

А. В. Ларин, А. Е. Новак, И. Е. Хвостова

Особенности динамики потребления в России: оценка на дезагрегированных данных^{1,2}

В работе исследуются особенности динамики потребления домохозяйств в России. Теоретическая модель предполагает, что текущее потребление может определяться как на основе уравнения Эйлера, так и на основе простого эмпирического правила. По данным панельного опроса домохозяйств RLMS–HSE за период с 2000 по 2011 гг. получены оценки эластичности межвременного замещения. Результаты работы позволяют говорить о том, что значительная часть домохозяйств при выборе потребления ориентируется на текущий доход, не реагируя на изменение процентных ставок по кредитам и депозитам.

Ключевые слова: уравнение Эйлера; дезагрегированные данные; эластичность межвременного замещения; RLMS–HSE.

JEL classification: E21; C23.

1. Введение

В современной экономической теории с момента появления гипотез постоянного дохода (Friedman, 1957) и жизненного цикла потребления (Modigliani, Brumberg, 1954) широко используется концепция сглаженного во времени потребления. В основе концепции лежит предпосылка о том, что экономические агенты распределяют свое потребление во времени с целью максимизировать полезность в течение всей жизни. Из задачи максимизации полезности вытекает условие первого порядка, которое описывается уравнением Эйлера. Такая форма описания предпочтений агентов впервые была предложена Робертом Халлом (Hall, 1978) и с тех пор часто встречается при моделировании динамики потребления домохозяйств.

Уравнение Эйлера представляет собой один из ключевых блоков динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE), которые на сегодняшний день находятся среди наиболее популярных инструментов анализа макроэкономических процессов (Obstfeld, Rogoff, 1995, 1998; Corsetti, Pesenti, 2001; Smets, Wouters, 2003, 2007). Большое число эмпирических работ используют простую функцию полезности с постоянным относительным коэффициентом неприятия риска. В такой постановке DSGE модели позволяют отследить влияние эластичности межвременного замещения на эффективность макроэкономической политики (Parrado, Velasco, 2002; Gali, Monacelli, 2008).

¹ Исследование выполнено при финансовой поддержке РГНФ в рамках проекта проведения научных исследований («Уравнение Эйлера для российской экономики: эконометрические оценки на микроданных»), № 13-32-01243.

² Авторы выражают благодарность анонимному рецензенту и редакции журнала за ценные замечания по данной работе.

Эластичность межвременного замещения напрямую выводится из задачи максимизации полезности агента при наличии бюджетного ограничения. Она показывает, как домохозяйства изменяют свое потребление в ответ на ожидаемые изменения реальной процентной ставки (по кредитам либо по депозитам — в зависимости от типа домохозяйства). Оценки эластичности получены для американской экономики с использованием как агрегированных, так и дезагрегированных или микроэкономических данных (Amemiya, 1985; Shapiro, 1984; Altonji, Siow, 1987; Hall, 1988; Runkle, 1991; Attanasio, Weber, 1995; Attanasio, Low, 2004; Alan et al., 2009; Alan, 2012). Авторы этих работ получают положительные значения эластичности, однако большинство оценок оказываются близки к нулю.

Оценка параметров функции потребления традиционно связана с необходимостью решения целого ряда проблем. В первую очередь, при оценке эластичности межвременного замещения на агрегированных данных не учитывается неоднородность агентов, что может привести к смещенным оценкам (Attanasio, Weber, 1993). Как правило, для решения этой проблемы авторы используют панельные данные, учитывающие специфические особенности домохозяйств. Так, для США эмпирическая оценка проводится с использованием данных панельного опроса домохозяйств Бюро статистики труда США (BLS) (Attanasio, Weber, 1995; Attanasio, Low, 2004; Alan et al., 2009; Alan, 2012).

Использование панельных данных, в свою очередь, влечет проблему ошибок измерения, которые возникают как следствие того, что статистика собирается прямым анкетированием домохозяйств. Для решения этой проблемы авторы объединяют домохозяйства в когорты (Attanasio, Weber, 1995; Jacobs, Wang, 2004) или кластеры (Grishchenko, Rossi, 2012). Каждая когорта (кластер) представляет собой группу домохозяйств, схожих по одной или нескольким характеристикам, которыми могут быть доход, уровень образования, возраст, наличие детей и т. п. Однородность домохозяйств внутри когорт позволяет использовать усредненные по каждой когорте значения потребления. Это решает проблему ошибок измерения и в то же время позволяет учесть неоднородность экономических агентов.

Для оценки параметров используется обобщенный метод моментов. При этом может оцениваться как исходное *нелинейное* уравнение, так и его *линеаризованная* версия. Attanasio, Low (2004) отмечают, что во втором случае оценки в меньшей степени подвержены влиянию ошибок измерения. Для получения линеаризованной версии используется как лог-линеаризация, так и разложение в ряд Тейлора около стационарной точки, позволяющее аппроксимировать функцию до более высоких порядков.

Многие эмпирические исследования не находят подтверждения теории оптимизации потребления во времени. В качестве объяснения предлагаются две возможные причины. Во-первых, ограниченный доступ экономических агентов к рынку капитала, невозможность занимать и давать в долг по одной и той же ставке (ограниченная ликвидность) (Zeldes, 1989) и, во-вторых, «недальновидность» агентов (Runkle, 1991). Многие авторы подчеркивают, что индивиды не способны выполнять сложные математические действия для решения задачи максимизации функции полезности. Поведение экономических агентов носит эвристический характер, и для принятия решения о потреблении они могут применять простые эмпирические правила (Winter et al., 2012).

