



С. Г. ПАШКОВ
(Москва)

**ОСОБЕННОСТИ ARDL-МОДЕЛИРОВАНИЯ В
СОЦИОЛОГИЧЕСКОМ АНАЛИЗЕ ВРЕМЕННЫХ
РЯДОВ (НА ПРИМЕРЕ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НОВОСТЕЙ
В ДИНАМИКЕ ИПН В 2010–2017 гг.)¹**

Индекс потребительских настроений (ИПН) отражает взгляд населения на экономическую и финансовую политику страны, способствует пониманию рецессивных изменений в экономике. Существующие методологические подходы выделяют инфляцию, курс валюты, безработицу, интенсивность освещения экономических событий в массмедиа в качестве примеров того, на что ориентируются в своих оценках потребители, когда возникают «рациональные» сигналы. В статье уделяется внимание особенностям использования ARDL-подхода в социологических исследованиях на примере оценки влияния неэкономических факторов на ИПН в 2010–2017 гг. с включением «социально значимых» факторов, таких как массмедиа. В авторегрессионных моделях с распределенным лагом (ARDL) допускается использование «неэкономических» индикаторов,

Станислав Георгиевич Пашков – аспирант, преподаватель кафедры экономической социологии факультета социальных наук, Национальный исследовательский университет «Высшая Школа Экономики», Москва, Россия. Email: spashkov@hse.ru

¹ Выражается особая благодарность Д.Х. Ибрагимовой (научный руководитель, НИУ ВШЭ), рецензентам и коллегии журнала «Социология: 4М» – за полезные комментарии и вклад в подготовку и оформление статьи.

Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2022 году.

которые трудно включить в классические векторные авторегрессионные модели (VAR). Показано, что ARDL-моделирование способствует улучшению интерпретации моделей при наличии смешанных рядов, а двухмесячный лаг интенсивности новостей может демонстрировать снижение потребительских настроений. Это позволило выделить эпизоды рассинхронизации динамики макроиндикаторов с 2010-х гг., что, с одной стороны, говорит о фактических изменениях соответствующих показателей, а с другой – вносит больше определенности в понимание людьми текущей ситуации в экономике и возможностей для совершения крупных покупок. Дополнительно в статье рассматриваются методический и аналитический потенциалы Индекса, специфика включения различных «социологических» параметров и индикаторов в анализ.

Ключевые слова: интенсивность; экономические новости; инфляция; ИПН; ARDL; dLagM; временные ряды; язык R

Постановка исследовательской задачи

Сегодня можно говорить о существовании признаков экономической нестабильности в энергетической, финансовой, эпидемиологической сферах [1], определяющей дальнейшие реакции политических и финансовых институтов [2]. Обычно одним из результатов проявления нестабильности являются нарастающая и продолжительная тревожность людей, более интенсивный поиск ими решений возникающих проблем [3]. Понятно, что решения формируются на основе разных референтных источников (личный опыт, мнение окружения, «объективная» информация в СМИ), которые могут корректировать оценки текущей ситуации, стратегии адекватного реагирования. События в России в 2008–2010 гг., 2014–2015 гг. иллюстрируют динамику роста цен, безработицы, ощущения рисков и пессимизма в отношении финансовых котировок, экономических институтов до или после благоприятных периодов. Позитивную (и негативную) оценку ситуации воз-

можно измерять и отслеживать с помощью «потребительских настроений». Для этого используется *Индекс потребительских настроений* (ИПН), применяемый в макроэкономическом моделировании государственными ведомствами множества стран, в том числе в России [4; 5].

В последние годы растет интерес к идентификации новых факторов изменения ИПН (социальное окружение людей, активность массмедиа). В методическом плане идет дискуссия вокруг моделей векторной авторегрессии (*Vector Autoregression, VAR*), берущих свое начало в эконометрике [6]. В фокусе внимания – объяснение изменения уровня потребительских настроений посредством VAR-моделей [7]. В существующих публикациях (см., напр.: [8]) уделяется больше внимания межстрановому анализу динамики ИПН, с включением неэкономических факторов. При этом отсутствует традиция использования VAR в части подбора оптимальной методологии под конкретные данные. В качестве возможного решения проблемы – включение СМИ в модели ИПН, получившее распространение с 1990-х гг., но результаты такого включения оказались зависимы от качества подбора и операционализации индикаторов, техники их включения в уравнения [9].

Цель данной статьи – демонстрация практических возможностей и особенностей работы с временными рядами, где одновременно присутствуют макроэкономические и «социально значимые» индикаторы (например, *интенсивность публикации событий по экономике*). Акцент сделан на способах измерения зависимости потребительских настроений россиян с помощью методологии авторегрессионных моделей с распределенным лагом (*AutoRegressive Distributive Lag, ARDL*). В таком случае этот подход способствует выявлению каузальных связей между экономическими новостями и изменением уровня потребительских настроений в зависимости от интенсивности публикации новостных сообщений.

Что такое потребительские настроения и для чего их измерять?

Анализ ИПН связан с тремя аспектами, каждый из которых предлагает содержательное и методическое объяснение понятия с позиций экономической психологии, социологии массовой коммуникации и методической «амбивалентности» эконометрических моделей с участием этого индекса.

