

Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22. № 1. С. 59–83.

HSE Economic Journal, 2018, vol. 22, no 1, pp. 59–83.

Парадокс Истерлина и адаптация в России

Ларин А.В., Филясов С.В.

Как показывают многие исследования последних десятилетий, парадокс Истерлина в динамической форме свойственен многим странам Европы и США: удовлетворенность жизнью и материальным положением в долгосрочном периоде не зависит от реального дохода и его роста. В данной статье тестируется аналогичная гипотеза для России. В частности, тестируются основные причины парадокса: адаптация к изменениям в доходах и эффект социального сравнения. Для этого специфицируются две модели ARDL типа (Autoregressive Distributed Lag Model, Авторегрессионная модель с распределенными лагами), которые оцениваются на панельных данных РМЭЗ НИУ ВШЭ. Авторы показывают, что существует лишь краткосрочная связь между реальным доходом и удовлетворенностью материальным положением, несмотря на их похожую положительную динамику за последние 20 лет. Кроме того, в статье показано, что удовлетворенность материальным положением является авторегрессионной по своей природе и сходится к некоторому постоянному значению. Данные результаты позволяют сделать вывод о том, что в российском обществе преобладает эффект адаптации, и, следовательно, парадокс Истерлина подтверждается, несмотря на то, что эффект сравнения является статистически незначимым. Таким образом, положительный тренд агрегированной удовлетворенности может быть объяснен движением к долгосрочному уровню после масштабных негативных шоков 1990-х годов. Данные результаты могут быть полезны в контексте анализа эффектов социального неравенства, социальной напряженности и нестабильности.

Ключевые слова: парадокс Истерлина; адаптация; субъективное благополучие; экономика счастья.

DOI: 10.17323/1813-8691-2018-22-1-59-83

Ларин Александр Владимирович – магистр экономики, старший преподаватель кафедры математической экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: la.nnov@gmail.com.

Филясов Сергей Викторович – бакалавр экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: svfiliasov@yandex.ru.

Статья поступила: 26.01.2018/Статья принята: 28.02.2018.

Введение

В 1974 г. была опубликована работа американского экономиста Ричарда Истерлина [Easterlin, 1974], в которой он показал, что рост реальных доходов необязательно ведет к росту субъективного благополучия индивидов. Данное явление, получившее название парадокса Истерлина, стало мотивационной основой, активно развивающейся в последние десятилетия экономики счастья.

В научной литературе существует два основных подхода к интерпретации и тестированию данного парадокса. Первый заключается в выявлении связи между реальным доходом и субъективным благополучием в кроссекциях индивидов или стран, что соотносится с пространственной формулировкой Парадокса. Второй подход, более молодой, заключается в использовании временных рядов и панельных данных с целью выявления зависимости между доходами и субъективным благополучием одних и тех же индивидов или стран во времени (парадокс Истерлина в динамической форме). Стоит отметить, что в рамках первого подхода парадокс Истерлина обычно не находил своего подтверждения, в то время как в работах, использующих второй подход, чаще всего отклонялась гипотеза о долгосрочной связи доходов и удовлетворенности [Clark, 2016].

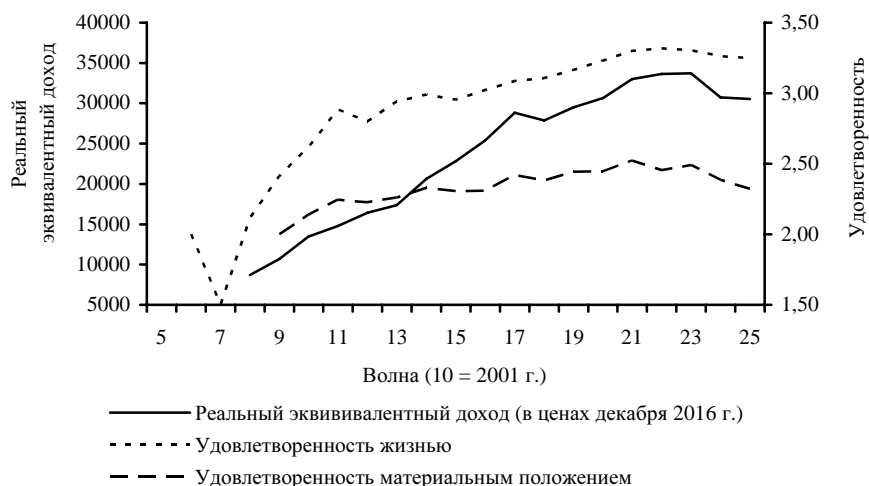


Рис. 1. Динамика агрегированных показателей удовлетворенности и дохода в России

Источник: расчеты авторов на основе данных RLMS-HSE¹.

На первый взгляд, данные по России за последние 20 лет говорят не в пользу парадокса Истерлина – динамика удовлетворенности материальным положением в этот

¹ 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 РАН. (Сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>).

период была очень близка к динамике реального эквивалентного дохода (рис. 1). Однако может ли такая динамика объясняться чем-то помимо долгосрочной связи доходов и субъективного благополучия? Иными словами, может ли такая динамика наблюдаться, даже если парадокс Истерлина верен? В данной статье мы пытаемся ответить на эти вопросы.

Используя панельные данные RLMS-HSE за период с 2000 по 2016 гг., мы оцениваем модель, позволяющую протестировать долгосрочную связь между доходами и субъективным благополучием людей. На основе результатов оценки параметров ARDL-модели мы показываем, что гипотеза о долгосрочной связи отвергается, а, следовательно, подтверждается парадокс Истерлина. Результаты оценки также говорят в пользу так называемого эффекта адаптации, из-за которого изменение доходов оказывает лишь краткосрочный эффект на субъективное благополучие.

Еще один важный результат, полученный в работе, касается возможного объяснения положительной динамики субъективного благополучия в России. В развитых странах удовлетворенность жизнью, работой и материальным положением в течение нескольких десятилетий колеблется примерно на одном и том же уровне, несмотря на рост реального дохода [Clark, 2015]. Это говорит о том, что существует определенный стационарный уровень субъективного благополучия, которое лишь в краткосрочном периоде подвержено влиянию случайных шоков. Мы показываем, что данные по России согласуются с данным утверждением. Результаты оценки позволяют сделать вывод о том, что субъективное благополучие имеет значимую авторегрессионную составляющую и является стационарным. Вкупе с сильными отрицательными шоками доходов и субъективного благополучия в 90-х годах прошлого столетия данный вывод объясняет положительную динамику субъективного благополучия в России в начале 2000-х годов.

Статья состоит из 6 разделов, включая данный. Во втором разделе приводится краткий обзор литературы и существующих подходов к тестированию данного парадокса. Третий и четвертый разделы включают в себя описание баз данных, использованных переменных, а также методологии. В пятом разделе представлены оценки основных параметров моделей и выводы, которые можно сделать на их основе. В заключении обобщаются итоги исследования, приводится контекст, в рамках которого должны интерпретироваться данные результаты.

Обзор литературы

С появлением и распространением панельных данных в конце 1980-х – начале 1990-х годов в экономике счастья все чаще стали появляться работы, опровергающие долгосрочную связь между реальным доходом и субъективным благополучием и тем самым подтверждающие парадокс Истерлина. До этого момента исследователи использовали лишь кроссекционные данные, которые обычно указывали на положительную значимую связь между этими переменными [Clark, 2016].

Впоследствии в попытках объяснить некоррелированность дохода и субъективного благополучия было выделено два основных объяснения парадокса Истерлина или, другими словами, два канала трансформации материального благосостояния в субъективное.

Так, удовлетворенность индивида может зависеть не только от его абсолютного дохода, но и от того, какие доходы у окружающих его людей. Данное явление получило название эффекта сравнения. В качестве базы для сравнения может использоваться сред-

ний доход в регионе [Stutzer, 2004], стране или у группы людей, объединенных по полу, возрасту и уровню образования [Layard et al., 2010].

Что касается опыта, то доходы прошлых периодов также могут влиять на удовлетворенность через восприятие настоящего и формирование ожиданий относительно будущего. Данный эффект называется адаптацией к изменениям в доходе [Clark, 2015]. Адаптация в широком смысле представляет собой «привыкание» или приспособливание субъекта к новым или изменяющимся условиям существования. Это явление сводится к сравнению текущей ситуации с той, что имела место в прошлом. Накопленный опыт может изменять ожидания индивида и, таким образом, менять его субъективное отношение к аналогичным событиям в будущем и настоящем [Clark, 2009].