Эмпирические правила («the rule of thumb») предполагают, что домохозяйства принимают решение о текущем потреблении, не учитывая будущие доходы, а полагаясь только на уровень текущего дохода. Результаты исследований, посвященных оценке доли экономических агентов, использующих эмпирическое правило, достаточно противоречивы. Одни

авторы приходят к выводу, что доля таких домохозяйств достигает 50% (Campbell, Mankiw, 1990; Hayashi, 1982); другие утверждают, что она близка к нулю (Weber, 2000).

Проблемой исследования является оценка параметров, описывающих поведение российских домохозяйств, с использованием данных панельного опроса. В частности, в данной работе проведена проверка гипотез об оптимальном поведении домохозяйств (выбор оптимальной траектории потребления) и о потреблении в соответствии с эмпирическим правилом. Предполагается, что потребление домохозяйств может определяться как уравнением Эйлера, так и простым эмпирическим правилом (потреблением постоянной доли текущего дохода). Такая постановка модели позволяет оценить эластичность межвременного замещения и долю домохозяйств, которые при выборе текущего уровня потребления ориентируются исключительно на текущий доход.

Для оценки параметров модели в настоящей работе используются дезагрегированные данные панельного опроса RLMS–HSE³ за период с 2000 по 2011 гг., а также ставки процента по кредитам и депозитам. Используются данные только по домохозяйствам, проживающим в городах. Для решения проблемы ошибок измерения домохозяйства объединяются в когорты, и с помощью обобщенного метода моментов оценивается линеаризованная версия уравнения Эйлера. В качестве инструментов берутся значения темпов роста потребления и дохода, а также номинальные ставки процента (по кредитам или по депозитам — в зависимости от того, какая ставка используется в основном уравнении), скорректированные на инфляцию предыдущего периода.

В работе получены оценки эластичности межвременного замещения и доли домохозяйств, потребляющих в соответствии с простым эмпирическим правилом. Результаты позволяют сделать вывод о наличии как домохозяйств, оптимизирующих свое потребление во времени, так и домохозяйств, которые при выборе потребления учитывают не только ставку процента, но и текущий доход. Таким образом, подтверждаются обе гипотезы — и сглаженного во времени потребления, и наличия простого эмпирического правила. При этом доля домохозяйств, ориентирующихся исключительно на доход, составляет около 60%. А оценка эластичности межвременного замещения для России оказывается несколько выше оценок, полученных для американской экономики.

Статья состоит из четырех разделов. Во втором разделе описана модель и методология эконометрического тестирования. В третьем разделе представлены используемые данные, описаны инструменты и методология деления домохозяйств по когортам, приведены результаты оценивания. Основные выводы работы описаны в заключении.

2. Модель и методы оценки

В этом разделе рассмотрена теоретическая модель динамики потребления и предпосылки, которые необходимы для ее построения и оценки. В частности, рассматривается модель, основанная на предположении, что домохозяйства могут выбирать динамику потребления

³ «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS–HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms>, <http://www.hse.ru/rlms>.

как на основе уравнения Эйлера, описывающего условие оптимальности, так и на основе эмпирического правила, потребляя в каждом периоде некоторую постоянную часть текущего дохода.

2.1. Модель

Для оценки параметров модели домохозяйства объединяются в когорты по демографическим характеристикам. Поэтому модель, представленная ниже, описывает поведение репрезентативного домохозяйства из той или иной когорты.

Пусть предпочтения домохозяйства описываются функцией полезности с постоянным относительным коэффициентом неприятия риска:

$$U_{i,t} = E_{i,t} \left(\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \frac{c_{i,t+\tau}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right), \quad (1)$$

где $U_{i,t}$ — полезность i -го домохозяйства в текущий момент времени t , $c_{i,t+\tau}$ — потребление через τ периодов, $\sigma > 0$ — относительный коэффициент неприятия риска Эрроу–Пратта, $0 < \beta \leq 1$ — субъективный дисконтный фактор, $E_{i,t}$ — здесь и далее условное математическое ожидание по всей доступной на момент времени t информации.

Оптимальное потребление домохозяйства $c_{i,t}^{opt}$ в этом случае задается уравнением Эйлера в следующем виде:

$$E_{i,t} \left(\left(\frac{c_{i,t+1}^{opt}}{c_{i,t}^{opt}} \right)^{-\sigma} R_{i,t+1} - 1 \right) = 0, \quad (2)$$

где $R_{i,t+1} = 1 + r_{i,t+1}$, а $r_{i,t+1}$ — реальная ставка процента между периодами t и $t+1$, по которой домохозяйство может инвестировать и брать в долг денежные средства.

Campbell, Mankiw (1990), используя агрегированные данные потребления американских домохозяйств, показали, что доля домохозяйств, потребляющих текущий доход, по сравнению с домохозяйствами, оптимизирующими потребление во времени, значительна. Опираясь на выводы авторов, в данной работе будем предполагать, что при выборе текущего уровня потребления домохозяйства ориентируются не только на уравнение Эйлера, но и на свой текущий доход. Эмпирическое правило, которое связывает уровень текущего потребления $c_{i,t}^{rule}$, выбранного при уровне текущего дохода $y_{i,t}$, описывается следующим уравнением:

$$c_{i,t}^{rule} = \alpha y_{i,t}, \quad (3)$$

где $\alpha > 0$ отражает долю потребления в доходе.

