

Микроэкономический анализ

ВЛИЯНИЕ ИНФОРМАЦИОННОГО ФОНА НА ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ПОВЕДЕНИЕ ДОМОХОЗЯЙСТВ

Степан ВИНОКУРОВ, Анна МЕДВЕДЬ, Лариса МИЗРИНЬ

Степан Степанович Винокуров —
кандидат экономических наук, доцент кафедры
национальной экономики, Санкт-Петербургский
государственный экономический университет
(РФ, 191023, Санкт-Петербург, Садовая ул., 21).
E-mail: stepan_vinokurov@mail.ru

Лариса Александровна Мизринь —
доктор экономических наук, профессор,
заведующий кафедрой национальной экономики,
Санкт-Петербургский государственный
экономический университет
(РФ, 191023, Санкт-Петербург, Садовая ул., 21).
E-mail: mierzina@rambler.ru

Анна Алексеевна Медведь —
кандидат экономических наук, доцент кафедры
национальной экономики, Санкт-Петербургский
государственный экономический университет
(РФ, 191023, Санкт-Петербург, Садовая ул., 21).
E-mail: annmedved@mail.ru

Аннотация

Статья посвящена роли информационного фона в принятии домохозяйствами решений по вопросам потребления-сбережения. Проблема поведенческих предпосылок принятия решений в последнее время составляет мейнстрим экономической мысли. Кризис концепции абсолютно рационального субъекта привел к развитию теорий ограниченной рациональности и поиску неэкономических детерминант микро- и макроэкономических процессов. В результате междисциплинарных исследований, проводимых на стыке психологии, социологии, политологии и экономики, современная экономическая теория обогатилась новыми подходами и концепциями, лучше описывающими реальность, чем модели, основанные на аксиоме *homo economicus*. Одним из основных ограничений рациональности экономических субъектов признается несовершенство информации, которая доступна и при этом является достоверной, а также необходимые затраты на ее обработку и вероятность ошибок. Настоящее исследование призвано внести свой вклад в изучение воздействия информационной составляющей в виде экономических новостей на поведение российских домохозяйств в плане распоряжения имеющимися доходами. Базой исследования стала выборка новостей основных телевизионных каналов РФ за 2006–2016 годы как наиболее доступного и вызывающего доверие у домохозяйств, согласно опросам общественного мнения, источника информации. Новости оценивались как негативные или позитивные с помощью лингвистического и смыслового анализа, далее был произведен эконометрический анализ взаимосвязи с экономическими показателями. Выяснилось, что увеличение неопределенности (расширение спреда негативности и позитивности новостей) приводит к выбору в пользу текущего потребления, что влечет за собой сокращение национальной инвестиционной базы. Авторы проанализировали также взаимосвязь тональности новостей и ее динамики с деловым циклом. Результатом анализа стал тот факт, что информационный цикл с некоторым лагом коррелирует с деловым.

Ключевые слова: экономический цикл, несовершенство информации, ограниченная рациональность.

JEL: E21.

Введение

Вданной статье анализируется принятие домохозяйствами решений относительно потребления или сбережения и воздействие на этот процесс информационного фона. Для принятия решений домохозяйства формируют ожидания относительно своего будущего — как личного, так и общего для страны проживания/инвестирования. Доступность и достоверность имеющейся информации при этом оказывают определяющее воздействие на эти решения. Теория рациональных ожиданий на сегодняшний день продолжает играть ведущую роль в макроэкономических моделях, хотя во многих аспектах она не отражает поведенческих характеристик реальных семей. Причин этого несколько. Первая заключается в том, что теория рациональных ожиданий предлагает довольно простую интерпретацию поведения и с ее помощью легко делать прогнозы, поэтому, даже не считая определенных отклонений, она по-прежнему полезна на разумном уровне абстракции. Вторая причина заключается в том, что теория рациональных ожиданий касается «среднего» домохозяйства, то есть отклонения в поведении конкретных домохозяйств могут быть взаимно скомпенсированы на общем фоне. Следовательно, для опровержения необходимо найти случай, когда домохозяйства в среднем отклоняются от рациональных ожиданий в определенном направлении, что довольно сложно, поскольку отклонения от рациональности обычно бывают индивидуальными и плохо поддаются обобщению. Тем не менее попытки отойти от рациональных ожиданий предпринимаются систематически, и в настоящей работе рассматривается процесс принятия решений как построенный не на рациональных, а на процедурно-рациональных ожиданиях.