Тестирование парадокса Истерлина и ответ на вопрос о долгосрочной связи между реальным доходом и субъективным благополучием тесно связаны с проверкой эффектов полной адаптации и социального сравнения. Оба этих феномена могут существовать как одновременно, так и по отдельности и являться причиной парадокса.

В научной литературе по данной теме нет единого мнения ни по методологии тестирования, ни по интерпретации его результатов. Тем не менее большинство исследователей склоняются к выводу о том, что реальный ВВП на душу населения не влияет на субъективное благосостояние в долгосрочном периоде. Так, сам Истерлин замечает, что реальный доход и удовлетворенность скорее всего будут коррелированы лишь в краткосрочном периоде, так как изменения в данных показателях будут подвержены влиянию деловых циклов. В долгосрочном же периоде корреляция будет отсутствовать [Easterlin, 2016].

Многие работы, тестирующие эффекты адаптации и социального сравнения, отходят от формулировки парадокса Истерлина. Так, например, некоторые авторы находят подтверждение лишь частичной адаптации [Di Tella et al., 2010; Clark, 2016], что не дает достаточных оснований для вывода о выполнении или невыполнении парадокса. Это происходит из-за того, что лишь в случае полной адаптации можно говорить о подтверждении парадокса. В таких работах авторы, как правило, выбирают количество лагов реального дохода исходя из объективных ограничений структуры данных, что мешает сделать точный вывод о наличии или отсутствии полной адаптации как таковой.

Одной из первых работ по данной теме является статья Кларка [Clark, 1999]. В ней он показал, что на удовлетворенность работников в Великобритании влияет лишь относительная заработная плата индивида (в сравнении с заработной платой прошлых периодов), что говорит в пользу парадокса Истерлина. Позже другие авторы подтвердили гипотезу частичной адаптации к изменениям в заработной плате для Германии [Frey, Stutzer, 2014; Grund, Sliwka, 2007].

Статья Бурчардт [Burchardt, 2005] пролила свет на данный феномен для Великобритании. В данной работе на основе 10-летней панели данных по индивидам было показано, что существует эффект краткосрочной адаптации к негативным шокам в доходе, и отсутствие такового в случае положительных шоков. Тем не менее в случае долгосрочного периода ситуация обратная – люди адаптируются лишь к растущему доходу.

В дальнейшем гипотеза адаптации для Великобритании была подтверждена другими авторами. Так, Анджелес [Angeles, 2008] в своей работе провел как совместные, так и отдельные тесты на наличие данных эффектов адаптации и социального сравнения в поведении британских индивидов. Совместный тест, по мнению автора, является наи-

лучшим способом проверить гипотезы, так как оба этих эффекта участвуют в объяснении парадокса Истерлина. В результате были приведены доказательства в пользу эффекта полной адаптации, в то время как эффект социального сравнения оказался незначимым.

Кесавьюф, Розенман и Зикос [Kesavayuth et al., 2016] исследовали ожидания и адаптацию к выходу на пенсию среди англичан. Авторы показали, что удовлетворенность доходами растет в предшествии выхода на пенсию, однако после этого индивиды практически полностью адаптируются в терминах удовлетворенности материальным положением.

Возвращаясь к Германии, стоит выделить статью Ди Теллы, Хайскен-Де Нью и Маккалока [Di Tella et al., 2010], в которой было показано, что практически 65% роста или падения удовлетворенности после соответствующего шока в доходе исчезает в течение четырех периодов, что свидетельствует в пользу эффекта частичной адаптации к доходу, но не дает оснований сделать вывод о наличии парадокса Истерлина. Похожий вывод был также получен и дополнен Д'Амброзио и Фриком [D'Ambrosio, Frick, 2012], которые находят подтверждение как эффекту адаптации, так и эффекту социального сравнения. Позже, Вендрик соединил тестирование сразу трех эффектов – адаптации, ожиданий и социального сравнения [Vendrik, 2013]. В данной работе показано, что немцы в среднем адаптируются к 90% первоначальных изменений в доходе, а также, что эффект социального сравнения в долгосрочном периоде очень сильно влияет на удовлетворенность. Таким образом, автор находит более исчерпывающие, чем в других работах, подтверждения в пользу парадокса Истерлина в Германии.

Несколько иной подход к оценке эффекта адаптации был предложен Вундером [Wunder, 2009]. В своей статье он рассмотрел модель, описывающую связь между удовлетворенностью и доходом, которая может быть непостоянна во времени. Это достигается посредством прямого включения времени (индикатора периода) в функцию удовлетворенности:

$$u_t = e^{-\kappa t} \alpha \ln y_t,$$

где u_t – удовлетворенность (текущая полезность) индивида в периоде t ; y_t – реальный доход в периоде t . Автор делает вывод о том, что немцы адаптируются как к положительным, так и к отрицательным шокам в реальном доходе, однако адаптация к последним происходит медленнее. Также он показывает, что в среднем рост реального дохода ниже 2% никак не влияет на удовлетворенность благодаря эффекту адаптации.

Исследуя данные для Австралии, Пауль и Гилберт [Paul, Guilbert, 2013] используют спецификацию с лагами доходов, а также включают в модель средний доход пир-группы (peer group), которая выделена для каждого индивида по возрасту и уровню образования. В результате авторы делают вывод о том, что австралийцы не адаптируются к собственному доходу. Однако находит свое подтверждение канал социального сравнения. Более того, в работе показано, что негативный эффект от социального сравнения выше для людей, доход которых находится ниже среднего по пир-группе. Латиф [Latif, 2015] также использует спецификацию с лагами в доходе и находит подтверждение эффекту адаптации для Канады. Однако автор не учитывает эффект социального сравнения, что может привести к смещению оценок.

Кларк и Сеник [Clark, Senik, 2015] приводят результаты оценки эффекта адаптации для китайских деревень на данных опросов за 2007 и 2010 гг. Авторы показали, что люди

в деревнях не адаптируются к своему уровню дохода, а напротив, его лагированные значения положительно влияют на удовлетворенность. Однако свое подтверждение находит эффект адаптации к рангу в распределении доходов. Более того, авторы отклоняют гипотезу о присутствии канала социального сравнения. Рейес-Гарсия и другие [Reyes-García et al., 2016] также исследуют эффекты адаптации и социального сравнения людей, проживающих в сельской местности. Они используют данные по 23 странам Африки, Азии и Латинской Америки. В отличие от работы Кларка и Сеника [Clark, Senik, 2015], авторы данной статьи находят подтверждение более сильному влиянию канала социального сравнения, чем канала адаптации. Оба этих эффекта являются статистически значимыми.

Отдельного внимания заслуживает работа [Clark et al., 2015], в которой авторы делают акцент на таком важном социальном феномене, как адаптация к бедности. Они определяют бедность как состояние, которое описывается длительностью нахождения индивида за чертой бедности. В своей статье авторы отвергают данную гипотезу для Германии. Так, можно сделать вывод, что, хотя многие другие работы свидетельствуют в пользу адаптации к доходу в данной стране, однако адаптации к нахождению в нижней части распределения доходов нет.

Что касается России, то стоит отметить работу Родионовой [Родионова, 2014], где рассматривается парадокс Истерлина. Автор находит подтверждение прямой зависимости между доходом и удовлетворенностью жизнью, используя кроссекционные данные. Находит свое подтверждение также эффект адаптации: дополнительный прирост в доходе приносит меньший прирост в удовлетворенности жизнью (точка насыщения 60 тыс. руб. на 2012 г.). Однако данное определение адаптации отличается от того, что было использовано в статьях, упомянутых выше. Здесь автор рассматривает именно пространственный аспект адаптации – нелинейную зависимость удовлетворенности и дохода, а не «привыкание» конкретных индивидов к изменениям в доходе с течением времени.