Предполагается, что текущее потребление домохозяйства $c_{i,t}$ определяется как среднее геометрическое взвешенное оптимального потребления $c_{i,t}^{opt}$ и потребления $c_{i,t}^{rule}$, соответствующего эмпирическому правилу:

$$c_{i,t} = \left(c_{i,t}^{opt}\right)^p \left(c_{i,t}^{rule}\right)^{1-p}, \quad (4)$$

где $0 \leq p \leq 1$ — «степень рациональности» домохозяйства (при $p = 1$ текущее потребление совпадает с оптимальным, при $p = 0$ потребление полностью определяется текущим доходом).

В случае с когортами возможна несколько иная интерпретация уравнения (4), которая, как правило, и используется при тестировании уравнения Эйлера. Следуя подходу, описанному в (Attanasio, Low, 2004), можно разделить домохозяйства на два типа: рациональные (выбирают оптимальное потребление) и нерациональные (опираются исключительно на эмпирическое правило). В этом случае p отражает долю потребления рациональных домохозяйств в каждой когорте.

Выражая оптимальное потребление из (4) и (3) и подставляя в (2), получаем:

$$E_{i,t} \left[\left(g_{i,t+1}^c\right)^{-\sigma/p} \left(\frac{\bar{g}^y}{g_{i,t+1}^y}\right)^{-\sigma(1-p)/p} R_{i,t+1} - 1 \right] = 0, \quad (5)$$

где $g_{i,t+1}^c = c_{i,t+1} / c_{i,t}$ и $g_{i,t+1}^y = y_{i,t+1} / y_{i,t}$ — темпы роста потребления и дохода соответственно, $\bar{g}^y$ — стационарное значение темпа роста дохода. Обозначим также $\bar{g}^c$ — стационарное значение темпа роста потребления, $\bar{R}$ — стационарное значение ставки процента.

Используя разложение в ряд Тейлора около стационарных значений $\bar{g}^c$, $\bar{g}^y$ и $\bar{R}$, получаем линейную аппроксимацию уравнения (5):

$$E_{i,t} \left[\tilde{g}_{i,t+1}^c - \frac{p}{\sigma} \tilde{R}_{i,t+1} - (1-p) \tilde{g}_{i,t+1}^y - B \right] = 0, \quad (6)$$

где $\tilde{g}_{i,t+1}^c = g_{i,t+1}^c / \bar{g}^c - 1$, $\tilde{g}_{i,t+1}^y = g_{i,t+1}^y / \bar{g}^y - 1$ и $\tilde{R}_{i,t+1} = R_{i,t+1} / \bar{R} - 1$ — процентные отклонения переменных от стационарных значений, B — некоторая величина, зависящая от параметров модели и стационарных значений. При тестировании предполагается, что стационарные значения темпов прироста потребления и доходов и ставки процента постоянны во времени, поэтому B — константа.

2.2. Методология эконометрического тестирования

Выражение (6) позволяет получить оценки параметров модели на основе обобщенного метода моментов (ОММ). Обозначим через θ вектор, составленный из параметров σ , p и B . Введем ошибку прогноза

$$H_{i,t}(\theta) = \tilde{g}_{i,t+1}^c - \frac{p}{\sigma} \tilde{R}_{i,t+1} - (1-p) \tilde{g}_{i,t+1}^y - B, \quad (7)$$

где $i = 1, \dots, N$ — номер когорты, N — число когорт, $t = 1, \dots, T$ — номер периода, T — число периодов. Тогда условия на моменты можно записать в следующем виде:

$$E(H_{i,t}(\theta)z_{i,t}) = 0, \quad (8)$$

где $z_{i,t}$ — вектор инструментальных переменных размерности $J \times 1$, который может включать в себя все переменные, на основе которых домохозяйства строят прогнозы относительно потребления и ставки процента. Уравнение Эйлера говорит, что ошибка прогноза (7) не должна коррелировать с этими переменными.

В ряде работ, посвященных тестированию уравнения Эйлера на микроэкономических данных (Hayashi, 1987; Altug, Miller, 1990; Attanasio et al., 1999), авторы указывают на то, что математическое ожидание в (8) берется по времени, а не по домохозяйствам/когортам. Например, для простейшего случая $z_{i,t} = 1$ это означает, что ошибка прогноза $H_{i,t}(\theta)$, усредненная по когортам, не обязана быть нулевой. Поэтому для оценки параметров выписываются выборочные аналоги условий на моменты для каждой i -й когорты отдельно (усредняя только по времени):

$$\hat{g}_i(\theta) \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (H_{i,t}(\theta)z_{i,t}). \quad (9)$$

Обозначим через $\hat{g}(\theta)$ вектор размерности $JN \times 1$, составленный из выборочных аналогов $\hat{g}_1(\theta), \hat{g}_2(\theta), \dots, \hat{g}_N(\theta)$. Тогда ОММ оценки параметров модели находятся как

$$\hat{\theta}_{ОММ} = \arg \min_{\theta} (\hat{g}(\theta))' \hat{A} \hat{g}(\theta), \quad (10)$$

где $\hat{A}$ — положительно определенная весовая матрица.

Для получения оценок используем двухшаговый оптимальный ОММ. На первом шаге в качестве весовой матрицы берем единичную. На втором шаге оцениваем ковариационную матрицу условий на моменты Ω , и в качестве весовой матрицы используем обратную к ней.

Для оценки параметров модели используются годовые данные за три месяца каждого года — октябрь, ноябрь и декабрь. Таким образом, данные берутся за перекрывающиеся временные интервалы (например, октябрь 2010 — октябрь 2011 и ноябрь 2010 — ноябрь 2011). Для того чтобы учесть возникающую из-за перекрывающихся наблюдений автокорреляцию, используется оценка $\hat{\Omega}$ в форме Ньюи–Веста для автокорреляции 2-го порядка.