Сама концепция ИПН строится вокруг экономической психологии, где поднимается вопрос психологической стороны рациональных действий, ожиданий, выбора, неопределенности. Индивиды склонны ощущать страх потерь из-за незнания альтернатив; их действия – это результат системной борьбы желаний (*desires*), которые рассматриваются в качестве аналога экономической полезности блага, и убеждений (*beliefs*) относительно этой полезности [10]. Результат «борьбы» сопровождается социальным «равновесием»¹ действий отдельных субъектов, выраженных в форме прямого подражания действиям других людей, противопоставления себя другим, адаптации к частым изменениям. В дальнейшем этот тезис был оформлен в рамках концепции поведенческой экономики, представителем которой является Дж. Катона. Он считал, что воздействие объективных экономических условий на конечное поведение индивидов опосредовано субъективными взглядами на экономику, фактически подразумевая акцент на желаниях (*willingness, desires*) и возможностях (*ability*), граничащих с убежде-

¹ Этот тезис Г. Тарда важен в контексте психологической экономики Катоны, а именно – в вопросе формирования рационального и «псевдорационального» действия, который не всегда опосредован экономическими мотивами. Ожидания содержат принципы подражания, оппозиции (оппортунизма) и адаптации. Тард одним из первых выделил СМИ в качестве инструмента воздействия на социальные массы [11].

ниями (*beliefs*) совершать крупные инвестиции в товары и услуги¹. Поиск подобных оснований возник после Второй мировой войны в США в процессе исследования стратегии домохозяйств по использованию сбережений. Была выработана методология, которая, по замыслу Дж. Катоны, должна была способствовать выявлению изменений в ожиданиях людей [12]. В России ИПН в целом отличается выраженным прогностическим потенциалом (подтверждается в ряде работ; см., напр.: [13]), поскольку отражает усредненное мнение отдельных людей, имеющих субъективное представление о макроэкономике.

Исторически вопрос моделирования эффектов потребительских настроений основывался на включении экономических, «объективных» индикаторов. Сюда входят комбинации факторов и условий, способствующих принятию индивидом положительного решения сберечь либо потреблять – в зависимости от ставки процента, уровня доходов, наличия сбережений и возрастных циклов [14]. Использование индикатора ИПН экономистами (Ч. Мински, Р. Холл) сначала считалось бесперспективным из-за мультиколлинеарности субъективных и объективных индикаторов (переменных), что создавало проблемы на пути повышения качества исходных данных или улучшения прогноза [15]. Однако последователи психологической экономики отмечали, что финансовые (объективные) данные не всегда отражают изменение экономической ситуации потребителями, но замер посредством опроса позволяет не только фиксировать динамику индивидуального знания и работы предубеждений, но и вносить ясность в природу случайных «блужданий» макроэкономических показателей (модель *random walk*) [16]. Индивид хочет поддерживать в обществе свою идентичность (например, свое приумноженное

¹ Существование такой оппозиции роднит направление психологической экономики с тезисами Тарда. Однако схожесть тезисов Тарда и Катоны в контексте изучения человеческого действия требует отдельного анализа.

благополучие) [17], наделяя собственные действия рациональными смыслами в зависимости от событий, укорененных паттернов, стратегий экономических (и социальных) актов. Такая «рациональность» опосредована несовершенством располагаемой информации или внешними ограничениями на рынке (обществе). В этом случае могут потребоваться фреймы – наборы когнитивных схем, посредством которых осуществляется выбор из альтернатив, преодолевается неопределенность [18; 19].

Экономистами статистическая значимость изменений в динамике ИПН объясняется влиянием макроиндикаторов. Потребительские настроения могут влиять на структуру расходов населения, ВВП, инфляцию, безработицу и ряд других показателей, что, в свою очередь, связано с последствиями экономических изменений [20; 21]. Тогда задача индекса сводится к оценке динамики ожиданий, а интерпретации индекса производятся через логику их «влияния». Обычно это регрессионное моделирование на временных рядах, именуемое *векторной авторегрессией* (VAR), где переменные располагаются в системе из нескольких уравнений так, что переменная становится зависимой и независимой, одновременно решая задачу оценки взаимной связи факторов между собой [22]. VAR активно пересматривается с начала 1990-х гг. – в случае если необходим тщательный отбор временных периодов [6]. Динамика ИПН зачастую оказывается неслучайной (нестационарной), что «противоречит» классическим требованиям VAR. Применение некоторых расширений (например, SVAR, VEC [23; 24]) снимает часть ограничений, но интерпретировать неэкономические факторы (особенно если они нестационарные) сложнее, если они исходно становятся смещенными [6] и имеется потребность во включении психологических либо социальных факторов в анализ потребительских настроений. Как это можно сделать? Например, определяя специфику самой социально-демографической структуры респондентов, отражая «градус» потребительских настроений. Пример – методика когортного анализа ИПН, где используются

«классические» техники OLS-моделирования межпоколенческих, социальных, макроэкономических параметров совместно с ИПН [25]. Таких исследовательских разработок пока немного, но они уже подразумевают «социальное» основание потребительских настроений.

Но с конца 1980-х гг. получает распространение подход, связанный с включением показателей отражения образа экономики в массмедиа («интенсивность» новостей). Предполагается, что знания и опыт, а также вырабатываемые в социальной общности нормы и паттерны поведения влияют на восприятие неопределенности в будущем. Периоды кризиса стимулируют вдумчивый анализ ситуации с целью выбора продуктивной стратегии [26], а новостные сообщения становятся важным предиктором изменений настроений на рынке и в обществе. Плохие новости, как правило, приводят к негативному «настроению» рынка и общества, в то время как хорошие игнорируются [27]. Факты, теории и инсайдерские сведения часто неизвестны широкой массе людей, что становится признаком «провала знания» [28]. Информационные сообщения могут выступить источником шоковых сигналов, референтного знания – в случае если такое знание отсутствует в индивидуальном опыте. Иначе говоря, экономические новости, в отличие от иных тематик, больше подходят в качестве источников отражения «сигналов» на рынках и в экономике [29]. Это позволяет понять акцент исследователей на «социально значимых» факторах. Во многих работах видна статистическая связь между условной *интенсивностью* освещения экономических событий в массмедиа и динамикой ИПН. Однако их подробный анализ приводит к возврату к сформулированной ранее методической проблеме – наличие разных наборов данных и методик, которые приводят к появлению схожих результатов, преимущественно без выраженного уровня статистической значимости (что выражается в низких показателях R^2). Например, в исследовании М. Старр отмечено, что экономические сюжеты статистически значимо связаны с внезапными изменениями потребления или

безработицы, однако подобное не прослеживается в отношении инфляции [30]. Другое известное исследование, основанное на датских данных, указывает на принципиальную роль негативных новостей в усилении потребительской «паники», что впоследствии долго отражается на динамике ИПН [31].