Все работы, которые были приведены выше, рассматривают адаптацию в рамках моделей, так или иначе включающих в себя лишь лагированные значения реального дохода. Иным подходом является использование моделей, которые учитывают адаптацию к совокупности обстоятельств как таковых. В таких моделях в качестве регрессоров используются также лаги зависимой переменной – удовлетворенности жизнью или материальным положением. В рамках такой спецификации тестируется гипотеза о том, что удовлетворенность имеет авторегрессионную природу. Помимо прочего это позволяет проверить гипотезы о том, что удовлетворенность стремится к стационарному уровню в долгосрочном периоде, а также о том, что доход влияет на этот уровень.

Лишь небольшое количество работ рассматривает данный тип моделей. Гипотеза об адаптации и авторегрессионном характере удовлетворенности подтверждается рядом авторов, которые используют различные методы оценки параметров динамических моделей [Pudney, 2008; Bontan, Truglia, 2011]. Так, например, Боттан и Труглья в своей статье используют модель ARDL-типа и показывают на панельных данных по Германии, Великобритании, Японии и Швейцарии, что существует канал частичной адаптации к изменениям в тех или иных обстоятельствах жизни людей и что сама удовлетворенность по своей природе является авторегрессионной. Тем не менее, исходя из результатов оценки параметров модели, нельзя отвергнуть гипотезу о долгосрочной связи доходов и субъективного благополучия.

Отдельно стоит выделить работу Вундера [Wunder, 2012], в которой автор использовал модель адаптации Фредрика и Ловенштейна [Frederick, Loewenstein, 1999]. Данная модель предполагает, что существует определенный уровень привычек, который уменьшает влияние факторов на удовлетворенность с течением времени. Этот уровень определяется как линейная комбинация из лагов независимых переменных и прошлых значений самого этого уровня. Используя данную модель, автор показал, что какие-либо изменения в обстоятельствах и условиях жизни имеют лишь краткосрочный характер.

Таким образом, в научной литературе чаще всего подтверждается гипотеза частичной адаптации, реже – социального сравнения. В первом случае это не позволяет сделать какой-либо конкретный вывод о наличии или отсутствии парадокса Истерлина. Тем не менее данный факт говорит о том, что связь между реальным доходом и удовлетворенностью в долгосрочном периоде гораздо слабее чем в краткосрочном. Также в данных работах представлен достаточно большой спектр моделей, которые позволяют проанализировать данные эффекты с разных сторон: среди данных моделей – модель ARDL, которая берется за основу в данной статье.

Данные

Основной базой данных для анализа эффектов адаптации в российском обществе является Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (в дальнейшем RLMS-HSE). Он включает в себя опросы как домашних хозяйств, так и индивидов о разных аспектах их жизни, в том числе об их финансовом положении, демографических характеристиках, удовлетворенности, здоровье и многом другом. Данные доступны начиная с 1994 г. (5-я волна), однако данный период характеризуется высокой экономической и социальной нестабильностью, а также отсутствием данных для 1997 и 1999 гг. Кроме того, для этого периода отсутствуют данные по удовлетворенности материальным положением. Поэтому будут использованы данные начиная с 9 волны (2000 г.) по 25 волну (2016 г.) в виде несбалансированной панели.

В качестве зависимой переменной выступает удовлетворенность материальным положением. Такой выбор зависимой переменной объясняется прежде всего тем, что по сравнению с удовлетворенностью жизнью данный показатель менее подвержен таким аспектам жизни индивида, как здоровье, семейное счастье и другие, и при его выборе индивиды стараются оценить свою удовлетворенность именно своими доходами в более абстрагированном смысле. Шкала данного показателя состоит из 5 градаций. Переменная преобразована таким образом, что увеличение ее значений соответствует увеличению удовлетворенности материальным положением.

Ключевой объясняющей переменной является реальный доход². Так как на удовлетворенность индивида влияет его фактическое материальное благосостояние, которое включает все возможные источники дохода и выплаты, то основной прокси-переменной является реальный эквивалентный доход за последние 30 дней в ценах декабря 2016 г. [ФСГС, 2017]. Данная переменная считается следующим образом:

² При использовании сконструированных переменных реального дохода домохозяйств, доступных лишь в версии данных от Carolina Population Center, University of North Carolina, уменьшается количество наблюдений без изменения содержательных выводов.

$$y_{it} = \frac{inc_{ht}}{N_{ht}^p \cdot CPI_{rt}^{base}},$$

где y_{it} – реальный эквивалентный доход i -го индивида в периоде (году) t за последние 30 дней в ценах декабря 2016 г.; inc_{ht} – номинальный доход h -го домашнего хозяйства в периоде t ; N_{ht} – количество членов в h -ом домашнем хозяйстве (в котором проживает индивид) в периоде t ; CPI_{rt}^{base} – индекс потребительских цен (ИПЦ) региона r в периоде t , базой которого является индекс в декабре 2016 г.; $0 < p \leq 1$ – параметр эквивалентности дохода.

Данная формулировка прокси-переменной дохода позволяет учесть эффект экономии от масштаба в домашнем хозяйстве благодаря введенному параметру p . В качестве основного значения этого параметра принимается 0,5 [OECD, 2017]. Далее в статье не производится различий между формулировками «реальный доход» и «реальный эквивалентный доход».

Таблица 1.

Используемые переменные

Название переменной	Обозначение	Пояснения	Единицы измерения
Основные переменные			
Удовлетворенность материальным положением	u_{it}	-	По шкале от 1 до 5
Реальный эквивалентный доход за последние 30 дней	y_{it}	-	Руб. декабря 2016 г.
Контролирующие переменные (C_{it})			
Медианный доход в стране, с учетом цен региона r в период t	m_inc_{rt}	Введена автором	Руб. декабря 2016 г.
Количество населения в пункте проживания индивида	$popul_{it}$	-	Человек
Возраст индивида	age_{it}	-	Количество лет
Статус занятости индивида	$unempl_{it}$	-	Бинарная: «0» – неработающий; «1» – работающий
Желание найти работу, при условии ее отсутствия	$wanna_find_{it}$	Введена автором	Бинарная: «1» – да; «0» – нет
Уровень образования	$diplom_{it}$	-	6 градаций
Фиксированные временные эффекты (дамми для волн)	$id_w = t$	-	Бинарные: «1» – наблюдение относится к волне t

Стоит отметить, что средний доход референтной группы учитывает важный эффект социального сравнения. В то время как желание найти работу при условии ее отсутствия также может влиять на восприятие своего дохода [Wunder, 2012], таким образом делается разделение подгруппы внутри группы безработных.

Данные фильтруются так, чтобы реальный эквивалентный доход за последние 30 дней не превышал 200 тыс. руб. (95% выборки), а значения его темпов роста принадлежали отрезку $[1/3; 3]$. Более того, используются лишь данные для индивидов не моложе 18 и не старше 70 лет. Описательная статистика приведена в табл. П1 Приложения 1.

Методология

В качестве базовой модели мы используем модель ARDL [Pudney, 2008; Bontan, Trugilia, 2011]. Она позволяет учесть два следующих факта. Как было указано выше, динамика агрегированной удовлетворенности материальным положением может говорить о ее движении к своему стационарному уровню. Данный факт можно учесть посредством включения авторегрессионной компоненты в уравнение регрессии. Чтобы учесть механизм адаптации, в уравнение регрессии включается не только реальный эквивалентный доход в текущем периоде, но также и его лаги.

Данную модель можно записать следующим образом:

$$(1) \quad u_{it} = \sum_{j=1}^q \lambda_j u_{it-j} + \sum_{j=0}^{p+1} \rho_j \ln y_{it-j} + \beta C_{it} + \beta_0 + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it},$$

где u_{it} – удовлетворенность материальным положением i -го индивида в периоде t ; y_{it} – реальный эквивалентный доход; C_{it} – контролирующие переменные согласно табл. 1; δ_t – фиксированные временные эффекты; η_i – индивидуальные фиксированные эффекты; ε_{it} – случайная составляющая.

Количество лагов q выбирается так, чтобы, во-первых, решить проблему автокорреляции второго порядка в первой разности шума $\Delta \varepsilon_{it}$ (на основе AR(2) теста), а во-вторых, чтобы учесть эффекты более удаленных периодов.