Из-за влияния макроэкономических шоков в модели также возможна корреляция между условиями на моменты для разных когорт, которая, как правило, контролируется фиктивными переменными для временных периодов (Altug, Miller, 1990; Attanasio, Low, 2004). Однако благодаря тому, что условия на моменты для каждой когорты выписываются отдельно, оценка $\hat{\Omega}$ уже учитывает данный тип корреляции. Поэтому при тестировании не вводятся фиктивные переменные для периодов.

Предполагая, что ковариация между условиями на моменты не зависит от выбора когорт, можно улучшить оценку $\hat{\Omega}$. Для этого определим $\hat{\Omega}_{ij}$ как блок матрицы $\hat{\Omega}$, отражающий ковариацию условий на моменты для когорт i и j . Тогда для случая $i < j$ более эффективной оценкой данного блока будет

$$\tilde{\Omega}_{ij} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{l=1}^N \sum_{m=l+1}^N \hat{\Omega}_{lm}, \quad (11)$$

усредняющая оценки для всех возможных комбинаций когорт. Для случая $i = j$

$$\tilde{\Omega}_{ij} = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N \hat{\Omega}_{il}. \quad (12)$$

Поскольку матрица $\hat{\Omega}$ симметричная, то для $i > j$ имеем $\tilde{\Omega}_{ij} = \tilde{\Omega}'_{ji}$.

При тестировании модели в качестве оценки ковариационной матрицы условий на моменты используем матрицу $\tilde{\Omega}$, составленную из блоков $\tilde{\Omega}_{ij}$.

3. Эмпирическое тестирование

3.1. Данные

Для оценки параметров модели используются панельные данные по домохозяйствам за период с 2000 по 2011 гг. Динамика потребления и доходов рассчитана на основе данных опроса RLMS–HSE. Каждое домохозяйство опрашивается один раз в год в период с октября по март. На долю домохозяйств, опрашиваемых с января по март, приходится менее 5% наблюдений, поэтому при оценке они исключаются и используются данные только за три месяца: октябрь, ноябрь и декабрь. Для того чтобы избежать проблем, связанных с сезонностью, также исключаем из выборки те домохозяйства, которые в разных раундах опрашивались в разные месяцы.

Как правило, при тестировании уравнения Эйлера на панельных данных текущее потребление определяется как сумма расходов на товары недлительного пользования и услуги в расчете на одного члена домохозяйства. Причем есть несколько различных подходов к определению товаров недлительного пользования (Jacobs, Wang, 2004; Grishchenko, Rossi, 2012). В данной работе потребление суммируется по таким статьям, как продукты питания, алкогольные напитки, табачные изделия, коммунальные услуги, одежда, общественный транспорт, топливо, предметы личной гигиены, развлечения, образование, услуги связи и медицинские услуги. RLMS–HSE предполагает вопросы относительно потребления за последнюю неделю (продукты питания, алкогольные напитки и т. п.) или месяц (различные услуги, топливо и т. п.). Полагая, что потребление не меняется в течение месяца, недельное потребление приводится к потреблению за месяц. Часть вопросов (расходы на одежду) касается квартального потребления, которое также приводится к ежемесячному потреблению.

Данные за разные годы по одному домохозяйству объединяются с использованием идентификационного номера респондента, отвечавшего на вопросы семейной анкеты⁴. Тем самым данные, собранные в разные волны опроса, приписываются одному и тому же домохозяйству, если на вопросы отвечал один и тот же человек.

⁴ Для создания панели не используются идентификационные номера домохозяйств по ряду причин. Во-первых, когда на вопросы семейной анкеты отвечают разные члены домашнего хозяйства, то, вероятно, они могут по-разному воспринимать расходы на потребление и отвечать на предложенные вопросы, что приводит к существенным ошибкам измерения. Во-вторых, в случае разделения одного домашнего хозяйства на два становится не ясно, данные по какому из новых хозяйств объединять с данными прошлых периодов, а по какому — начинать новый ряд данных. Похожая проблема возникает, если в выборке два домохозяйства объединяются в одно. Эти проблемы решаются однозначным образом, если в качестве идентификатора домашнего хозяйства использовать индивидуальный номер респондента, отвечавшего на вопросы семейной анкеты.

Для каждого домохозяйства рассчитываются темпы роста реального потребления и реального дохода. Следуя подходу, предложенному Attanasio, Weber (1995) и Balduzzi, Yao (2007), из выборки исключаются наблюдения, если рост потребления $g_{i,t}^c$ ниже 0.2 либо выше 5; или же если текущий рост потребления $g_{i,t}^c$ меньше 0.5, и при этом рост потребления в следующем периоде $g_{i,t+1}^c$ больше 2 (либо наоборот: если текущий рост потребления $g_{i,t}^c$ больше 2, и при этом рост потребления в следующем периоде $g_{i,t+1}^c$ меньше 0.5). Аналогичный фильтр используется для темпа роста дохода $g_{i,t}^y$. Удаляются наблюдения, если отвечающий индивид моложе 18 или старше 60 лет, а также если семья проживает в сельской местности.

Для трети наблюдений потребление домохозяйств оказывается выше их доходов. Данный феномен отчасти можно объяснить либо тем, что домохозяйства берут кредиты, либо тем, что индивиды склонны занижать свои доходы и в то же время завышать потребление (Lukiyanova, Oshchepkov, 2012). Поэтому большая часть таких наблюдений остается в выборке, а исключаются только те, в которых потребление превышает доход более чем в два раза.