Для того чтобы действовать более рационально, человек должен обрабатывать больше информации, что имеет свою стоимость (затраты времени, усилий и т. д.). При отказе от обработки всей необходимой информации возникает риск отклониться от рациональности и упустить часть потенциальных выгод или понести дополнительные издержки. Индивид ищет компромисс между максимизацией выигрыша от более или менее правильного решения и убытками, налагаемыми расходами на обработку информации. Отклонение от оптимального решения в сторону большего или меньшего потребления не выглядит равнозначным. Относительные потери от допущенной ошибки будут находиться в зависимости от действующей процентной ставки, коэффициента дисконтирования и межвременной эластичности замещения. При рассмотрении динамики от месяца к месяцу, которое проводится в работе, в сравнительно стабильных социально-экономических условиях кажется правдоподобным допустить положительное значение межвременной эластичности (или

коэффициент эластичности замещения больше 0 и меньше 1, если иметь в виду CES-функцию). В таких условиях низкая реальная процентная ставка, не превышающая коэффициента дисконтирования, на который ориентируется репрезентативный индивид, должна приводить к тому, что отклонение от оптимального потребления в сторону уменьшения будет означать для индивида большие потери, чем равное по величине отклонение в пользу большего потребления (при условии, что индивид рассматривает оптимум как точку отсчета). Таким образом, гипотеза состоит в том, что для репрезентативного домохозяйства предпочтительней выглядит ошибка в направлении, увеличивающем потребление, чем в направлении, увеличивающем сбережение, и в случае «дорогой» информации экономика должна столкнуться с недоинвестированием.

В качестве наиболее доступного для российских домохозяйств источника были использованы экономические новости, которые транслируют федеральные средства массовой информации. Соответственно, когда медиа предоставляют больше непротиворечивой информации, можно следовать теории рациональных ожиданий. В противном случае, чем меньше информации генерируется средствами массовой информации или же она носит противоречивый характер, тем большим будет недоинвестирование.

В следующем разделе дается краткий обзор имеющихся концепций. Затем описывается анализируемый материал и статистика. Далее проверяется корреляция и причинность по Грейнджеру между циклическими компонентами информации и сбережениями. В результате выясняется, что циклическая составляющая темпов роста объемов информации является ведущим показателем относительно циклической составляющей сбережений в располагаемых доходах домашних хозяйств. Однако уровень значимости довольно низкий, чтобы быть слишком уверенным в результате. Лучшая спецификация может быть достигнута путем замены фильтра Ходрика — Прескотта фильтром Баттерворта. В соответствии с такой спецификацией неожиданные отклонения в цикле темпов роста объемов информации выступают сигналом о будущих отклонениях в динамике сбережения располагаемого дохода. В свою очередь, такие отклонения зависят от динамики М2 и ВВП.

1. Обзор концепций

Настоящее исследование базируется как на теории рационального ожидания, так и на концепциях ограниченной рациональности. Ключевое предположение теории рациональных ожиданий состоит в том, что ошибки отдельных решений не коррелированы и их ожидание равно нулю [Muth, 1961]. Однако в последнее время экспериментальные исследования показали, что это предположе-

ние недостаточно точно описывает фактическое принятие решений [Heemeijer et al., 2009; Hommes, 2011]. В настоящем исследовании авторы полагаются на так называемую ограниченную рациональность, точнее, на «процедурно-рациональную» интуицию, согласно которой индивиды балансируют между вероятностью совершения ошибки и стоимостью точного принятия решений. За последнее время в рамках концепции «рационального невнимания» был предложен подход к формализации такого типа ограниченной рациональности. Основная идея данного подхода заключается в том, что индивидум решает задачу оптимизации, так что более точное решение (бóльшая вероятность правильного решения) требует большей информации (интерпретируется как уменьшение изначальной энтропии решений Шеннона), обработка которой является дорогостоящей [Sims, 2003; 2006; 2010]. Особенности такой оптимизации приводят к большей вероятности ошибок в определенном направлении, в то время как снижение затрат на обработку информации всё более и более приближает к решениям, основанным на рациональных ожиданиях. Этот момент приводит к важным выводам по поводу макроэкономической политики. Хотя взгляд «новых классиков» предполагает нейтральность денег и индивидуальную реакцию на денежные стимулы согласно концепции несовершенства информации [Lucas, 1972; Sargent, Wallace, 1976], рациональное невнимание демонстрирует информационные проблемы более явно [Martins, Sinigaglia, 2009] и выявляет некоторые эффекты денежно-кредитной политики [Alvarez et al., 2015].