Парадокс Истерлина подтвердится в том случае, если между реальным эквивалентным доходом и удовлетворенностью материальным положением не окажется долгосрочной связи. Это сводится к проверке следующих ограничений:

$$\begin{cases} \sum_{j=0}^{p+1} \rho_j = 0; \\ \text{корни } 1 - \sum_{j=1}^q \lambda_j L^j = 0 \text{ лежат вне единичного круга.} \end{cases}.$$

Первое уравнение системы говорит о том, что, при прочих равных условиях, суммарный эффект от роста реального дохода спустя $p + 1$ периодов равен нулю. Второе

уравнение, при прочих равных, дает гарантии сходимости к долгосрочному постоянному уровню.

Для того чтобы протестировать эффект социального сравнения, в качестве одной из контролирующих переменных включается средний доход по пир-группе (*peer group*). В качестве пир-групп выбираются следующие: население страны (основная); группа людей, проживающих в стране, выделенная по уровню образования (*diplom*) и возрасту.

Таким образом, данная модель позволит протестировать как характер влияния реального дохода на удовлетворенность в краткосрочном и долгосрочном периодах, так и инерционную или, другими словами, авторегрессионную природу удовлетворенности.

В литературе встречается частный случай модели ARDL [Frederick, Loewenstein, 1999; Wunder, 2012; Beja, 2014]. В этом случае задается ряд предпосылок, которые априори описывают механизм адаптации:

$$\begin{cases} u_t = \beta(x_t - w_t) \\ w_t = \alpha x_{t-1} + (1 - \alpha)w_{t-1}, \end{cases}$$

где u_t – удовлетворенность материальным положением; w_t – уровень адаптации; x_t – факторы, оказывающие влияние на удовлетворенность. В данном случае уровень адаптации w_t оказывает прямое негативное влияние на удовлетворенность индивида. Если, например, параметр α принимает значение ноль, то эффект адаптации к факторам x_t отсутствует. В случае равенства данного параметра единице полная адаптация происходит сразу в следующем периоде.

Данная система позволяет выразить удовлетворенность через авторегрессионную компоненту и первую разность факторов следующим образом:

$$u_t = (1 - \alpha)u_{t-1} + \beta \Delta x_t.$$

Факторы x_t можно задать как

$$x_t = \sum_{j=0}^p \pi_j \ln y_{t-j} + C_t,$$

где y_t – реальный эквивалентный доход; C_t – контролирующие переменные. Отсюда итоговое уравнение регрессии можно записать как

$$(2) \quad u_{it} = \sum_{j=1}^q \tilde{\lambda}_j u_{it-j} + \sum_{j=0}^p \tilde{\rho}_j \Delta \ln y_{it-j} + \tilde{\beta} \Delta C_{it} + \tilde{\beta}_0 + \tilde{\delta}_t + \tilde{\eta}_i + \tilde{\varepsilon}_{it}.$$

Очевидно, что модель (2) является частным случаем модели типа ARLD. В данном случае накладываются априорные ограничения на коэффициенты перед регрессорами. В частности, коэффициенты перед логарифмом реальных эквивалентных доходов модели (2) можно выразить через аналогичные коэффициенты в модели (1) следующим образом:

$$\begin{cases} \tilde{\rho}_j = \sum_{m=0}^j \rho_m, \text{ для } j = \overline{0, p} \\ \tilde{\rho}_p = -\rho_{p+1}. \end{cases}$$

В модели (2) полагается, что на удовлетворенность материальным положением влияют лишь темпы роста дохода, а не сам доход. Тестирование эффекта адаптации в данном случае совпадает с тестированием авторегрессионной природы удовлетворенности.

Удовлетворенность материальным положением может принимать целые значения от единицы (полностью не удовлетворен(а)) до пяти (полностью удовлетворен(а)), что предполагает использование модели упорядоченного выбора. Однако существующие методы оценки ARDL-моделей для панельных данных не позволяют учесть дискретную природу зависимой переменной. Поэтому результаты оценки, полученные ниже, следует воспринимать как первое приближение в ответе на вопрос о парадоксе Истерлина и интерпретировать их с осторожностью. Данный подход часто используется и в других работах по этой теме [Wunder, 2012; Beja, 2014].

В литературе применяются два подхода к оценке таких моделей. Первый метод предполагает оценку параметров уравнения в первой разности с помощью обобщенного метода моментов (Difference GMM или DIF GMM далее) [Arellano, Bond, 1991]. Второй метод является расширенным вариантом первого. Он учитывает дополнительные условия на моменты для исходного уравнения в уровнях (LEV далее). Более подробно данные методы описаны в Приложении 2.

Выбор конкретного метода осуществляется на основе теста валидности дополнительных условий на моменты.

Результаты оценки

Первым этапом оценки параметров моделей является выбор подходящего метода.

Согласно Приложению 3, видно, что IV LEV набор инструментов не является валидным для первой модели, а, следовательно, оценки SYS GMM не являются состоятельными. В данном случае целесообразно использовать лишь условия на моменты DIF GMM и на временные фиксированные эффекты. Для частного случая (2) оба набора инструментов валидны – использование SYS GMM метода оценки оправдано.

В табл. 2 представлены основные оценки параметров базовой ARDL-модели. Развернутый вариант таблицы можно найти в Приложении 3 (табл. П3).

Стоит сразу отметить, что тест на автокорреляцию второго порядка в первой разности шума, $\Delta \varepsilon_{it}$, свидетельствует об отсутствии таковой. Согласно результатам Hansen/Sargan тестов, используемые инструменты также являются валидными.

Оценки авторегрессионных коэффициентов положительны и значимы на однопроцентном уровне. При этом корни характеристического уравнения лежат вне единичного круга, что свидетельствует в пользу сходимости удовлетворенности к некоторому постоянному долгосрочному уровню.

Таблица 2.

Результаты оценки основных параметров модели (1)

	AB_DIF_1	AB_DIF_2	AB_SYS_1	AB_SYS_2
u_{it-1}	0,212*** (0,024)	0,214*** (0,021)	0,214*** (0,022)	0,226*** (0,018)
u_{it-2}	0,111*** (0,017)	0,108*** (0,015)	0,111*** (0,019)	0,114*** (0,016)
u_{it-3}	0,070*** (0,014)	0,066*** (0,012)	0,071*** (0,015)	0,070*** (0,012)
u_{it-4}	0,038*** (0,012)	0,033*** (0,010)	0,038*** (0,013)	0,035*** (0,010)
$\ln y_{it}$	0,349*** (0,032)	0,366*** (0,027)	0,351*** (0,032)	0,367*** (0,027)
$\ln y_{it-1}$	-0,157*** (0,031)	-0,162*** (0,026)	-0,155*** (0,032)	-0,165*** (0,027)
$\ln y_{it-2}$	-0,115*** (0,028)	-0,095*** (0,025)	-0,113*** (0,029)	-0,096*** (0,025)
$\ln y_{it-3}$	-0,057** (0,028)	-0,034 (0,023)	-0,056* (0,029)	-0,035 (0,024)
$\ln y_{it-4}$	-0,100*** (0,027)	-0,076*** (0,024)	-0,100*** (0,028)	-0,076*** (0,024)
$\ln y_{it-5}$	0,007 (0,026)	–	0,008 (0,026)	–
Число наблюдений	17886	24136	24811	33251
AR(1) p-value	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) p-value	0,540	0,338	0,605	0,395
Sargan p-value	0,520	0,504	0,512	0,438
Hansen p-value	0,566	0,540	0,570	0,469

Примечания: AB_DIF – оценки параметров с помощью двухшагового Arellano-Bond Difference GMM; AB_SYS – оценки параметров с помощью двухшагового Arellano-Bover System GMM; ***, **, * – значимость на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях соответственно.

Источник: расчеты авторов.

Из табл. 3 видно, что сумма оценок коэффициентов перед логарифмами реального эквивалентного дохода и его лагов незначимо отличается от нуля, что свидетельствует о наличии эффекта адаптации и отсутствии долгосрочной связи между реальным эквивалентным доходом и удовлетворенностью материальным положением.

Таблица 3.

**Сумма оценок коэффициентов
перед логарифмом реального дохода**

	AB_DIF_1	AB_DIF_2	AB_SYS_1	AB_SYS_2
$\sum_{j=0}^{p+1} \hat{\rho}_j$	-0,074 (0,090)	-0,001 (0,069)	-0,065 (0,098)	-0,004 (0,073)

Источник: расчеты авторов.

Данный факт можно проиллюстрировать условным графиком (рис. 2), используя оценки авторегрессионных параметров, константы и фиксированные временные эффекты.