При тестировании используются две ставки процента: по кредитам⁵ и по депозитам⁶, взятые с сайта ЦБ РФ. В отличие от авторов, исследующих уравнение Эйлера для американской экономики, в данной работе не используется доходность рыночных индексов, поскольку в рассматриваемой выборке доходы от операций с ценными бумагами получают менее 1% домохозяйств.

Значения ставок по депозитам доступны с 2002 года, поэтому приводятся результаты для двух выборок: 2001–2011 гг. (для ставки по кредитам) и 2003–2011 гг. (для ставки по депозитам)⁷. Кроме того, при оценке не используются данные за 2009 год (темпы роста и ставки с 2008 по 2009 гг.), чтобы исключить влияние кризиса 2008 года. Тем не менее, после включения кризисного периода в выборку основные выводы работы остаются неизменными.

В таблице 1 приведена описательная статистика основных используемых при оценке переменных. Для расчета реальных значений переменных берется инфляция, вычисленная на основе индекса потребительских цен⁸.

3.2. Когорты

Авторы, тестирующие уравнение Эйлера на панельных опросах домохозяйств, отмечают сильную зашумленность таких данных (Attanasio, Weber, 1995; Jacobs, Wang, 2004; Grishchenko, Rossi, 2012). Для того чтобы снизить влияние ошибок измерения, домохозяйства объединены в синтетические когорты. Формирование когорт позволяет решить проблемы ошибок измерения и коротких временных рядов для каждого домохозяйства. Последняя проблема особенно критична, т. к. условия на моменты в ОММ записываются отдельно для каждого домохозяйства. Из-за этих проблем оценки по исходной панели домохозяйств (без объединения в когорты) оказались бы сильно смещенными.

⁵ Средневзвешенная ставка по рублевым кредитам нефинансовым организациям сроком до одного года.

⁶ Средневзвешенная ставка по рублевым депозитам физических лиц в кредитных организациях сроком до одного года, кроме депозитов «до востребования».

⁷ Исходная выборка содержит данные с 2000 по 2011 гг. Один год теряется при расчете темпов роста потребления и дохода. Кроме того, при оценке в качестве инструментов используются лагированные значения переменных, что сокращает выборку еще на один год.

⁸ Источник: Росстат (<http://www.gks.ru>).

Таблица 1. Описательная статистика переменных

Переменные	Выборка	
	2001–2011 (исключая 2009 г.)	2003–2011 (исключая 2009 г.)
Темп роста реального потребления	1.22 (0.65)	1.21 (0.64)
Темп роста реального дохода	1.22 (0.63)	1.20 (0.61)
Реальная ставка по кредитам	1.01 (0.02)	1.01 (0.02)
Реальная ставка по депозитам	—	0.99 (0.02)
Реальное потребление на человека (в ценах 2000 года)	1318.0 (1047.0)	1392.3 (1086.8)
Реальный доход на человека (в ценах 2000 года)	1788.8 (1571.9)	1933.0 (1617.0)
Возраст	38.41 (10.85)	38.51 (10.91)
Образование (от 1 — среднее и ниже, до 3 — высшее)	1.07 (0.80)	1.07 (0.80)
Дети дошкольного возраста (0 — есть, 1 — нет)	0.17 (0.37)	0.17 (0.37)
Уровень сбережений (0 — низкий, 1 — высокий)	0.08 (0.27)	0.10 (0.30)
Число периодов	33	27
Среднее число домохозяйств	244	240
Число наблюдений	8066	6485

Примечание. В таблице приведены средние значения переменных, в скобках указаны стандартные отклонения.

Для объединения в когорты используются такие характеристики, как доход, возраст и образование (Jakobs, Wang, 2004). Кроме того, в качестве дополнительных факторов, способных влиять на динамику потребления домохозяйств, учитывается наличие детей дошкольного возраста и уровень сбережений.

Для оценки используются пять вариантов разбиения на когорты:

- по доходу;
- по доходу и возрасту;
- по доходу и уровню образования;
- по доходу и наличию детей дошкольного возраста;
- по доходу и уровню сбережений.

Каждый вариант предполагает разбиение не более чем по двум (а не по всем) характеристикам для того, чтобы сохранить достаточное число домохозяйств в каждой когорте. В противном случае для многих когорт данные оказываются доступными не для всех периодов.

Когорты по доходу формируются в несколько этапов.

1. Убираем тренд из реальных доходов домохозяйств. Тренд рассчитывается для каждого периода как среднегодовой доход всех домохозяйств. Такая корректировка необходима, чтобы сделать наблюдения первых волн опроса сопоставимыми с наблюдениями последних волн⁹.

2. Для каждого домохозяйства вычисляем его средний доход за весь период обследования.

3. Сортируем домохозяйства по среднему реальному доходу, скорректированному на тренд, и делим всю выборку на пять равных частей. Тем самым, в первой когорте по доходу агрегируются 20% самых бедных домохозяйств, тогда как в пятой — 20% самых богатых домохозяйств.

Для объединения в когорты по двум характеристикам внутри каждой из пяти групп выделяются дополнительные когорты — три по возрасту, три по образованию, две по наличию детей и две по уровню сбережений.

Когорты по возрасту формируются, исходя из среднего возраста совершеннолетних членов домохозяйства за весь период обследования. Домохозяйства сортируются по среднему возрасту и делятся на три равные части: в первую когорту попадают наиболее молодые домохозяйства, в третью — самые старые.

Образование домохозяйства определяется как уровень самого образованного члена домохозяйства. В первую когорту по образованию объединяются домохозяйства со средним образованием и ниже; во вторую когорту — со средним специальным; в третью — с высшим образованием.