Измерение перформативности экономических новостей и потребительских настроений

Теперь основное внимание уделим операционализации ИПН и предикторов – инфляция, безработица, курс рубля / доллара США и рубля / евро, цена на нефть марки Brent, перформативность новостных текстов по экономике. Далее даются определения индикаторов и способы их измерения, рассматриваются основные тенденции на примере временных рядов данных для России в 2010–2017 гг.

«Классическая» модель мониторинга потребительских настроений предполагает методику Мичиганского университета (Дж. Катоны) [16; 32], вычисляющую агрегированный индекс на основе ответов респондентов по 5 основным вопросам, касающимся изменения условий материального положения, ожидания улучшения экономической ситуации в стране и восприятия текущих возможностей для совершения крупных покупок¹. В 1990-х гг. российскими исследователями [5] они были адаптированы на русском языке следующим образом: 1) «Как изменилось финансовое положение вашей семьи за последние 12 месяцев?» (CSI₁); 2) «Как изменится материальное положение вашей семьи в сле-

¹ Статья опирается на социологический инструментарий проекта «Курьер», реализуемый ежемесячно Левада-Центром* [33], где содержатся данные с 1992 г., собираемые на ежемесячной основе, что дает возможность провести анализ с помощью рассматриваемой методологии.

* АНО «Левада-Центр» внесена в реестр некоммерческих организаций, выполняющих функции иностранного агента.

дующем году?» (CSI_2); 3) «Если говорить об экономических условиях в стране в целом, считаете ли вы, что следующие 12 месяцев будут хорошим или плохим временем для экономики страны?» (CSI_3); 4) «А если говорить о следующих пяти годах, то они будут хорошими для экономики страны; не хорошими, но и не плохими; или плохое время?» (CSI_4); 5) «Когда вы говорите о крупных покупках дома (таких, как мебель, холодильник, бытовая электроника), вы считаете, что сейчас все хорошо; не хорошо, но и не плохо; или плохое время для покупок?» (CSI_5). Показатель $CSI_{1/5}$ (индекс текущего состояния) строится на основе индикаторов CSI_1 и CSI_5 ; показатель $CSI_{2/3/4}$ (индекс ожиданий) – на основе CSI_2 – CSI_4 . Далее на основании собранных ответов по указанным вопросам строится ИПН как среднее значение 5 вопросов-шкал по формуле 1:

$$CSI = mean[\sum(CSI_{15} + CSI_{234})], \quad (1)$$

где $CSI_{1,2,4,5} = (\%P - \%N) + 100$ и $CSI_3 = ((\%PP + 0,5 * \%P) - (\%NN + 0,5 * \%N)) + 100$.

Вычисление индекса производится следующим образом: четыре индикатора ($CSI_{1,2,4,5}$) имеют 4-балльную порядковую шкалу: от самого негативного значения до наиболее позитивного. В формуле $\%P$ и $\%N$ отражают долю «крайних» значений. Их разность – фактическое изменение уровня потребительских настроений. В третьем вопросе (CSI_3) дополнительно имеется нейтральная оценка («ни то, ни другое»). Для расчета этого компонента берутся не только «крайние» ответы ($\%PP$ и $\%NN$), но и характеризующие склонность согласиться с негативным или позитивным ответом ($\%P$ и $\%N$ соответственно). Для получения агрегированного показателя (CSI_{ij}) применяется балансовый подход: к разности доли положительных и отрицательных ответов добавлено 100 п.п., что формирует «зоны» позитивных (100–200 п.п.) и негативных настроений (диапазон 0–100 п.п.). В итоге полученные индексы сопоставляются с разными макроэкономическими показателями:

уровнями потребительских цен (инфляция), безработицы, курса рубля / доллара США или рубля/евро, котировок цен на нефть марки Brent¹. Агрегация показателей осуществлялась на основе данных официальной статистики Росстата и Центрального банка РФ, с использованием месячных индексов, что удобно для дальнейшего построения временных рядов. Поскольку индексы потребительских настроений конструируются ежемесячно, макроэкономические и финансовые индикаторы были сконструированы аналогично – в виде среднемесячных значений. Статистика по ним представлена в табл. 1 и содержит данные за 8 волн обследований (96 месяцев)². Поскольку нейтральное значение ИПН находится на уровне 100 п.п., можно заметить, что в среднем население скорее негативно оценивает условия для потребительского поведения, при этом индекс ожиданий, несмотря на более позитивное значение, также находится ниже нейтральной отметки. Что касается рассматриваемых макроэкономических показателей, то можно заметить, что у инфляции в целом наблюдался небольшой разброс значений, равно как и в плане безработицы в стране. Наиболее «волатильными» являются курс рубля к доллару и цена за 1 баррель нефти марки Brent.