2. Исходные данные исследования

Представляется довольно сложным (если вообще возможным) рассмотрение всего объема информации, а также затрат на ее обработку — факторов, влияющих на решения домохозяйства. Для обеспечения доверия и доступности информационных источников, используемых при принятии решений домохозяйствами, необходимо найти такие сообщения, которые общеизвестны и не требуют затрат при обработке. В качестве таких сообщений были использованы экономические новости, которые передают ведущие российские телевизионные средства массовой информации. Случай с российскими телевизионными СМИ весьма удобен, поскольку они имеют значительное доверие и бóльшую аудиторию по сравнению с новостями в Интернете, по радио или из газет. Более того, три федеральных телеканала охватывают значительно бóльшую аудиторию, чем все другие каналы, которые предлагают экономические новости. Так, по данным Российского центра изучения общественного мнения¹,

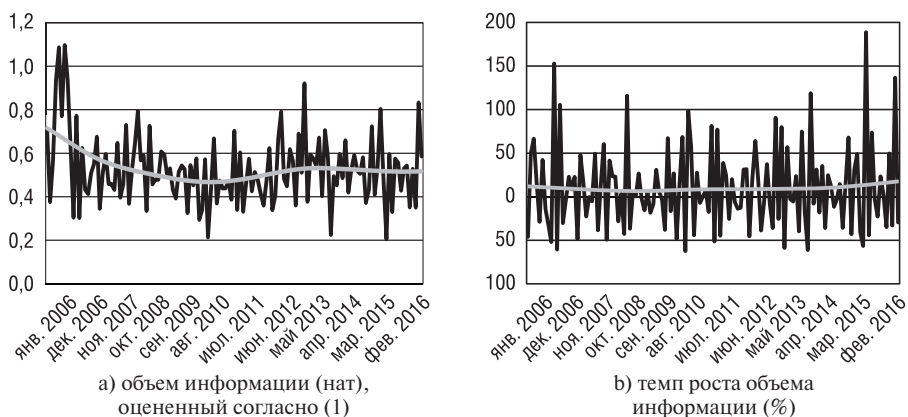
¹ См.: www.wciom.ru.

рейтинг доверия к ТВ-новостям на протяжении изучаемого периода (2006—2016 годы) был не меньше 50%, к интернет-новостям — менее 20%, а индекс доверия к зарубежным ТВ-новостям, газетам, журналам и т. д. лежал глубоко в области отрицательных значений. В 2017 году, по данным исследовательского агентства *Mediascope*², аудитория основных каналов составляла более 90% населения России и более 50 млн зрителей в странах СНГ и Балтии. Следует отметить, что в настоящее время основные российские телекомпании либо посредством их «национализации», либо путем передачи права собственности на аффилированные финансовые и промышленные группы контролируются государством, что и может служить причиной доверия населения, традиционно ориентированного на патернализм.

Исследованием были охвачены экономические новости трех федеральных телеканалов — «Первого канала», «России» и НТВ. За период с 2006 по 2016 годы проанализированы ежемесячные экономические сообщения: для каждого канала в каждом месяце случайным образом (с помощью генератора случайных чисел) выбраны три дня, затем взяты тексты всех сообщений за эти даты, помеченные тегом «экономика», с веб-сайтов каналов. Таким образом, большой охват аудитории и высокая степень доверия позволяют ожидать, что большинство домашних хозяйств используют именно информацию федеральных телеканалов при формировании экономических решений. Авторы исходили из того, что, как правило, реакция на новости происходит скорее на эмоциональном уровне, чем на уровне осознания экономического смысла. Чтобы оценить эмоциональную реакцию на новостное сообщение, применялся анализ тональности (сентимент-анализ) текста. Чтобы осуществить такой анализ, использовался анализатор, предоставленный *EurekaEngine*³. Данный анализатор измеряет положительные и отрицательные эмоциональные реакции на текст. Разница интерпретировалась как реакция в целом. В результате было проанализировано 6071 сообщение (1132 «Первого канала», 2860 — «России» и 2089 — НТВ). Для каждого месяца оценивались средняя тональность новостных сообщений и дисперсия этой тональности. Затем результаты сравнивались с нормальным распределением с нулевой средней и дисперсией, равной 0,35 (оценки реакций для конкретных сообщений не превышали 1,75 по абсолютной величине, а 0,35 — приблизительное значение дисперсии нормального распределения в интервале $[-1,75; 1,75]$). Смысл такого сравнения состоит в том, чтобы убедиться, что наблюдаемые отношения на самом деле не являются «шумом». Были использованы тесты

² См.: mediascope.net.