Уровень сбережений определяется на основе вопроса о том, как долго домохозяйство сможет сохранять потребление на текущем уровне, если лишится всех источников доходов — полгода и больше, несколько месяцев, не больше месяца и т. п. В первой когорте по сбережениям объединяются домохозяйства, способные сохранять текущее потребление не дольше месяца; во второй — несколько месяцев и больше.

После того как когорты сформированы, наблюдения делятся по месяцам обследования¹⁰. Таким образом, каждый год для всех когорт наблюдения доступны для трех месяцев — октябрь, ноябрь, декабрь.

Для каждой когорты рассчитывается темп роста потребления как среднее арифметическое годовых темпов роста потребления домохозяйств, входящих в когорту. Аналогичным образом рассчитывается и темп роста дохода. В качестве стационарных значений берутся средние по когортам значения ставок процента, темпов роста потребления и дохода. Таким образом, для каждой когорты получаются *годовые* темпы роста *ежемесячного* потребления и *ежемесячного* дохода. Ставки процента и стационарные значения являются общими для всех когорт и меняются только во времени. Эти данные доступны с ежемесячной частотой, но только для трех месяцев в год.

⁹ За рассматриваемый в работе период реальный доход домохозяйств рос в среднем на 22% в год. В этом случае без корректировки на тренд большая часть наблюдений первых волн опроса оказалась бы в когорте 20% самых бедных домохозяйств, тогда как наблюдения последних волн опроса — в когорте 20% самых богатых.

¹⁰ При этом мы предполагаем, что, характеристики домохозяйств из одной и той же когорты не должны меняться в зависимости от месяца обследования.

Помимо решения проблемы ошибок измерения, объединение в когорты позволяет искусственно удлинить временные ряды данных. Так как наблюдения по домохозяйствам доступны с частотой один раз в год, максимальное число периодов без объединения в когорты составляет 11 лет (для выборки с 2001 по 2011 гг.). Кроме того, по большинству домохозяйств данные доступны не для всех волн опроса. Объединение в когорты позволяет увеличить длину ряда до 33 периодов (3 месяца $\times$ 11 лет).

3.3. Инструменты

Для оценки уравнения (6) с помощью ОММ необходимо выбрать инструментальные переменные, отражающие информацию, на основе которой домохозяйства строят прогнозы относительно потребления и ставок процента. Как правило, для оценки уравнения Эйлера в набор инструментов включаются константа и лагированные значения переменных — ставки процента, темпов роста потребления и дохода (Attanasio, Low, 2004; Weber, 2000). Однако, очевидно, на момент принятия решения о потреблении домохозяйства располагают информацией только о номинальных ставках процента по кредитам и по депозитам (в отличие от доходности рыночного индекса).

Чтобы учесть эту информацию, в набор инструментов включается текущая номинальная ставка процента (между периодами t и $t + 1$), скорректированная на инфляцию предыдущего периода. Предполагая, что при формировании прогноза инфляции на будущий период домохозяйства ориентируются на прошлую инфляцию, авторы считают, что данный инструмент хорошо аппроксимирует прогноз реальной ставки процента. Сама номинальная ставка не используется в качестве инструмента из-за ярко выраженного временного тренда.

Таким образом, при тестировании используется следующий набор инструментов: константа, лагированные значения темпов роста потребления и дохода, текущая номинальная ставка процента, скорректированная на инфляцию предыдущего периода. Данный набор инструментов, в отличие от набора с лагированным значением ставки процента, дает результаты, более устойчивые к кризисному периоду. Кроме того, после добавления в этот набор лагированного значения ставки процента основные выводы работы не меняются.

3.4. Результаты оценки

В таблицах 2 и 3 приведены результаты ОММ-оценки линеаризованного уравнения Эйлера для ставки процента по кредитам и ставки процента по депозитам соответственно. Для удобства интерпретации приводятся оценки для $1/\sigma$ (эластичности межвременного замещения) и $1 - p$ («степени нерациональности» домохозяйств). Оценки получены на основе выборки без кризисного периода для пяти вариантов разбиения на когорты.

В таблицах приводятся также результаты J-теста на сверхидентификацию (J-статистика) и результаты тестов множителей Лагранжа (LM-статистика). Тест множителей Лагранжа используется для проверки гипотезы об одинаковых значениях параметров модели (p и σ) для разных когорт. Нулевая гипотеза первого теста утверждает, что «степень рациональности» домохозяйств одинакова для всех когорт: $p_1 = p_2 = \dots = p_N$, а второго теста — что коэффициент неприятия риска одинаков для всех когорт: $\sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_N$.

Таблица 2. Оценки параметров модели (для ставки процента по кредитам)

	Когорты				
	Доход	Доход, возраст	Доход, образование	Доход, дети	Доход, сбережения
$1/\sigma$	7.901** (3.984)	1.452 (1.909)	0.177 (1.050)	0.294 (1.228)	2.184* (1.312)
$1-p$	0.648*** (0.079)	0.585*** (0.090)	0.342*** (0.059)	0.471*** (0.083)	0.556*** (0.092)
J-статистика	20.00 [0.458]	72.69 [0.126]	45.21 [0.922]	65.95 [0.006]	45.95 [0.239]
LM-статистика	2.190	16.49	14.33	31.09	9.39
$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_N$	[0.701]	[0.284]	[0.425]	[0.000]	[0.402]
LM-статистика	3.246	20.21	14.63	15.33	12.54
$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_N$	[0.518]	[0.124]	[0.404]	[0.082]	[0.184]
Число периодов	30	30	30	30	30
Среднее число домохозяйств в когорте	49	16	16	24	24
Число когорт	5	15	15	10	10

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В круглых скобках указаны стандартные ошибки, в квадратных скобках — p -значения для соответствующих статистик.

