	0.480	0.012	0.461	0.007
2004	0.425	0.015	0.425	0.007
2005	0.511	0.018	0.394	0.007
2006	0.409	0.009	0.422	0.005
2007	0.347	0.009	0.384	0.006
2008	0.349	0.007	0.391	0.005
2009	0.311	0.008	0.438	0.004

Окончание табл. П4

Год	$\text{var}(\Delta y)$	$\text{SE}(\text{var}(\Delta y))$	$\text{var}(\Delta c)$	$\text{SE}(\text{var}(\Delta c))$
2010	0.320	0.008	0.416	0.004
2011	0.280	0.008	0.359	0.004
2012	0.265	0.008	0.367	0.005
2013	0.276	0.007	0.381	0.004
2014	0.248	0.008	0.397	0.004
2015	0.236	0.008	0.382	0.004
2016	0.229	0.007	0.372	0.004

П. К. Коваль, А. В. Полбин

Koval P., Polbin V. Evaluation of permanent and transitory shocks role in consumption and income dynamics in the Russian Federation. *Applied Econometrics*, 2020, v. 57, pp. 6–29.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-57-6-29

Pavel Koval

Gaidar Institute, Moscow, Russian Federation;
pashakoval102007@gmail.com

Andrey Polbin

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

Evaluation of permanent and transitory shocks role in consumption and income dynamics in the Russian Federation

In this paper we estimated the parameters of household consumption sensitivity to permanent and transitory income shocks, as well as the evolution of the shocks' variance over time, using RLMS micro-data. Estimations were conducted for various types of income and consumption, as well as social groups. Large families, which are consist of more than five members, have a reduced sensitivity to permanent shock and an increased sensitivity to transitory one, comparing to small families. Households with a head over 60 show increased sensitivity to permanent income shocks. The reaction of urban population consumption is less for transitory shocks and greater for permanent one. Households with a high-educated head are less sensitive to permanent income shocks compared to those with a non-educated head.

Keywords: permanent shocks; transitory shocks; volatility; consumption; income; RLMS.

JEL classification: D1; E2.

References

- Mamedli M. O., Sinyakov A. A. (2018). Consumer finance in Russia: Income shocks and consumption smoothing. *Voprosy Ekonomiki*, 5, 69–91 (in Russian).
- Abowd J. M., Card D., Mar N. (1989). On the covariance structure of earnings and hours changes. *Econometrica*, 57 (2), 411–445.

Attanasio O., Davis S. J. (1996). Relative wage movements and the distribution of consumption. *The Journal of Political Economy*, 104 (6), 1227–1262.

Attanasio O., Pavoni N. (2007). Risk sharing in private information models with asset accumulation: Explaining the excess smoothness of consumption. *NBER Working Paper*, No. 12994.

Blundell R., Pistaferri L., Preston I. (2008a). Full web appendix to consumption inequality and partial insurance, 1–8. https://assets.aeaweb.org/asset-server/articles-attachments/aer/data/dec08/20050545_app.pdf.

Blundell R., Pistaferri L., Preston I. (2008b). Consumption inequality and partial insurance. *The American Economic Review*, 98 (5), 1887–1921.

Blundell R., Preston I. (1998). Consumption inequality and income uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (2), 603–640.

Bound J., Krueger A. B. (1989). The extent of measurement error in longitudinal earnings data: Do two wrongs make a right? *NBER Working Paper*, No. 2885.

Browning M., Crossley T. F., Weber G. (2003). Asking consumption questions in general purpose surveys. *Economic Journal*, 113 (491), 540–567.

Caballero R. J. (1990). Consumption puzzles and precautionary savings. *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 113–136.

Campbell J., Deaton A. (1989). Why is consumption so smooth? *The Review of Economic Studies*, 56 (3), 357–373.

Cho Y., Morley J., Singh A. (2019). Household balance sheets and consumption responses to income shocks. *Working Papers 2019–11*. University of Sydney, School of Economics.

Cochrane J. H. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, 99 (5), 957–976.

Engen E. M., Gruber J. (2001). Unemployment insurance and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), 545–579.

Friedman M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.

Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.

Hall R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *The Journal of Political Economy*, 86 (6), 971–987.

Hall R. E., Mishkin F. S. (1982). The sensitivity of consumption to transitory income: Estimates from panel data on households. *Econometrica*, 50 (2), 461–481.

Keynes J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. Macmillan Cambridge University Press.

Kotlikoff L. J. (1986). Social security: A financial appraisal across and within generations. *NBER Working Paper*, No. 1891.

Kotlikoff L. J., Spivak A. (1981). The family as an incomplete annuities market. *Journal of Political Economy*, 89 (2), 372–391.

Krueger D., Perri F. (2006). Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and theory. *The Review of Economic Studies*, 73 (1), 163–193.

Kuznets S. (1946). *National income: A summary of findings*. National Bureau of Economic Research, Inc.

Low B. H., Meghir C., Pistaferri L. (2010). Wage risk and employment risk over the life cycle. *The American Economic Review*, 100 (4), 1432–1467.

MaCurdy T. E. (1982). The use of time series processes to model the error structure of earnings in a longitudinal data analysis. *Journal of Econometrics*, 18 (1), 83–114.

Modigliani F. (1966). *The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital*. The Johns Hopkins University Press.

Primiceri G. E., Thijs V. R. (2009). Heterogeneous life-cycle profiles, income risk and consumption inequality. *Journal of Monetary Economics*, 56 (1), 20–39.

Stephens M. J. (2002). Worker displacement and the added worker effect. *Journal of Labor Economics*, 20 (3), 504–537.

Received 27.02.2020; accepted 16.03.2020.