Для измерения интенсивности новостных сообщений существуют ряд методов, каждый из которых основан на количестве

¹ Основная проблема старых исследований [7; 20] проявляется при включении автомобилей как критериев потребления дорогих ТДП. Проблема новых работ [6; 31] связана с отсутствием учета в моделях структуры потребления товаров и услуг, которые могут определять либо определяться потребительскими настроениями (что принимать в качестве ТДП). В контексте российских статистических данных структура расходов домашних хозяйств чаще всего определяется как объем денежных средств (в рублях), которые может потратить среднестатистическое домохозяйство на различные цели.

² В исходном виде присутствуют только 95 месяцев из 96, поскольку в двух из них отсутствовали данные по уровню потребительских настроений. Для их восстановления был использован алгоритм спектральной интерполяции, который реализован в специализированном пакете *imputeTS* для языка R.

Таблица 1
ОПИСАТЕЛЬНАЯ СТАТИСТИКА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ИНДИКАТОРОВ

Категория медиаиндикатора	N (мес.)	Среднее	Стд. откл.	Мин.	Макс.
ИПН и его структура	Агрегированный индекс (n.n.)	93,86	6,95	72,84	113,36
	Индекс текущего состояния (n.n.)	90,13	12,10	61,97	110,80
	Индекс ожиданий (n.n.)	96,36	5,07	79,60	115,06
Социально-экономические индикаторы	Уровень инфляции (месяц/месяц, %)	107,70	3,49	102,5	116,90
	Уровень безработицы (месяц/месяц, %)	5,79	0,84	4,80	9,00
Финансовые & энергетические индикаторы	Курс рубля к доллару США (USD)	43,58	15,32	27,41	75,46
	Курс рубля к евро (EUR)	52,92	13,94	38,01	81,88
	Цена 1 барреля нефти (USD)	83,25	27,79	34,42	125,43

Источники: [34; 46; 47].

Примечание. Единица измерения – 1 календарный месяц, в рамках которого имеются данные по ИПН.

сообщений по определенной тематике за единицу времени. С теоретической точки зрения предполагается, что текст сообщения (репортаж, аналитика и комментарии) содержит *перформативные сигналы*, через которые текст «стимулирует» читателя совершить некоторое «рациональное действие» [34]. В качестве примера приводят показатель *R-word Index* [35], смысл которого заключается в оценке количества новостей по теме *рецессии*, где этот термин встречается в заголовке сообщения. Такой шаг позволял исследователям использовать индекс совместно с макроэкономическими показателями, но есть недостатки: 1) зачастую заголовок новости может не отражать содержание [36]; 2) в ряде случаев необходимо учитывать и тональность сообщения, чтобы отделять нейтральные сообщения, не имеющие явных «сигналов». В рамках данного исследования использовалась методика оценки количества новостей, похожая на *R-word Index*, но отличия в том, что, во-первых, составлен расширенный набор ключевых слов, по которым освещаются социально значимые сюжеты в СМИ; во-вторых, учитывались нейтральные, положительные и отрицательные тональности при подсчете интенсивности¹. Забегая вперед, важно отметить, что наиболее «качественным» способом включения интенсивности новостных сообщений оказалась оценка *общего* количества сообщений вне зависимости от их тональности – во многом это связано с небольшим количеством сообщений

¹ В качестве источников информации были использованы ресурсы, находящиеся на ведущих позициях по уровню цитирования, – по версии сервиса «Медиа-логия». Более подробно с источниками сбора данных в системе Public.Ru можно ознакомиться в табл. В в Приложении. Там же представлены примеры запросов, по которым осуществлялся подсчет интенсивности за один месяц. Применялась стратегия «гибких запросов», когда вместо только «общего» запроса в виде указания экономического термина задавались правила нахождения термина в тексте, например – требование расположения перформативных слов «снижается», «растет» рядом с экономическим термином. Это давало возможность решить проблемы, изложенные на этой странице, и одновременно с этим увеличить валидность массива информации для последующего моделирования.

по разным экономическим событиям (безработица, инфляция), имеющим положительную, отрицательную тональности, что может повлиять на уровень значимости показателей интенсивности новостей в моделях. На это может указывать проблема временных рядов с ненормальным распределением, особенно при сравнительно небольших выборках, на что указывают ряд работ [31; 33; 37].

В табл. 2 приведено описание частотных тенденций по российским медиа¹. Можно обратить внимание на то, что сообщения по нефти оказываются в выборочной совокупности наиболее встречающимися в медиа, а меньше всего – по безработице, несмотря на то что в период с 2010 по 2017 г. имела место череда экономических рецессий и кризисов. Что касается курса рубля и инфляции, то эти темы можно отчасти считать «фоновыми», равномерно распределенными по всему временному ряду.

ARDL-моделирование в «социологическом» анализе временных рядов

Центральный фокус статьи – построение моделей с «социальными» (неагрегированными) переменными. Как и в случае с линейными регрессиями (распространенными в социологии), необходимо осуществлять ряд формальных процедур проверки на предмет равномерного распределения переменных и «продолжи-

¹ В табл. 2 нейтральные сообщения не показаны. Причина подобного шага заключается в том, что при явной (значимой) корреляции с агрегированными ИПН различные тесты указывают на слабую аналитическую «пользу», в частности – при включении других рассматриваемых переменных. Поэтому они не были включены в анализ так же, как это показывает практика в ряде исследований [31–33]. Также важно отметить, что в качестве источников информации были использованы ресурсы, находящиеся на ведущих позициях по уровню цитирования, – по версии сервиса «Медиалогия». Более подробно с источниками сбора данных и примерами запросов в системе Public.Ru можно ознакомиться в табл. В в Приложении.