Таблица 3. Оценки параметров модели (для ставки процента по депозитам)

	Когорты				
	Доход	Доход, возраст	Доход, образование	Доход, дети	Доход, сбережения
$1/\sigma$	3.745*** (1.204)	8.392** (3.890)	0.517 (0.960)	5.875*** (2.132)	2.650** (1.271)
$1-p$	0.587*** (0.067)	0.578*** (0.085)	0.339*** (0.060)	0.408*** (0.079)	0.542*** (0.090)
J-статистика	18.50 [0.554]	67.57 [0.234]	37.16 [0.991]	51.77 [0.101]	49.09 [0.153]
LM-статистика	2.749	10.41	11.99	16.70	9.810
$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_N$	[0.601]	[0.732]	[0.607]	[0.054]	[0.366]
LM-статистика	1.834	13.36	10.40	11.59	12.00
$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_N$	[0.766]	[0.499]	[0.733]	[0.237]	[0.213]
Число периодов	24	24	24	24	24
Среднее число домохозяйств в когорте	48	16	16	24	24
Число когорт	5	15	15	10	10

Примечание. **, *** — значимость на 5 и 1%-ном уровне соответственно. В круглых скобках указаны стандартные ошибки, в квадратных скобках — p -значения для соответствующих статистик.

Модели со ставками по кредитам и по депозитам дают схожие результаты. В зависимости от варианта разбиения на когорты доля домохозяйств, ориентирующихся при выборе потребления исключительно на доход, варьируется от 30 до 65%. Оценки эластичности межвременного замещения положительны, однако значимо отличаются от нуля лишь для двух вариантов разбиения на когорты: по доходу, по доходу и уровню сбережений. Причем в обоих случаях объединение в когорты основано на финансовых показателях.

Можно выделить как минимум две причины, почему эластичность замещения оказалась незначимой при других вариантах разбиения на когорты. Небольшое число временных периодов не позволяет достаточно точно оценить параметры модели и ведет к высоким стандартным ошибкам оценок. Кроме того, данный результат может быть вызван неоднородностью домохозяйств внутри когорт. Если когорты объединяют домохозяйства с разной динамикой потребления (с разными значениями параметров модели), то агрегированные по когорте значения переменных несут искаженную информацию о параметрах модели.

На наличие последней проблемы указывают результаты тестов для разбиения на когорты по доходу и наличию детей дошкольного возраста. J-тест на сверхидентификацию говорит о том, что для данных когорт условия на моменты не выполняются. Тесты множителей Лагранжа говорят о разных значениях параметров модели для разных когорт. Иными словами, динамика потребления во многом определяется наличием детей.

В таблице 4 приводятся результаты оценки на двух подвыборках. В первую подвыборку включены домохозяйства, в которых нет детей дошкольного возраста, во вторую — домохозяйства с детьми. Внутри каждой подвыборки формируются когорты по доходу, и приводятся результаты на основе ставок процента по кредитам и по депозитам.

Для домохозяйств с детьми дошкольного возраста оценка эластичности межвременного замещения оказывается незначимой, т. е. не обнаружено зависимости между ожидаемой ставкой процента и динамикой потребления семей с маленькими детьми. В этом случае $1 - \rho$ отражает скорее не долю нерациональных домохозяйств, а чувствительность потребления к изменению дохода. В качестве одного из объяснений полученного результата можно предположить, что домохозяйства с детьми перераспределяют свой доход между периодами, сглаживая потребление, но при этом не учитывают изменение ставки процента.

Для домохозяйств без детей дошкольного возраста оценка эластичности межвременного замещения составляет 2.4 и значимо отличается от нуля на 10%-ном уровне. При этом доля домохозяйств, ориентирующихся исключительно на доход, составляет 62%. J-тест говорит о том, что условия на моменты выполнены. Тесты множителей Лагранжа не позволяют отвергнуть гипотезу об одинаковых значениях σ и ρ для разных когорт. Эти выводы оказываются устойчивыми к выбору ставки процента.

Полученное значение эластичности межвременного замещения оказывается высоким в сравнении с не превышающими единицы оценками для американской экономики (Attanasio, Weber, 1995). Так как эластичность связывает ожидаемое значение темпа роста потребления с ожидаемой ставкой процента, то данный результат во многом определяется разницей в соотношении вариаций этих переменных. Вариация доходности американских индексов в несколько раз превосходит вариацию ставок процента по кредитам и по депозитам в России. В то же время вариация темпа роста потребления в России превышает вариацию темпа роста потребления в США. Иными словами, из-за большой разницы в вариации вполне естественно считать, что ожидаемое 1%-ное изменение ставки по кредитам силь-

Таблица 4. Оценки параметров модели (на основе когорт по доходу)

	Ставка по кредитам		Ставка по депозитам	
	Нет детей	Есть дети	Нет детей	Есть дети
$1/\sigma$	2.400* (1.394)	0.147 (0.692)	2.461* (1.400)	1.541 (1.113)
$1-p$	0.624*** (0.082)	0.326** (0.165)	0.621*** (0.083)	0.191 (0.202)
J-статистика	23.029 [0.287]	16.716 [0.671]	22.677 [0.305]	13.748 [0.843]
LM-статистика $H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_N$	7.478 [0.113]	3.295 [0.510]	6.577 [0.160]	3.099 [0.541]
LM-статистика $H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_N$	5.861 [0.210]	2.299 [0.681]	5.435 [0.245]	1.117 [0.892]
Число периодов	30	30	24	24
Среднее число домохозяйств в когорте	41	8	41	8
Число когорт	5	5	5	5

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В круглых скобках указаны стандартные ошибки, в квадратных скобках — p -значения для соответствующих статистик.