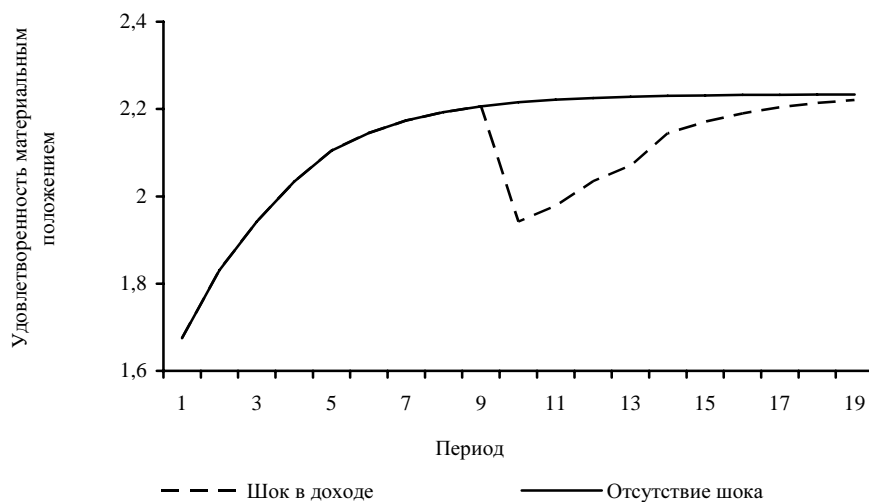


Рис. 2. Отрицательный 50-процентный шок в доходе

Пусть изначально удовлетворенность индивида находится на уровне ниже долгосрочного. Тогда с течением времени при отсутствии каких-либо шоков данная удовлетворенность монотонно увеличивается и приходит к своему долгосрочному уровню (базовая модель). Если в течение этого времени доход индивида меняется, например, имеет место 50-процентное снижение реального эквивалентного дохода, то удовлетворенность индивида падает, но эффект от этого падения также угасает с течением времени. Данный пример достаточно хорошо иллюстрирует наблюдаемую ситуацию на рис. 2, где отражены общие для экономики шоки.

Таким образом, подтверждается парадокс Истерлина для российского общества: те или иные изменения в жизни людей имеют лишь краткосрочное влияние на удовлетворенность материальным положением – эффект полной адаптации.

Как было указано ранее, в литературе также приводится частный случай модели ARDL [Frederick, Loewenstein, 1999; Wunder, 2012; Beja, 2014]. Оценки основных параметров данной модели приведены в табл. 4.

Таблица 4.

Результаты оценки основных параметров модели

	AB_DIF	AB_SYS
u_{it-1}	0,235*** (0,020)	0,231*** (0,016)
u_{it-2}	0,116*** (0,015)	0,112*** (0,015)
u_{it-3}	0,072*** (0,012)	0,071*** (0,012)
u_{it-4}	0,039*** (0,010)	0,039*** (0,010)
$\Delta \ln y_{it}$	0,372*** (0,023)	0,395*** (0,018)
$\Delta \ln y_{it-1}$	0,219*** (0,027)	0,260*** (0,019)
$\Delta \ln y_{it-2}$	0,118*** (0,026)	0,151*** (0,019)
$\Delta \ln y_{it-3}$	0,080*** (0,021)	0,097*** (0,017)
Число наблюдений	23616	32369
AR(1) p-value	0,000	0,000
AR(2) p-value	0,651	0,755
Sargan p-value	0,508	0,528
Hansen p-value	0,552	0,587

Примечания: AB_DIF – оценки параметров с помощью двухшагового Arellano-Bond Difference GMM; AB_SYS – оценки параметров с помощью двухшагового Arellano-Bover System GMM; *** – значимость на однопроцентном уровне.

Источник: расчеты авторов.

Оценки авторегрессионных параметров практически не отличаются от аналогичных базовой модели. Оценки коэффициентов перед первой разностью реальных доходов и их лагов уменьшаются по мере их удаленности от текущего момента времени t . Таким образом, при использовании модели Фредрика и Ловенштейна парадокс Истерлина также подтверждается.

Стоит отдельно отметить, что канал социального сравнения не находит своего подтверждения, так как коэффициенты перед логарифмом медианного реального дохода

в стране с учетом региональных дефляторов значимо не отличаются от нуля (табл. П5 Приложения 3). Данный вывод сохраняется и для других пир-групп, выделенных по уровню образования, возрасту и/или профессии. Однако это никак не влияет на сделанные ранее выводы, касающиеся адаптации и парадокса Истерлина – между реальным индивидуальным эквивалентным доходом и удовлетворенностью материальным положением долгосрочная связь отсутствует. Более того, в контексте данных результатов можно предположить, что положительная динамика удовлетворенности материальным положением (рис. 1) в долгосрочном периоде объясняется вовсе не растущим доходом, а механизмом адаптации после обширных негативных шоков в экономике России в 90-х годах XX в.

Таким образом, оценены параметры моделей, помогающих оценить влияния шоков в реальном доходе на субъективную удовлетворенность людей, а следовательно, и их возможную реакцию. Данные результаты должны учитываться при анализе эффектов социального неравенства, социальной напряженности и нестабильности в обществе.

Заключение

В последние десятилетия в научной литературе по экономике счастья все чаще стали появляться работы, опровергающие долгосрочную связь между субъективным благополучием и реальным доходом. В частности, данный феномен свойственен многим странам Европы и США [Clark, 2014]. В этих странах при растущих доходах наблюдается почти постоянная удовлетворенность жизнью и материальным положением. Можно ли распространить данные выводы и на Россию? В данной статье сделана попытка ответить на этот вопрос.

Несмотря на то, что агрегированные удовлетворенность материальным положением и реальный доход имели положительный тренд и похожую динамику в последние 20 лет, в статье показано, что между ними существует лишь краткосрочная связь – прямой эффект от шока в доходе является статистически незначимым уже на пятый год. Кроме того, удовлетворенность материальным положением является авторегрессионной по своей природе и сходится к некоторому постоянному значению. Данные результаты позволяют сделать вывод о том, что в российском обществе преобладает эффект адаптации, и, следовательно, парадокс Истерлина подтверждается. Наблюдаемая схожесть в динамике реального эквивалентного дохода и удовлетворенности материальным положением помимо краткосрочной связи также может объясняться общими экономико-социальными шоками, которые имели место в 90-х годах XX в. После данного масштабного спада субъективное благополучие людей под воздействием механизма адаптации возвращалось к долгосрочному, более высокому, уровню.

В данной статье также показано, что эффект сравнения является статистически незначимым в объяснении уровня удовлетворенности.

Важно отметить, что данная работа ни в коем случае не опровергает или преуменьшает важность экономического роста. Нужно понимать, что данные результаты лишь говорят о том, что реальный доход является плохим индикатором субъективного благосостояния людей в долгосрочном периоде, так как люди привыкают к тому или иному уровню дохода. Таким образом, данные результаты более полезны в контексте анализа эффектов социального неравенства, социальной напряженности и нестабильности, нежели в рамках анализа роли экономического роста как такового.

Приложение 1.

Таблица П1.

Описательная статистика переменных					
	N	Среднее	Стандартное отклонение	Min	Max
Возраст	114825	43,10	14,26	18	70
Удовлетворенность материальным положением	114825	2,29	1,09	1	5
Реальный эквивалентный доход в ценах декабря 2016 г.	114825	27589,15	19706,82	1020	199875
Удовлетворенность жизнью	114455	3,09	1,09	1	5
Желание найти работу	110807	0,097	0,297	0	1
Статус занятости: безработный	114825	0,326	0,469	0	1
Население в населенном пункте	114825	1141218	2751892	100	1,23e+07
Уровень образования	114825	4,56	1,14	1	6

Приложение 2.

Методы оценки параметров модели

С помощью обобщенного метода моментов (Difference GMM или DIF GMM далее) [Arellano, Bond, 1991] можно получить состоятельные оценки параметров, используя второй и более ранние лаги зависимой переменной в качестве инструментов для $\Delta \epsilon_{it}$. Необходимым условием для получения состоятельных оценок является отсутствие автокорреляции второго порядка в $\Delta \epsilon_{it}$.