³ См.: <http://eurekaengine.ru>.



Черная линия — значение показателя. Светлая линия — тренд, выделенный с фильтром Ходрика — Прескотта ($\lambda = 14\,400$).

Рис. 1. Динамика информации, представленная как реакция на новостные экономические сообщения, 2006-2016 годы

Стьюдента (для средних) и Фишера (для дисперсий). Результатом расчетов явился тот факт, что средняя тональность новостных сообщений только в 55 месяцах (42,6% месяцев в выборке) значительно отличалась от 0. Но в 122 месяцах (94,6%) дисперсия значительно отличалась от дисперсии нормального распределения. Можно сделать вывод о том, что, если экономические новости влияют на решения домохозяйств, то это связано не с преимущественно позитивной или негативной реакцией на них, а с большей или меньшей дисперсией. Такой результат не стал неожиданностью. С точки зрения теории информации Шеннона осведомленность — это снижение энтропии, а энтропия, соответственно, представлена дисперсией.

Следующим шагом стала оценка информации, связанной с уменьшением (по отношению к нормальному распределению) дисперсии реакции на экономические новости. Информация рассматривалась как уменьшение энтропии от уровня, соответствующего нормальному распределению в интервале $[-1,75; 1,75]$, к энтропии нормального распределения с дисперсией реакций на экономические новости в течение месяца, то есть:

$$I_i = 0,894 - \frac{1}{2}h[2\pi e\sigma_i^2], \quad (1)$$

где I_i — объем информации, транслированной в течение месяца i ; σ_i^2 — дисперсия позиций экономических сообщений в i -м месяце; $0,894 \approx \frac{1}{2}h[2\pi e \times 0,35]$ — дифференциальная энтропия нормальных распределений с дисперсией, равной 0,35, что соответствует нормальному распределению в интервале $[-1,75; 1,75]$. Последний член в (1) является дифференциальной энтропией нормального распределения

с дисперсией, равной дисперсии реакций на экономические новости в i -х месяцах.

Результаты оценивания представлены на рис. 1. В информационной динамике практически нет тенденции, особенно с точки зрения скорости роста информации, в то время как дисперсия значений весьма значительна. Следовательно, циклическая динамика информации должна иметь значение, влияя на решения домохозяйства.

3. Взаимодействие между циклами

Для того чтобы установить, влияет ли информационная динамика на решения домашних хозяйств относительно потребления и сбережения, следует начинать с соответствия между циклическими компонентами параметров. Разумеется, такой подход не раскрывает процесс принятия решений напрямую, но позволяет оценить, является ли эффект значительным и следуют ли изменения в распределении дохода домохозяйств между сбережением и потреблением в направлении, которое согласуется с изначально предложенной интуицией (то есть поведение домохозяйств отклоняется в сторону увеличения большего потребления при сокращении объема информации и в сторону большего сбережения — при его росте). Используя фильтр Ходрика — Прескотта ($\lambda = 14400$), можно выделить циклическую компоненту части дохода домохозяйства, который сберегался ежемесячно в период с 2006 по 2016 годы. Данные агрегировались по официальной статистике России⁴. Чтобы устранить сезонные колебания, учитывалась не доля дохода, а прирост по отношению к тому же месяцу предыдущего года. Также была сделана коррекция на ежемесячные обязательные платежи и рассматривалась оставшаяся часть сбереженного дохода. Сначала нужно выяснить, будут ли колебания информации предвосхищать колебания сбереженной доли дохода. Статистически значимые коэффициенты корреляции представлены в табл. 1 (проанализированы корреляции только в течение двух лет: один год вперед и один — назад).

Т а б л и ц а 1

**Коэффициент корреляции между циклической компонентой
уровня сбережений в располагаемом доходе домохозяйств
и циклической компонентой темпа роста информации, с лагом**

Лег	$t-10$	$t-8$	$t-7$	$t+11$
Коэффициент корреляции	-0,2678***	0,2086**	-0,2781***	0,1715*
p -значение	0,0032	0,0217	0,0019	0,0633

Примечание. * — 10-процентный уровень значимости, ** — 5-процентный уровень значимости, *** — 1-процентный уровень значимости.

⁴ См.: <http://www.gks.ru>.