Таблица 2
ОПИСАТЕЛЬНАЯ СТАТИСТИКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ ПЕРФОРМАТИВНОСТИ ИНФОПОВОДОВ
(единиц)

Категория медиаиндикатора	N	Mean	SD	Min	Max
Инфляция (рост цен)	Негативные сообщения	79,7	44,3	25	217
	Позитивные сообщения	109,1	62,3	42	301
	Все сообщения	557,9	289,1	255	1489
Безработица (занятость)	Негативные сообщения	27,8	19,8	6	96
	Позитивные сообщения	10,5	5,3	0	27
	Все сообщения	100,3	32,0	56	228
Курс доллара (курс рубля)	Негативные сообщения	53,4	53,9	4	281
	Позитивные сообщения	13,3	12,3	0	56
	Все сообщения	303,9	268,5	91	1339
Курс евро (курс рубля)	Негативные сообщения	25,6	19,6	3	117
	Позитивные сообщения	10,4	9,7	0	50
	Все сообщения	198,5	157,2	64	881
Нефть Brent (баррель нефти)	Негативные сообщения	304,8	372,5	28	1793
	Позитивные сообщения	229,1	233,8	34	1128
	Все сообщения	601,4	588,6	123	2993

Источник: [47].

Примечание. Единица измерения – 1 календарный месяц, в рамках которого имеются данные по ИПН.

тельной» взаимосвязи ИПН с рассматриваемыми переменными¹, что важно для интерпретации при их совместном рассмотрении. Подобное наблюдается обычно в эконометрике, где на передний план выходят макроэкономические индикаторы, а строящаяся модель получает решение следующего условного вида (формула 2) (на основе см. прим. в: [38]):

$$x_t = a_0 + \sum_{m=1}^p A_m x_{t-m} + \sum_{n=0}^q N_n z_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где x – вектор эндогенных переменных, z – вектор экзогенных переменных (опционально), p и q – максимальное количество лагов эндогенных и экзогенных переменных соответственно, A и N – матрицы коэффициентов. Ключевое отличие от VAR – акцент на построении одного уравнения, без привязки к числу входных переменных. Это позволяет строить зависимости между переменными, оценивая вклад каждой из них в поведение всей совокупности временных рядов. Модель оказывается «замкнутой», а статистическая связь ассоциируется с величиной лага. Практика анализа ИПН указывает на существование статистической связи потребительских настроений с макроэкономическими изменениями. С социологической точки зрения условие «замкнутости» выделенных факторов не приводит к пониманию внешних, латентных факторов. Структурный VAR (SVAR) позволяет включать в оценку влияние разных типов факторов (в том числе «экзогенных»), что показано в исследованиях связи СМИ и структурных шоков на рынках.

При этом сохраняются строгие требования к качеству стационарности рядов. Более того, такие ряды необходимо в обяза-

¹ Речь в данном случае идет о проверке данных на стационарность и коинтеграцию [37]. Так, *стационарность* – условие, когда исследуемые переменные (зависимые и независимые ряды) не имеют значительных отклонений на всем временном периоде, нет случайного влияния сезонных или трендовых факторов. Распределение переменных в динамике может быть неравномерным, и тогда имеет место *нестационарная* природа. *Коинтеграция* появляется, когда зависимая и независимая переменные, оказавшиеся нестационарными по своей природе, максимально похожи в долгосрочной перспективе.

тельном порядке проверить на отсутствие коинтеграции и форму стационарного процесса. Чтобы это осуществить, в эконометрике встречается процедура «фильтрации» рядов от возможного влияния тренда и сезонности [6]. Например, это фильтр сдвига лага первого порядка $1 - L \rightarrow I(1)$ (*интегрирование ряда*), исключающий нестационарность ряда и делающий входные данные «готовыми» для применения различных вариаций VAR. Отрицательной стороной подхода являются трудности при интерпретации «ручного» сдвига. Благодаря существованию программных решений, можно отфильтровать (косвенно учесть) тренд, сезонность, условия стационарности остатков. На практике можно встретить комбинированный набор статистических инструментов: *базовый* (тесты на «единичный корень» – ADF, PP, KPSS1), а также *визуальный контроль* с помощью диаграмм ACF/PACF, механизмов декомпозиции трендов и сезонности (при помощи пакета *forecast* [39]).

Методика авторегрессионного моделирования (ARDL), разработанная М. Песараном и соавторами [40], значительно отличается от VAR. Условно ее можно было бы называть «содержательно ориентированной»: здесь только одно уравнение, которое напоминает «привычные» в социологии регрессионные модели. Формула 3 отражает эту идею:

$$Y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta'_i X_{t-i} + u_t, \quad (3)$$

где Y_t – вектор ключевой (зависимой) переменной, X отражает матрицу значений, состоящих из эндогенных и экзогенных факторов (фактически это набор предикторов), β_i отражает вектор авторегрессионных коэффициентов, а u_t представляет собой вектор случайных

¹ Уточнение названий тестов: ADF – Augmented Dickey-Fuller Test; PP – Phillips-Perron Test; KPSS – Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test. Концепция тестирования: проверка H_0 , что конкретная переменная является стационарной. H_1 : переменная является нестационарной и требуется дополнительное преобразование (например, применение разности первого порядка). Оно проводилось при условии статистической надежности минимум двух тестов не менее 95%.