Второй метод является расширенным вариантом первого. Он учитывает следующие дополнительные условия на моменты для исходного уравнения в уровнях (далее, LEV). Для уравнения (1) это выглядит следующим образом:

$$(3) \quad \begin{aligned} E[\Delta u_{it-s}(\eta_i + \epsilon_{it})] &= 0, s = 1 \dots T, \\ E[\Delta x_{it-s}(\eta_i + \epsilon_{it})] &= 0, s = 0 \dots T. \end{aligned}$$

Данный метод принято называть методом системы обобщенных моментов (System GMM или SYS GMM далее) [Arellano, Bover, 1995]. В общем случае SYS GMM более эффективен, чем DIF GMM.

Условия (3) можно назвать условиями постоянной корреляции (constant-correlated effects) – необходимые условия для состоятельности оценок SYS GMM:

$$E(u_{it}|\eta_i) = c_u,$$

$$E(x_{it}|\eta_i) = c_x.$$

На практике условие постоянной корреляции регрессоров и фиксированных эффектов выполняется довольно редко [Bun, Sarafidis, 2015].

Проверка данных предпосылок проводится с помощью теста разницы в Sargan/Hansen статистиках (Difference-in-Hansen/Sargan tests), рассчитываемых для различных наборов инструментов. Данный тест заключается в сравнении статистик двух моделей. Альтернативная модель (а) предполагает включение дополнительных моментов (использование дополнительных инструментов). При выполнении нулевой гипотезы о валидности всего набора инструментов разность между J -статистиками распределена по χ^2 -распределению с m степенями свободы [Roodman, 2009]:

$$J_a(\hat{\theta}_a) - J_0(\hat{\theta}_0) \sim \chi^2(m),$$

где m – количество дополнительных ограничений (инструментов).

Таким образом, оценка параметров моделей производится с помощью двухшагового GMM с WC (Windmeijer's Correction) робастной вариационно-ковариационной матрицей [Windmeijer, 2005].

Приложение 3.

Проверка валидности инструментов

Ниже приведена таблица с результатами Difference-in-Hansen теста, который позволяет проверить валидность отдельных наборов инструментов. Алгоритм проведения тестов последовательный: базовый набор инструментов содержит лишь инструменты для DIF GMM, с помощью которых при отсутствии автокорреляции второго порядка в первой разности шума можно получить состоятельные оценки. Далее добавляются LEV-инструменты для экзогенных переменных (IV LEV), после чего инструменты для лагов зависимой переменной (GMM LEV). Временные фиксированные эффекты используются как инструменты по умолчанию. Количество используемых лагов зависимой переменной в качестве инструментов также определяется Hansen/Sargan тестами на сверхидентификацию. Результаты данных тестов приведены в табл. П4.

Таблица П2.

Тесты на валидность наборов инструментов для моделей (1) и (2)

Поднабор инструментов	m_2	$\chi^2(m_2)$ [p-value] для модели (1)	m_1	$\chi^2(m_1)$ [p-value] для модели (2)
IV LEV	13	81,20 [0,000]	11	12,81 [0,306]
GMM LEV	–	–	1	0,77 [0,381]

Таблица П3.

Результаты оценки модели (1)

	AB_DIF_1	AB_DIF_2	AB_SYS_1	AB_SYS_2
u_{it-1}	0,212*** (0,024)	0,214*** (0,021)	0,214*** (0,022)	0,226*** (0,018)
u_{it-2}	0,111*** (0,017)	0,108*** (0,015)	0,111*** (0,019)	0,114*** (0,016)
u_{it-3}	0,070*** (0,014)	0,066*** (0,012)	0,071*** (0,015)	0,070*** (0,012)
u_{it-4}	0,038*** (0,012)	0,033*** (0,010)	0,038*** (0,013)	0,035*** (0,010)
$diplom_{it}$	0,045 (0,039)	0,085** (0,033)	0,046 (0,039)	0,086*** (0,033)
$\ln(m_{inc_{it}})$	–0,003 (0,009)	–0,004 (0,009)	0,009 (0,085)	–0,011 (0,059)
$\ln y_{it}$	0,349*** (0,032)	0,366*** (0,027)	0,351*** (0,032)	0,367*** (0,027)
$\ln y_{it-1}$	–0,157*** (0,031)	–0,162*** (0,026)	–0,155*** (0,032)	–0,165*** (0,027)
$\ln y_{it-2}$	–0,115*** (0,028)	–0,095*** (0,025)	–0,113*** (0,029)	–0,096*** (0,025)
$\ln y_{it-3}$	–0,057** (0,028)	–0,034 (0,023)	–0,056* (0,029)	–0,035 (0,024)
$\ln y_{it-4}$	–0,100*** (0,027)	–0,076*** (0,024)	–0,100*** (0,028)	–0,076*** (0,024)
$\ln y_{it-5}$	0,007 (0,026)		0,008 (0,026)	
$\ln(popul_{it})$	0,131 (0,125)	0,151 (0,115)	0,070 (0,114)	0,075 (0,110)

Окончание табл. ПЗ.

	AB_DIF_1	AB_DIF_2	AB_SYS_1	AB_SYS_2
age_{it}	0,031 (0,058)	0,048 (0,049)	0,010 (0,022)	0,013 (0,018)
age^2_{it}	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
$unempl_{it}$	-0,320*** (0,046)	-0,298*** (0,039)	-0,321*** (0,046)	-0,298*** (0,040)
$wanna_find_{it}$	-0,170*** (0,049)	-0,196*** (0,042)	-0,172*** (0,049)	-0,198*** (0,042)
Временные эффекты	Да	Да	Да	Да
Константа			-0,117 (2,696)	-0,091 (2,294)
Количество наблюдений	17886	24136	24811	33251
Количество групп	4571	6318	6447	8303
Количество инструментов	35	35	37	37
AR(1) p-val	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) p-val	0,540	0,338	0,605	0,395
AR(3) p-val	0,498	0,894	0,483	0,888
Sargan p-val	0,520	0,504	0,512	0,438
Hansen p-val	0,566	0,540	0,570	0,469

Таблица П4.

**Выбор оптимального количества инструментов для AB_DIF_1 в модели (1):
тесты на автокорреляцию остатков и сверхидентификацию**

Количество инструментов	Max lag	AR(1) p-val	AR(2) p-val	AR(3) p-val	Sargan p-val	Hansen p-val	Остаток наблюдений от исходной выборки, %
27	5	0,000	0,432	0,511	0,000	0,000	100,00
28	6	0,000	0,432	0,511	0,853	0,864	100,00
29	7	0,000	0,444	0,518	0,640	0,659	91,76
30	8	0,000	0,450	0,509	0,602	0,636	82,77
31	9	0,000	0,471	0,511	0,435	0,470	74,34
32	10	0,000	0,523	0,504	0,263	0,278	66,70
33	11	0,000	0,524	0,501	0,352	0,380	60,06
34	12	0,000	0,539	0,498	0,414	0,457	54,26
35	13	0,000	0,540	0,498	0,520	0,566	49,18
36	14	0,000	0,513	0,545	0,006	0,017	44,74
37	15	0,000	0,458	0,581	0,002	0,007	40,85

Таблица П5.