Можно сделать вывод о том, что циклическая компонента темпов роста информации является ведущим показателем относительно циклической компоненты уровня сбережений в располагаемом доходе домохозяйств. Действительно, хотя корреляции не слишком сильны, они имеют достаточную статистическую значимость. Более того, полученные p -значения позволяют принять коэффициенты корреляции для лагов в 7 и 10 месяцев как статистически значимые, даже с учетом коррекции Бонферрони. Действительно, для 25 корреляций (плюс-минус один год и одна корреляция без лага) коррекция Бонферрони означает понижение уровня значимости с 5 до 0,2% и с 10 до 0,4%. Коэффициент корреляции для лага в 7 месяцев преодолевает первую, а коэффициент корреляции для лага в 10 месяцев — вторую из этих границ. Впрочем, отсутствие ясных аргументов в пользу связи между уровнем сбережений и приростом информации именно 7 и 10 месяцев назад заставляет относиться к полученному результату с осторожностью.

Знак перед статистически значимыми коэффициентами корреляции соответствует изначальным предположениям. Циклическая компонента уровня сбережений в располагаемом доходе домохозяйств в период t отрицательно коррелирует с циклической компонентой темпа роста информации, взятой с лагом 10 и 7 месяцев, и положительно — 8 месяцев (хотя в этом случае корреляция слабее, а коэффициент менее значителен). Напротив, единственная заметная корреляция циклической составляющей темпа роста информации с запаздывающей циклической компонентой уровня сбережений в располагаемом доходе домохозяйств получается, когда последний берется с лагом в 11 месяцев. Однако эту корреляцию вряд ли можно назвать статистически значимой. Отрицательное значение наиболее статистически значимых коэффициентов в табл. 1 согласуется с гипотезой о том, что большая доступность информации ведет к меньшему объему сбережений.

Следующим шагом является проверка причинности (по Грейнджеру) между циклическими компонентами. Для этого мы оценивали регрессию текущих значений циклической компоненты уровня сбережений в располагаемом доходе домохозяйств на значения этой компоненты, взятые со всеми лагами до 12 месяцев, и исключили шаг за шагом лаги, чьи коэффициенты регрессии не были статистически значимы. После этого мы добавили лаги циклической составляющей скорости роста информации от 1 до 12 и повторили ту же процедуру исключения «ненужных» лагов. (Результаты представлены в табл. 2.)

Полученные результаты неоднозначны. Шестимесячный лаг циклической составляющей темпов роста информации статистически значим. Более того, тест Вальда показывает, что он не может быть исключен из регрессии с $p = 0,0696$ ($\chi^2(1) = 3,2320$). И опять отрицательное значение коэффициента регрессии этого лага согласуется с основной гипотезой. Однако уровень значимости довольно низ-

Т а б л и ц а 2

**Оценки коэффициента регрессии для циклической компоненты уровня сбережений
в располагаемом доходе домохозяйств в качестве зависимой переменной**

Циклические компоненты	Коэффициент	Стандартная ошибка	Коэффициент	Стандартная ошибка	Робастная стандартная ошибка (НАС)
Сбережения в располагаемом доходе ($t-1$)	0,5647***	0,0733	0,5693***	0,0743	0,0877
Темп роста информации ($t-6$)			-0,0115*, **	0,0064	0,0049
R^2	0,3188		0,3386		

Примечания:

1. В таблице представлены результаты регрессии для циклических компонент, выделенных с помощью фильтра Ходрика — Прескотта. Расширенный тест единичного корня Дики — Фуллера позволяет заключить о стационарности соответствующих временных рядов (p -значение оказывается много меньше 0,01 для обеих переменных при тестировании с константой и константой и трендом). Аналогично расширенный тест Дики — Филера позволяет говорить о стационарности ошибок регрессии (p -значения также меньше 0,01).

2. * — 10-процентный уровень значимости, ** — 5-процентный уровень значимости, *** — 1-процентный уровень значимости. В случае если они не совпадают, сначала указан уровень значимости для стандартных ошибок, оцененных обычным образом, и через запятую — уровень значимости для ошибок, скорректированных на гетероскедастичность и автокорреляцию.