колебаний, вызванных поведением факторов в модели. В нашем случае в качестве Y_t выступает CSI, а X – макроэкономические переменные и показатели массмедиа. Задача сводится не столько к оценке взаимных «возмущений» ИПН с макроэкономическими переменными, сколько к оценке одновременного влияния самих переменных и временных лагов. В исследованиях наблюдается условный «консенсус», что максимальный лаг в подобных моделях должен быть не более 2 единиц, при этом либо все переменные уже должны пройти фильтрацию $I(1)$, либо «проблемные» переменные исключаются, чтобы сделать VAR-модель состоятельной. В случае с ARDL допустимо включать в модель как стационарные, так и нестационарные переменные. В табл. А Приложения приводятся результаты тестирования наших переменных на соответствие этому критерию. Важно отметить, что решение об исходном стационарном свойстве переменной принималось на основании ADF- и PP-тестов. Можно сказать, что имеет место гибридная форма входных данных. При фильтрации методом интегрирования $I(1)$ достигается нужное условие теми же тестами, однако сила интерпретации будет снижена, в связи с чем было решено применить процедуры по снижению влияния тренда и сезонности, а с помощью специализированного Q-теста Льюнг–Бокса мы удостоверились в том, что полученные после декомпозиции методом ARIMA чистые данные проходят этот тест и могут быть допущены к включению в состав моделей¹. Подобный опыт уже имеет поддержку в ряде исследований [41; 42], где получены, впрочем, амбивалентные результаты.

Существует отдельная проблема того, как проводить процедуру построения моделей и на каком языке это лучше делать. Ряд актуальных исследований по данной тематике основаны на проведении расчетов в статистической среде R. Здесь рекомендуется обратить внимание на два пакета – *ARDL* [43] и *dLagM* [44].

¹ Исходную структуру данных по сформированным факторам ИПН можно посмотреть на рис. А–С в Приложении.

Совместное использование этих пакетов позволяет сформировать ARDL-модель в разных конфигурациях и провести необходимое тестирование рядов на форму стационарности и коинтеграции, а также провести анализ краткосрочных и долгосрочных эффектов.

Основные результаты исследования

На рис. 1 отражено графическое представление динамики индикаторов с 2010 по 2017 г.

Можно обратить внимание, например, на период после окончания мирового финансового кризиса, где продолжительное время оценки потребительских настроений находились преимущественно в отрицательной зоне, хотя эпизодически становились положительными (II квартал 2012 г.). Отдельно фиксируется «всплеск» в начале 2014 г., когда экономические санкции и другие экономические меры против России начали отражаться в субъективных оценках людей. В начале 2015 г. видно «расщепление» композитного индикатора ИПН на две противоположные тенденции: оценки текущего состояния постепенно менялись в отрицательную сторону, в то время как ожидания относительно будущей экономической ситуации серьезным образом улучшались. Несмотря на постепенное восстановление потребительских настроений к 2019 г., компоненты ИПН более не менялись в динамике. В нижней части рисунка макроэкономические индикаторы демонстрируют схожий всплеск значений в 2014–2016 гг., что также наблюдается в отношении курса национальной валюты и индекса потребительских цен (с характерным пиком в 2015 г.). На фоне ухудшения ситуации по многим показателям позитивным можно считать постепенное снижение уровня безработицы в рассматриваемый период. Это может быть связано с тем, что после 2010 г. фокус на нефти как измерителе состояния «здоровья» экономики постепенно замещается новыми темами, например – темами инфляции либо динамики уровня ВВП страны. Более того, одновременно с процессом постепенного ослабления негативной

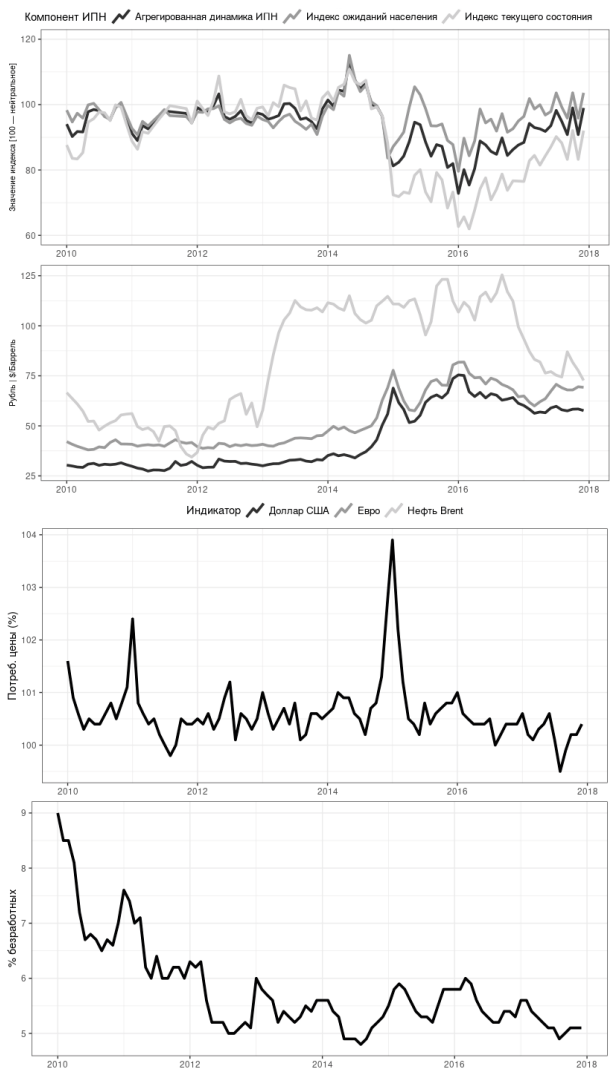


Рис. 1. Динамика изменения показателей индекса потребительских настроений и ряда индикаторов в период с 2010 по 2017 г.

Источники: [13; 45; 46].