нее скажется на потреблении домохозяйств, чем ожидаемое 1%-ное изменение доходности рыночного индекса.

4. Заключение

В статье на основе уравнения Эйлера получены оценки эластичности межвременного замещения и «степени рациональности» домохозяйств.

В тестируемой модели динамика потребления может определяться, во-первых, ожидаемой реальной ставкой процента, а во-вторых, простым эмпирическим правилом (фиксированная доля текущего дохода). При оценивании модели на дезагрегированных данных учитывается неоднородность агентов, влияние макроэкономических шоков и автокорреляция, возникающая из-за перекрывающихся наблюдений. Домохозяйства объединяются в когорты на основе таких показателей, как доход, возраст, уровень образования, наличие детей и уровень сбережений.

Для оценки модели используется обобщенный метод моментов. Данные взяты из панельного опроса RLMS–HSE.

Удалось показать, что экономические агенты при выборе потребления ориентируются как на ожидаемую ставку процента, так и на текущий доход. Чувствительность потребления к изменению текущего дохода говорит о высокой доле домохозяйств, ориентирующихся на эмпирическое правило. Оценка эластичности межвременного замещения колеблется в пределах от 2.4 до 2.5 в зависимости от выбора ставки процента. Таким образом, результаты работы подтверждают как гипотезу сглаженного во времени потребления, так и наличие простого эмпирического правила.

Список литературы

- Alan S. (2012). Do disaster expectations explain household portfolios? *Quantitative Economics*, 3 (1), 1–28.
- Alan S., Attanasio O., Browning M. (2009). Estimating Euler equations with noisy data: Two exact GMM estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 24 (2), 309–324.
- Altonji J. G., Siow A. (1987). Testing the response of consumption to income changes with noisy panel data. *Quarterly Journal of Economics*, 102, 293–328.
- Altug S., Miller R. (1990). Household choices in equilibrium. *Econometrica*, 58, 543–570.
- Amemiya T. (1985). Instrumental variable estimator for the nonlinear errors-in-variables model. *Journal of Econometrics*, 28, 273–289.
- Attanasio O., Banks J., Meghir C., Weber G. (1999). Hump and bumps in lifetime consumption. *Journal of Business Economics and Statistics*, 17, 22–35.
- Attanasio O., Low H. (2004). Estimating Euler equations. *Review of Economic Dynamics*, 7 (2), 405–435.
- Attanasio O., Weber G. (1993). Consumption growth, the interest rate and aggregation. *Review of Economic Studies*, 60 (3), 631–49.
- Attanasio O., Weber G. (1995). Is consumption growth consistent with intertemporal optimization? Evidence from the consumer expenditure survey. *Journal of Political Economy*, 103, 1121–1157.
- Balduzzi P., Yao T. (2007). Testing heterogeneous-asset models: An alternative aggregation approach. *Journal of Monetary Economics*, 54, 369–412.
- Campbell J., Mankiw G. (1990). Permanent income, current income, and consumption. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 265–79.
- Corsetti G., Pesenti P. (2001) Welfare and macroeconomic interdependence. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 421–445.
- Friedman M. (1957). *A theory of the consumption function*. NJ: Princeton University Press.
- Gali J., Monacelli T. (2008). Optimal monetary and fiscal policy in a currency union. *Journal of International Economics*, 76 (1), 116–132.
- Grishchenko O., Rossi M. (2012). The role of heterogeneity in asset pricing: The effect of a clustering approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, 30 (2), 297–311.
- Hall R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86, 971–987.
- Hall R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. *Journal of Political Economy*, 96 (2), 339–357.
- Hayashi F. (1982). The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables. *Journal of Political Economy*, 90, 895–916.
- Hayashi F. (1987). Tests for liquidity constraints: A critical survey and some new observations. In: T. F. Bewley (ed.). *Advances in Econometrics: Fifth World Congress*, 2, 91–120.
- Jacobs K., Wang K. Q. (2004). Idiosyncratic consumption risk and the cross-section of asset returns. *Journal of Finance*, 59 (5), 2211–2252.
- Lukyanova A., Oshchepkov A. (2012). Income mobility in Russia (2000–2005). *Economic Systems*, 36, 46–64.
- Modigliani F., Brumberg R. (1954). Utility analysis and the consumption function: an interpretation of the cross-section data. In: Kenneth K. Kurihara (ed.). *Post-Keynesian Economics*, 388–436.

Obstfeld M., Rogoff K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, 103 (3), 624–660.

Obstfeld M., Rogoff K. (1998). Risk and exchange rates. *NBER Working Paper* 6694.

Parrado E., Velasco A. (2002). Optimal interest rate policy in a small open economy. *NBER Working Paper* 8721.

Runkle D. E. (1991). Liquidity constraints and the permanent income hypothesis. *Journal of Monetary Economics*, 27, 73–98.

Shapiro M. D. (1984). The permanent income hypothesis and the real interest rate. *Economics Letters*, 14, 93–100.

Smets F., Wouters R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1 (5), 1123–1175.

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

Weber C. E. (2000). «Rule-of-thumb» consumption, intertemporal substitution, and risk aversion. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, 497–502.

Winter J. K., Schlafmann K., Rodepeter R. (2012). Rules of thumb in life-cycle saving decisions. *The Economic Journal*, 122, 479–501.

Zeldes S. P. (1989). Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 97 (2), 305–346.