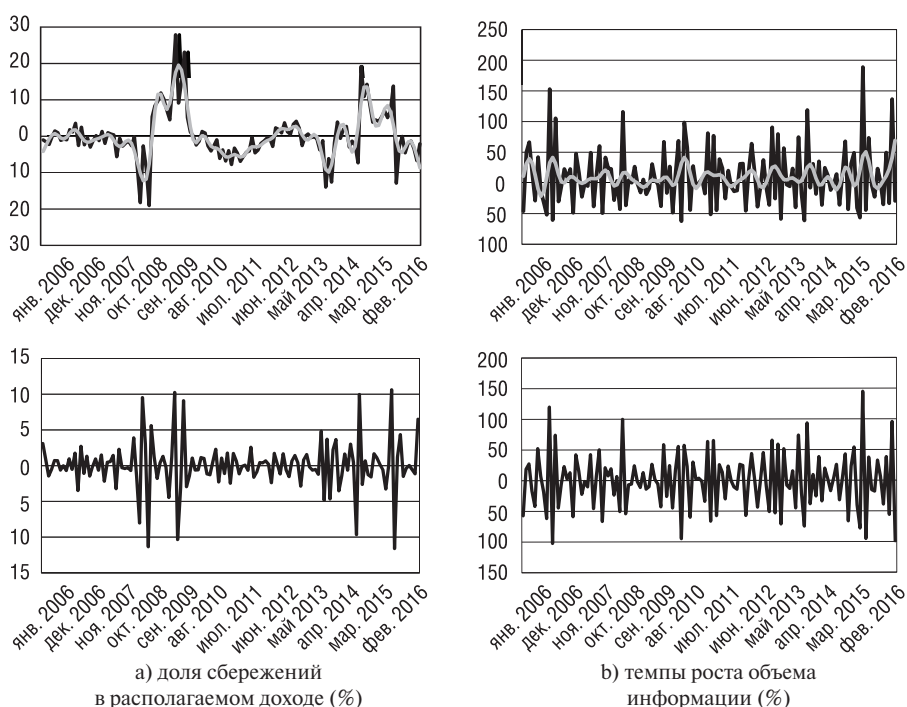
кий, а тесты на наличие автокорреляции в ошибках регрессии не позволяют принять гипотезу об ее отсутствии. Впрочем, коррекция стандартных ошибок с учетом гетероскедастичности и автокорреляции усиливает статистическую значимость коэффициента перед лагированной циклической компонентой темпа роста информации. Для большей уверенности в характере полученного отношения между циклическими компонентами доли сбережений и темпа роста информации использовались альтернативные фильтры. Было обнаружено, что лучшей спецификации можно достичь путем замены фильтра Ходрика — Прескотта на фильтр Баттерворта. Хотя фильтр Баттерворта не совсем типичен для экономических исследований, в данном случае его применение может стать результативным. Естественно, что информация и сбереженная доля дохода колеблются в определенном интервале (то есть фиксируются максимум и минимум), и нет неограниченной тенденции, чья изоляция есть главная цель применения фильтра Ходрика — Прескотта. Скорее, присутствует некоторая волна с ограниченным диапазоном, чья изоляция ближе к инженерным задачам и является целью фильтра Баттерворта. Результаты такой фильтрации показаны на рис. 2.

Тренды на рис. 2 сами по себе содержат колебания, поэтому прямой экономический смысл такого разделения цикла и тренда не очевиден. Но поскольку фильтр Баттерворта направлен только на устранение нежелательных колебаний для придания частотной характеристике

максимально плоского характера, можно сосредоточиться на неожиданных отклонениях от этой нежелательной компоненты. Интересно попробовать связать эту нежелательную компоненту с какими-либо характеристиками динамики микроэкономических показателей. Поскольку основная проблема для домохозяйства — уловить различия между реальными и номинальными параметрами текущей макроэкономической конъюнктуры, движение реальных индикаторов должно повысить определенность решений, в то время как движение номинальных (в основном денежных) показателей должно увеличить их неопределенность. Была оценена авторегрессионная модель типа:

$$Inf_t = \sum_{x=1}^{12} [a_{t-x}GDP_{t-x} + b_{t-x}M2_{t-x} + c_{t-x}e_{t-x}] + e_t, \quad (2)$$

где Inf — циклическая составляющая темпа роста информации, GDP — циклическая составляющая темпа роста ВВП, $M2$ — циклическая составляющая темпа роста M2, e — погрешность, a , b и c — коэффициенты регрессии. Все циклические компоненты изолировались фильтром Баттерворта. Данные для ВВП и M2 брались из официальной российской статистики с учетом сезонных колебаний.



Данные с трендом, изолированным фильтром Баттерворта (светлая линия), — сверху; циклическая компонента — внизу.