динамики наблюдалось постепенное возрождение позитивных потребительских настроений, однако в случае с курсом валюты или нефтью скачков в обратную сторону уже не наблюдалось.

Если возможны взаимные корреляции между рядами, то насколько, например, массмедиа влияет на показатели ИПН? Существует точка зрения, что в случае возникновения предпосылок к кризису (санкционная политика по отношению к России

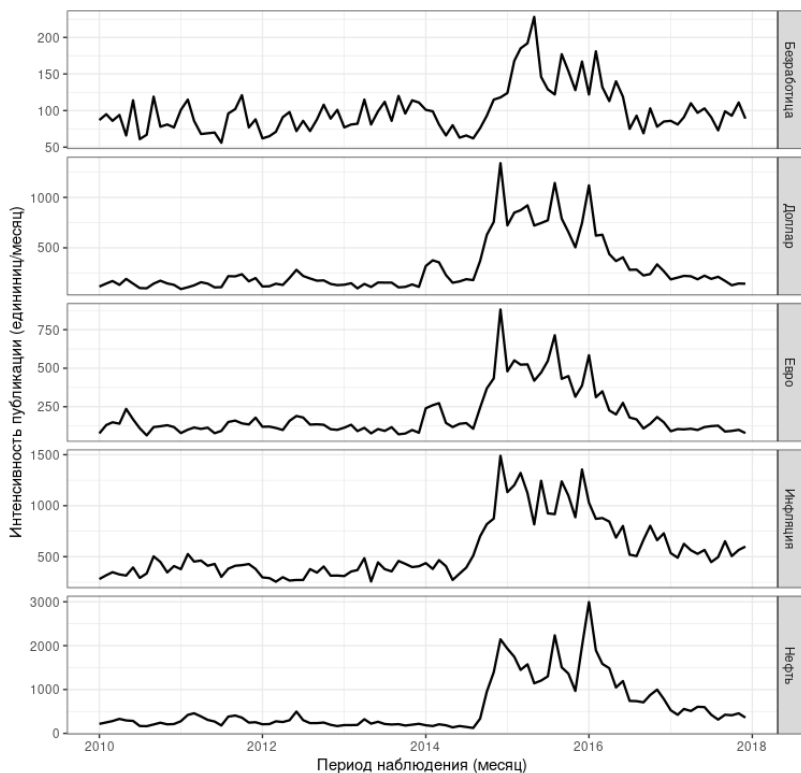


Рис. 2. Динамика изменения интенсивности публикации экономических тем в материалах массовой информации в период с 2010 по 2017 г.

Источник: [47].

может иметь подобные последствия) именно институты массовой коммуникации становятся драйвером принципиальных сигналов для потребителей. На рис. 2 показана динамика освещения ряда «социально значимых» тем в информационной повестке массмедиа-изданий. «Всплеск» с конца 2013 г. кажется закономерным: на протяжении 4 лет наблюдалась умеренная интенсивность освещения курса доллара, роста цен (инфляция) и цен на нефть.

Можно предположить, что у некоторой части населения отсутствует достаточный уровень образования, чтобы адекватно «воспринимать» логику изменений, что приводит к ситуации информационной предвзятости, когда, с одной стороны, индивид может все-таки доверять такой информации от «компетентных» экспертов и обозревателей, с другой стороны – может выстраивать поведение на основе собственных убеждений и эвристик.

После оценки тенденции в приведенных временных рядах возможен переход к построению эконометрических моделей и их интерпретации. В методическом плане совместное использование пакетов *dLagM* и *ARDL* подразумевает проверку переменных на возможность совместного использования, максимально допустимого лага и качества полученного результата с помощью информационных критериев¹. В табл. 3 представлены варианты последовательного включения макроэкономических предикторов (M1), показателей интенсивности массмедиа (M2) и их совместного присутствия в одном уравнении (M3). Обязательно средствами R проводятся тесты на коинтеграцию и нормальность распределе-

¹ Обычно дальнейшим шагом в «классических» эконометрических моделях становится тестирование функции импульсного отклика (IRF), по которой исследуется форма «всплесков» (шоковых) значений временного ряда в периоде $t + 1$, $t + 2$ и т.д. Эта информация оказывается важной для понимания «вклада» временного ряда в стабильность зависимой переменной в модели [48]. Вопрос применения IRF в случае с ARDL остается открытым, поскольку ее пока используют преимущественно с VAR (по методической причине, в частности – наличия системы уравнений, а не единичного решения), в связи с чем она не представлена в статье.

ния остатков модели¹. В данном контексте основные результаты следует рассматривать как вклад предложенных экономических и неэкономических факторов в изменение зависимой переменной. Стоит отметить, что три предложенные модели демонстрируют статистическую значимость (согласно F -статистике в табл. 3), а интенсивность информационных сообщений в зависимости от тональности (положительной/негативной) оказалась незначимым фактором, в связи с чем использовался только показатель общей интенсивности новостных сообщений.

Теперь кратко обозначим результаты полученного анализа. Во-первых это присутствие значимости потребительских настроений в предшествующих периодах (один/два месяца), что косвенно говорит об инерционности ИПН. В некоторых исследованиях это также прослеживается [7], но с оговоркой, что такие модели, во-первых, сравниваются с показателями потребления населения, во-вторых, такое сравнение основывается на VAR-методологии, что отчасти позволяет подтвердить полученные выводы. Во многом это зависит от того, каков максимально возможный лаг в модели. В реализации ARDL для языка R есть функции проверки наиболее оптимального лага для каждой из рассматриваемых переменных, благодаря чему в моделях M2 и M3 у некоторых переменных лаги $t - 1$ и $t - 2$ автоматически исключались.