Результаты оценки модели (2)

	OLS	FE	AB_DIF	AB_SYS
u_{it-1}	0,304*** (0,006)	-0,022*** (0,008)	0,235*** (0,020)	0,231*** (0,016)
u_{it-2}	0,182*** (0,006)	-0,032*** (0,008)	0,116*** (0,015)	0,112*** (0,015)
u_{it-3}	0,133*** (0,006)	-0,039*** (0,007)	0,072*** (0,012)	0,071*** (0,012)
u_{it-4}	0,111*** (0,006)	-0,039*** (0,007)	0,039*** (0,010)	0,039*** (0,010)
$\Delta diplom_{it}$	0,033* (0,019)	0,023 (0,019)	0,040* (0,023)	0,039* (0,020)
$\Delta \ln(m_{inc}_{it})$	-0,005 (0,066)	0,075 (0,086)	-0,035 (0,099)	-0,024 (0,084)
$\Delta \ln y_{it}$	0,446*** (0,017)	0,352*** (0,018)	0,372*** (0,023)	0,395*** (0,018)
$\Delta \ln y_{it-1}$	0,312*** (0,018)	0,284*** (0,021)	0,219*** (0,027)	0,260*** (0,019)
$\Delta \ln y_{it-2}$	0,176*** (0,017)	0,189*** (0,020)	0,118*** (0,026)	0,151*** (0,019)
$\Delta \ln y_{it-3}$	0,105*** (0,015)	0,129*** (0,017)	0,080*** (0,021)	0,097*** (0,017)
$\Delta \ln(popul_{it})$	-0,020 (0,090)	-0,116 (0,090)	-0,027 (0,113)	-0,018 (0,098)
Δage_{it}	-0,058* (0,031)	0,057 (0,094)	0,073 (0,109)	-0,037 (0,035)
Δage^2_{it}	0,001*** (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,001*** (0,000)
$\Delta unempl_{it}$	-0,187*** (0,023)	-0,132*** (0,022)	-0,186*** (0,027)	-0,179*** (0,024)
$\Delta wanna_find_{it}$	-0,111*** (0,024)	-0,089*** (0,023)	-0,096*** (0,027)	-0,099*** (0,025)
Временные эффекты	Да	Да	Да	Да
Константа	0,536*** (0,036)	2,328*** (0,058)	-	1,122*** (0,100)
Количество наблюдений	32369	32369	23616	32369
Количество групп		8163	6199	8163
Количество инструментов			34	36
AR(1) p-val			0,000	0,000
AR(2) p-val			0,651	0,755
AR(3) p-val			0,668	0,670
Sargan p-val			0,508	0,528
Hansen p-val			0,552	0,587

Таблица П6.

**Выбор оптимального количества инструментов для AB-DIF в модели (2):
тесты на автокорреляцию остатков и сверхидентификацию**

Количество инструментов	Max lag	AR(1) p-val	AR(2) p-val	AR(3) p-val	Sargan p-val	Hansen p-val	Остаток наблюдений от исходной выборки, %
26	5	0,000	0,578	0,671	0,000	0,000	100,00
27	6	0,000	0,582	0,673	0,694	0,713	87,05
28	7	0,000	0,591	0,664	0,568	0,583	76,63
29	8	0,000	0,587	0,666	0,726	0,736	67,81
30	9	0,000	0,592	0,653	0,370	0,387	60,29
31	10	0,000	0,635	0,657	0,287	0,299	53,79
32	11	0,000	0,630	0,653	0,390	0,396	48,26
33	12	0,000	0,635	0,654	0,493	0,504	43,50
34	13	0,000	0,651	0,668	0,508	0,552	39,38
35	14	0,000	0,601	0,638	0,022	0,061	35,80
36	15	0,000	0,548	0,615	0,020	0,056	32,68

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Родионова Л.А.* Парадокс Истерлина в России // Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Экономика. Управление. Право. 2014. Т. 14. № 2. С. 386–393.
- Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ [Электронный ресурс]. (<https://www.hse.ru/rlms>)
- Цены. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/tariffs)
- Angeles L.* Adaption or Social Comparison? The Effects of Income on Happiness: Working Paper 2009–09. Business School – Economics, University of Glasgow, 2008.
- Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations // The Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. № 2. P. 277–297.
- Arellano M., Bover O.* Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models // Journal of Econometrics. 1995. Vol. 68. № 1. P. 29–51.
- Beja E.L.* Income Growth and Happiness: Reassessment of the Easterlin Paradox // International Review of Economics. 2014. Vol. 61. № 4. P. 329–346.

- Bottan N.L., Perez Truglia R.* Deconstructing the Hedonic Treadmill: Is Happiness Autoregressive? // *The Journal of Socio-Economics*. 2011. Vol. 40. № 3. P. 224–236.
- Bun M.J.G., Sarafidis V.* Dynamic Panel Data Models // *The Oxford Handbook of Panel Data*. Oxford: Oxford University Press, 2015. P. 76–110.
- Burchardt T.* Are One Man's Rags Another Man's Riches? Identifying Adaptive Expectations Using Panel Data // *Social Indicators Research*. 2005. Vol. 74. № 1. P. 57–102.
- Clark A.E., D'Ambrosio C., Ghislandi S.* Adaptation to Poverty in Long-Run Panel Data // *The Review of Economics and Statistics*. 2015. Vol. 98. № 3. P. 591–600.
- Clark A.E., Frijters P., Shields M.A.* Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles // *Journal of Economic Literature*. 2008. Vol. 46. № 1. P. 95–144.
- Clark A.E., Senik C.* Income Comparisons in Chinese Villages // A.E. Clark, C. Senik (eds.) *Happiness and Economic Growth: Lessons from Developing Countries*. Oxford Scholarship Online, Oxford, UK, 2015. P. 216–239.
- Clark A.E.* Are Wages Habit-forming? Evidence from Micro Data // *Journal of Economic Behavior & Organization*. 1999. Vol. 39. № 2. P. 179–200.
- Clark A.E.* Adaptation and the Easterlin Paradox // *Advances in Happiness Research*. Tokyo: Springer, 2016. P. 75–94.
- Clark D.A.* Adaptation, Poverty and Well-Being: Some Issues and Observations with Special Reference to the Capability Approach and Development Studies // *Journal of Human Development and Capabilities*. 2009. Vol. 10. № 1. P. 21–42.
- D'Ambrosio C., Frick J.R.* Individual Wellbeing in a Dynamic Perspective // *Economica*. 2012. Vol. 79. № 314. P. 284–302.
- Di Tella R., Haisken-De New J., MacCulloch R.* Happiness Adaptation to Income and to Status in an Individual Panel // *Journal of Economic Behavior & Organization*. 2010. Vol. 76. № 3. P. 834–852.
- Easterlin R.A.* Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence // *Nations and Households in Economic Growth*. 1974. Vol. 89. P. 89–125.
- Easterlin R.A.* Paradox Lost? SSRN Scholarly Paper ID 2714062. Rochester, New York: Social Science Research Network, 2016.
- Frederick S., Loewenstein G.* Hedonic Adaptation // *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*. New York: Russell Sage Foundation, 1999. P. 302–329.
- Frey B.S., Stutzer A.* Economic Consequences of Mispredicting Utility // *Journal of Happiness Studies*. 2014. Vol. 15. № 4. P. 937–956.
- Grund C., Sliwka D.* Reference-Dependent Preferences and the Impact of Wage Increases on Job Satisfaction: Theory and Evidence // *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)*. 2007. Vol. 163. № 2. P. 313–335.
- Kesavayuth D., Rosenman R.E., Zikos V.* The Dynamic Effects of Retirement on Well-being: Working Paper 2016-15. School of Economic Sciences, Washington State University, 2016.
- Latif E.* Happiness Adaptation to Income: Evidence from Canada // *Economics Bulletin*. 2015. Vol. 35. № 3. P. 1477–1487.
- Layard R., Mayraz G., Nickell S.* Does Relative Income Matter? Are the Critics Right? // E. Diener, D. Kahneman, J. Helliwell (eds.) *International Differences in Well-Being*. Oxford, UK: Oxford University Press, 2010. P. 139–165.
- Paul S., Guilbert D.* Income-happiness Paradox in Australia: Testing the Theories of Adaptation and Social Comparison // *Economic Modelling*. 2013. Vol. 30. P. 900–910.
- Pudney S.* The Dynamics of Perception: Modelling Subjective Wellbeing in a Short Panel // *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*. 2008. Vol. 171. № 1. P. 21–40.
- Reyes-García V. et al.* Subjective Wellbeing and Income: Empirical Patterns in the Rural Developing World // *Journal of Happiness Studies*. 2016. Vol. 17. № 2. P. 773–791.
- Roodman D.* A Note on the Theme of Too Many Instruments // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2009. Vol. 71. № 1. P. 135–158.