Рис. 2. Динамика информации, представленная реакцией на экономические новости, 2006–2016 годы

Наилучшая спецификация модели (2) показывает, что коэффициенты для всех ошибок являются статистически значимыми, а также статистически значимыми являются некоторые коэффициенты для лагов циклов темпов роста ВВП и М2 (см. табл. 3, представлены для a и b).

Т а б л и ц а 3

Оценка уравнения (2)

	Значение	Стандартная ошибка
$a(t-1)$	6,8443***	1,9043
$b(t-5)$	3,9877**	1,9171
$b(t-9)$	-13,5684***	2,1997
$b(t-11)$	-15,0659***	2,3819

Примечание. ** — 5-процентный уровень значимости, *** — 1-процентный уровень значимости. Что касается c , уровень значимости составляет 1% и лежит в интервале $[-29,3322; -0,3311]$. $c(t-5)$, $c(t-6)$ имеют абсолютное значение $R^2 = 0,999$.

Используя результаты оценки уравнения (2), можно определить неожиданную циклическую компоненту роста объема информации как ошибку регрессии (e_t). Возвращаясь к оценке причинности по Грейнджеру, проследим влияние такой компоненты путем оценки следующего уравнения регрессии:

$$Sav_t = \sum_{x=1}^{12} [d_{t-x} Sav_{t-x} + g_{t-x} e_{t-x}] + \varepsilon_t \quad (3)$$

где Sav — циклическая составляющая уровня сбережений в располагаемых доходах домашних хозяйств, e — погрешность из уравнения (2), d , g — коэффициенты регрессии.

Результат оценки уравнения (3) показывает, что все d значимы на уровне 1% в интервале $[-28,1875; -0,7214]$, самые абсолютные значения — для $d(t-5) - d(t-7)$. Исключая шаг за шагом $e(t-x)$ с незначимым $g(t-x)$, обнаруживаем, что только $g(t-11)$ статистически значимо на уровне 1% ($g(t-11) = 0,0265$ со стандартным отклонением 0,0074 и $R^2 = 0,989$), в то время как тест Вальда отрицает нулевую гипотезу $g(t-11) = 0$ при $p = 0,0001$ ($\chi^2(1) = 14,6796$).

Таким образом, мы можем заключить, что неожиданные отклонения в цикле темпов роста информации по крайней мере выступают предвестником соответствующих отклонений в циклических изменениях в сбережении располагаемого дохода домохозяйств. Дополнительный объем информации связан (хотя, возможно, не причинно-следственным образом) с увеличением сбережений, что соответствует первоначальной гипотезе. Однако эта часть информации не определяется динамикой ВВП или М2. Этот объем можно определить как «чистую» информацию, которая не дублирует статистические отчеты.

4. Выводы и рекомендации

Полученные результаты отчасти подтверждают макроэкономическую политику, предлагаемую «новой классикой», хотя в то же время и представляют ей определенную альтернативу. Часть информации, которая не ограничена условиями, определяемыми ВВП и М2, предшествует решениям домохозяйства о потреблении и сбережениях. Таким образом, макроэкономическая политика должна учитывать возможное влияние со стороны информационного фона, поскольку это может привести к чрезмерному или недостаточному инвестированию в национальной экономике. Когда эта часть информации растет, ее можно нейтрализовать за счет увеличения другой части цикла роста информации посредством (согласно (2)) текущего снижения роста М2 или увеличения роста ВВП (если это возможно через бюджет и фискальную политику). Если темпы роста ВВП снижаются, темпы роста М2 также должны быть уменьшены, и наоборот. Напротив, манипуляции с ростом М2 могут повлиять на сбережения и тем самым снизить процентную ставку, что в свою очередь стимулирует экономический рост. Однако увеличение роста ВВП при прочих равных обстоятельствах может привести к вытеснению дополнительной информации данными, определяемыми динамикой ВВП и М2. Тогда домашние хозяйства сократят свои сбережения в будущих периодах, что спровоцирует рост процентных ставок и будет сдерживать дальнейший экономический рост и т. д. Так возникает циклическая динамика. Наилучшее доказательство такой логики было получено через фильтр Баттерворта, который ограничивает абсолютное значение описанных эффектов. Как можно увидеть на рис. 2, большая часть колебаний сбережений на доход попадает в тренд, тогда как циклическая компонента относительно невелика. Обнаруженные эффекты соответствуют первоначальным предположениям, что меньший объем информации заставляет домохозяйство предпочитать ошибки в пользу потребления.

Следует отметить, что приведенные выше оценки не отражают осуществляемый домохозяйствами выбор напрямую: для этой цели потребовалась бы модель принятия решений с учетом стоимости обработки информации. Кроме того, исследование самого «производства» экономических новостных сообщений не являлось предметом исследования. Здесь возникает много вопросов, в первую очередь об обратном влиянии решений домохозяйства на динамику информации. Реакция пользователей не обязательно соответствует предложенным анализатором эмоциональным характеристикам новостей. Оценка информации может быть подробной, например учитывать, что различные экономические темы более или менее интересны домохозяйствам. В любом случае авторы настоящей работы оставляют широкое поле для дальнейших исследований данного вопроса.

Stepan S. VINOKUROV, Cand. Sci. (Econ.). St.-Petersburg State University of Economics (UNECON) (21, Sadovaya ul., Saint Petersburg, 191023, Russian Federation).

E-mail: stepan_vinokurov@mail.ru

Anna A. MEDVED, Cand. Sci. (Econ.). St.-Petersburg State University of Economics (UNECON) (21, Sadovaya ul., Saint Petersburg, 191023, Russian Federation).

E-mail: annmedved@mail.ru

Larisa A. MIERIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor. St.-Petersburg State University of Economics (UNECON) (21, Sadovaya ul., Saint Petersburg, 191023, Russian Federation).

E-mail: mierinla@rambler.ru

Influence of the Information Background on the Economic Behavior of Households

Abstract

The article is devoted to the role of the information background in household decisions on consumption-savings. The issue of behavioral prerequisites for decision-making has lately become the mainstream of economic theory. The crisis of the “absolutely rational subject” as a concept led to the development of theories of bounded rationality and to the search for noneconomic determinants of micro- and macroeconomic processes. As a result of interdisciplinary studies conducted at the intersection of psychology, sociology, political science and economics, modern economic theory has been enriched with new approaches and concepts that better describe the reality than models based on the axiom of homo economicus. The main limitations of the rationality of economic entities include the imperfection of information that is available and is at the same time reliable, as well as the necessary costs of its processing plus the probability of errors. The present study is intended to make a contribution to this theory by investigating the impact of the information component in the form of economic news on the behavior of Russian households in terms of disposition of available incomes. The research was based on a selection of news for 2006–2016 by the main television channels of the Russian Federation — the most accessible and trustworthy source of information for households according to public opinion polls. The news was evaluated as negative or positive with the help of linguistic and semantic analysis, and afterwards an econometric analysis of the relationship with economic indicators was performed. It turned out that an increase in uncertainty (expansion of the “spread of negativity and positivity” news) leads to a choice in favor of current consumption, which leads to a reduction of savings as the national investment base. In addition, the authors analyzed the relationship between the tonality of news and its dynamics with the business cycle. The analysis revealed that the “information” cycle correlates, with a certain lag, with the business cycle.

Key words: economic cycle, information imperfection, bounded rationality.

JEL: E21.

References

1. Alvarez F. E., Lippi F., Paciello L. Monetary Shocks in Models with Inattentive Producers. *Review of Economic Studies*, 2015, no. 83(2), pp. 421-459.
2. Heemeijer P., Hommes C., Sonnemans J., Tuinstra J. Price Stability and Volatility in Markets with Positive and Negative Expectations Feedback: An Experimental Investigation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, no. 33(5), pp. 1052-1072.
3. Hommes C. The Heterogeneous Expectations Hypothesis: Some Evidence from the Lab. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2011, no. 35(1), pp. 1-24.
4. Lucas R. E. Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 1972, no. 4(2), pp. 103-124.
5. Martins G., Sinigaglia D. Real Business Cycle Dynamics Under Rational Inattention. *MPRA Paper*, no. 14089, 2009.
6. Muth J. F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1961, vol. 29, no. 3, pp. 315-335.
7. Sargent T. J., Wallace N. Rational Expectations and the Theory of Economic Policy. *Journal of Monetary Economics*, 1976, no. 2(2), pp. 169-183.
8. Sims C. A. Implications of Rational Inattention. *Journal of Monetary Economics*, 2003, no. 50(3), pp. 665-690.
9. Sims C. A. Rational Inattention and Monetary Economics. *Handbook of Monetary Economics*, 2010, vol. 3, pp. 155-181.
10. Sims C. A. Rational Inattention: Beyond the Linear-Quadratic Case. *American Economic Review*, 2006, no. 96(2), pp. 158-163.