- Samman E., Santos M.E.* Poor and Dissatisfied? Income Poverty, Poverty Transitions and Life Satisfaction in Chile // *Journal of Poverty and Social Justice*. 2013. Vol. 21. № 1. P. 19–31.
- Stutzer A.* The Role of Income Aspirations in Individual Happiness // *Journal of Economic Behavior & Organization*. 2004. Vol. 54. № 1. P. 89–109.
- Vendrik M.C.M.* Adaptation, Anticipation and Social Interaction in Happiness: An Integrated Error-Correction Approach // *Journal of Public Economics*. 2013. Vol. 105. P. 131–149.
- Windmeijer F.* A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators // *Journal of Econometrics*. 2005. Vol. 126. № 1. P. 25–51.
- Wunder C.* Adaptation to Income Over Time: A Weak Point of Subjective Well-Being // *Schmollers Jahrbuch*. 2009. Vol. 129. № 2. P. 269–281.
- Wunder C.* Does Subjective Well-being Dynamically Adjust to Circumstances? // *Economics Letters*. 2012. Vol. 117. № 3. P. 750–752.
- OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth – en – OECD [Electronic resource]. (<http://www.oecd.org/statistics/framework-for-statistics-on-the-distribution-of-household-income-consumption-and-wealth-9789264194830-en.htm>)

Adaptation and the Easterlin Paradox in Russia

Alexander Larin¹, Sergei Filiasov²

¹ National Research University Higher School of Economics,
25/12, Bolshaya Pecherskaya str., Nizhny Novgorod, 603005, Russian Federation.
E-mail: la.nnov@gmail.com

² National Research University Higher School of Economics,
26/3, Shabolovka str., Moscow, 119049, Russian Federation.
E-mail: svfiliasov@yandex.ru

In recent years the dynamic Easterlin Paradox has been confirmed for many European countries as well as for the USA: satisfaction does not depend on real income in the long run. In this paper we test this hypothesis for Russia, in particular we test two main mechanisms of the paradox: adaptation to changes in income and social comparison effect. In order to do that we specify two ARDL-type models and use the RLMS NRU HSE dataset for estimating their parameters. It is shown that there exists only the short run association between agents' real income and satisfaction with their financial situation even though the dynamics of these two variables was very similar in the past 20 years. Moreover, authors confirm that satisfaction with income is of autoregressive nature itself and it tends to reach and maintain some constant level in the long run. Therefore, these results indicate in favor of the adaptation mechanism and hence the presence of the Easterlin Paradox in Russia even though the social comparison effect is statistically insignificant. The positive co-movement of the aggregate variables might be explained by

the massive negative shocks during the 90s which brought down the income and satisfaction. These results are most applicable in the analysis of social inequality, social tension and instability rather than of the effects of economic growth itself.

Key words: Easterlin Paradox; adaptation; well-being; welfare; economics of happiness.

JEL Classification: J31, D6.

* *

*

References

- Rodionova L.A. (2014). Paradoks Isterlina v Rossii [Easterlin Paradox in Russia]. *Izvestiya of Saratov University. New Series. Series: Economics. Management. Law*, 14, 2, pp. 386–393.
- Rossiyskiy monitoring ekonomicheskogo polozheniya i zdorov'ya naseleniya NIU VSHE [Russian Longitudinal Monitoring Survey, RLMS-HSE]. Available at: <https://www.hse.ru/rlms>
- Tseny [Prices]. *Federal State Statistics Service*. Available at: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/tariffs
- Angeles L. (2008) *Adaption or Social Comparison? The Effects of Income on Happiness*. Working Paper 2009–09. Business School – Economics, University of Glasgow.
- Arellano M., Bond S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58, 2, pp. 277–297.
- Arellano M., Bover O. (1995) Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. *Journal of Econometrics*, 68, 1, pp. 29–51.
- Beja E.L. (2014) Income Growth and Happiness: Reassessment of the Easterlin Paradox. *International Review of Economics*, 61, 4, pp. 329–346.
- Bottan N.L., Perez Truglia R. (2011) Deconstructing the Hedonic Treadmill: Is Happiness Autoregressive? *The Journal of Socio-Economics*, 40, 3, pp. 224–236.
- Bun M.J.G., Sarafidis V. (2015) Dynamic Panel Data Models. *The Oxford Handbook of Panel Data*. Oxford: Oxford University Press, pp. 76–110.
- Burchardt T. (2005) Are One Man's Rags Another Man's Riches? Identifying Adaptive Expectations Using Panel Data. *Social Indicators Research*, 74, 1, pp. 57–102.
- Clark A.E., D'Ambrosio C., Ghislandi S. (2015) Adaptation to Poverty in Long-Run Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 98, 3, pp. 591–600.
- Clark A.E., Frijters P., Shields M.A. (2008) Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles. *Journal of Economic Literature*, 46, 1, pp. 95–144.
- Clark A.E., Senik C. (2015) Income Comparisons in Chinese Villages. *Happiness and Economic Growth: Lessons from Developing Countries* (eds. A.E. Clark, C. Senik), Oxford Scholarship Online, Oxford, UK, pp. 216–239.
- Clark A.E. (1999) Are Wages Habit-forming? Evidence from Micro Data. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 39, 2, pp. 179–200.
- Clark A.E. (2016) Adaptation and the Easterlin Paradox. *Advances in Happiness Research*. Tokyo: Springer, pp. 75–94.

Clark D.A. (2009) Adaptation, Poverty and Well-Being: Some Issues and Observations with Special Reference to the Capability Approach and Development Studies. *Journal of Human Development and Capabilities*, 10, 1, pp. 21–42.

D'Ambrosio C., Frick J.R. (2012) Individual Wellbeing in a Dynamic Perspective. *Economica*, 79, 314, pp. 284–302.

Di Tella R., Haisken-De New J., MacCulloch R. (2010) Happiness Adaptation to Income and to Status in an Individual Panel. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 76, 3, pp. 834–852.

Easterlin R.A. (1974) Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. *Nations and Households in Economic Growth*, 89, pp. 89–125.

Easterlin R.A. (2016) *Paradox Lost?* SSRN Scholarly Paper ID 2714062. Rochester, New York: Social Science Research Network.

Frederick S., Loewenstein G. (1999) Hedonic Adaptation. *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*. New York: Russell Sage Foundation, pp. 302–329.

Frey B.S., Stutzer A. (2014) Economic Consequences of Mispredicting Utility. *Journal of Happiness Studies*, 15, 4, pp. 937–956.

Grund C., Sliwka D. (2007) Reference-Dependent Preferences and the Impact of Wage Increases on Job Satisfaction: Theory and Evidence. *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)*, 163, 2, pp. 313–335.

Kesavayuth D., Rosenman R.E., Zikos V. (2016) *The Dynamic Effects of Retirement on Well-being*. Working Paper 2016-15. School of Economic Sciences, Washington State University.

Latif E. (2015) Happiness Adaptation to Income: Evidence from Canada. *Economics Bulletin*, 35, 3, pp. 1477–1487.

Layard R., Mayraz G., Nickell S. (2010) Does Relative Income Matter? Are the Critics Right? *International Differences in Well-Being* (eds. E. Diener, D. Kahneman, J. Helliwell), Oxford, UK: Oxford University Press, pp. 139–165.

Paul S., Guilbert D. (2013) Income-happiness Paradox in Australia: Testing the Theories of Adaptation and Social Comparison. *Economic Modelling*, 30, pp. 900–910.

Pudney S. (2008) The Dynamics of Perception: Modelling Subjective Wellbeing in a Short Panel. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 171, 1, pp. 21–40.

Reyes-García V. et al. (2016) Subjective Wellbeing and Income: Empirical Patterns in the Rural Developing World. *Journal of Happiness Studies*, 17, 2, pp. 773–791.

Roodman D. (2009) A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 1, pp. 135–158.

Samman E., Santos M.E. (2013) Poor and Dissatisfied? Income Poverty, Poverty Transitions and Life Satisfaction in Chile. *Journal of Poverty and Social Justice*, 21, 1, pp. 19–31.

Stutzer A. (2004) The Role of Income Aspirations in Individual Happiness. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 54, 1, pp. 89–109.

Vendrik M.C.M. (2013) Adaptation, Anticipation and Social Interaction in Happiness: An Integrated Error-Correction Approach. *Journal of Public Economics*, 105, pp. 131–149.

Windmeijer F. (2005) A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, 126, 1, pp. 25–51.

Wunder C. (2009) Adaptation to Income Over Time: A Weak Point of Subjective Well-Being. *Schmollers Jahrbuch*, 129, 2, pp. 269–281.

Wunder C. (2012) Does Subjective Well-being Dynamically Adjust to Circumstances? *Economics Letters*, 117, 3, pp. 750–752.

OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth. OECD. Available at: <http://www.oecd.org/statistics/framework-for-statistics-on-the-distribution-of-household-income-consumption-and-wealth-9789264194830-en.htm>