Во-вторых, некоторые макроэкономические индикаторы не всегда демонстрируют связь с ИПН. Как показывают результаты модели M1, динамика цен на нефть, которая в последние годы (2014–2017 гг.) рассматривалась в качестве «реального» индикатора здоровья экономики страны, указывает на отсутствие стати-

¹ F -статистика Вальда показывает, насколько статистически выражена коинтеграция переменных по отношению к ИПН. Анализ стандартизованных остатков (тесты Бреуша – Годфри и Шапиро – Уилка) дает понимание «консистентности» состава переменных, включенных в модель. Дополнительно это можно проверить с помощью корреляционного анализа через статистику Пирсона (графическая версия показана на рис. D в Приложении).

стически значимой связи с потребительскими настроениями. Более того, для российских потребителей сдвиг динамики цен на нефть в один или два месяца не приводит к статистически значимому изменению ИПН. В таком случае требуется более детальный анализ причин, поскольку на протяжении длительного времени считалось, что цена на нефть и курс валют в СМИ позволяли россиянам понимать тенденции, например, в изменении уровня потребительских цен [49]. Это требует отдельного уточнения, например – путем включения в ту же модель динамики ИПЦ¹ или иных макроиндикаторов. Совмещая все индикаторы в одну модель (М3), можно заметить, что макроэкономические индикаторы оказывают по-прежнему более выраженное значимое воздействие на прирост позитивных потребительских настроений как в краткосрочном (за прошедший месяц), так и в более продолжительном периоде (два месяца). Что касается отдельно тематики новостных сюжетов (М2), то темы нефти Brent и курса доллара/евро оказываются статистически значимыми предикторами изменения уровня потребительских настроений в динамике, в то время как сюжет с ростом цен оказывается незначимым, за исключением слабой мощности p -value для лага $t - 2$ ($< 0,1$). На таком уровне анализа можно предположить, что это может быть ситуацией информационного ненасыщения, в особенности через каналы печатной и онлайн-коммуникации, когда степень важности таких сигналов становится значительно меньше. При этом показатели качества моделей остаются достаточно высокими (R^2 выше 80%,

¹ В то же время стоит отметить, что в различных конфигурациях моделей данные по инфляции не являлись статистически значимыми, что так же, как и в случае с динамикой цен на нефть, требует отдельного уточнения. Одна из возможных логик объяснения заключается в том, что сам по себе индикатор оказывается достаточно многогранным и проявляется преимущественно не в подобном агрегированном состоянии, а в более конкретных вариациях. Так как в статье рассматриваются методологические аспекты, акцент на включении инфляции был сделан в отношении медиа.

Таблица 3
 ДИАГНОСТИКА ARDL-МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ИПН, МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ
 И МЕДИЙНЫХ ИНДИКАТОРОВ

Индикатор	Временной период	Макроэконом. (M1)	Новости (M2)	Макроэконом. + новости (M3)
Индекс потребительских настроений (константа)	Текущий период (T0)	43,912**	64,286***	69,549***
	Предшеств. период (t-1)	0,424***	0,370***	0,313*
	Предшеств. период (t-2)	0,244*		
Курс доллара США (руб/\$)	Текущий период (T0)	-0,344*		-0,001
	Предшеств. период (t-1)	-0,146		-0,044
	Предшеств. период (t-2)	0,360**		0,014
Цена 1 барреля нефти марки Brent (\$/баррель)	Текущий период (T0)	0,062		0,006
	Предшеств. период (t-1)	-0,076		
	Предшеств. период (t-2)	0,023		
Уровень безработицы (% / месяц)	Текущий период (T0)	-4,889***		-3,868**
	Предшеств. период (t-1)	0,554		0,431
	Предшеств. период (t-2)	2,960*		2,765*
Интенсивность медиаполя по поводу инфляции (экз. сообщений / месяц)	Текущий период (T0)		-0,005	-0,002
	Предшеств. период (t-1)		-0,002	
	Предшеств. период (t-2)		0,006+	
Интенсивность медиаполя по поводу безработицы (экз. сообщений / месяц)	Текущий период (T0)		-0,007	-0,007
	Предшеств. период (t-1)		0,015	
	Предшеств. период (t-2)		-0,025	

Окончание табл. 3

Индикатор	Временной период	Макроэконом. (M1)	Новости (M2)	Макроэконом. + новости (M3)
Интенсивность медиаполя по поводу курса доллара (экз. сообщений / месяц)	Текущий период (T0)		0,007	0,018
	Предшеств. период ($t-1$)		0,036**	0,023*
	Предшеств. период ($t-2$)		-0,016	
Интенсивность медиаполя по поводу курса евро (экз. сообщений / месяц)	Текущий период (T0)		-0,004	-0,019
	Предшеств. период ($t-1$)		-0,039*	-0,028*
	Предшеств. период ($t-2$)		0,030*	0,017**
Интенсивность медиаполя по поводу нефти Brent (экз. сообщений / месяц)	Текущий период (T0)		-0,008***	-0,009***
	Предшеств. период ($t-1$)		-0,003	-0,002
	Предшеств. период ($t-2$)		-0,003	-0,005**
Число наблюдений		96	96	96
Коэффициент детерминации R^2		0,814	0,854	0,872
Скорректированный коэффициент детерминации R^2		0,789	0,823	0,841
Информационный критерий AIC		499,6	487,3	478,8
Информационный критерий BIC		532,7	533,0	529,6
Log-Lik.		-236,823	-225,635	-219,390
F-статистика		32,866***	28,050***	28,328***
Тест на коинтеграцию (Bounds F-test Wald)		2,796+	5,620***	4,213***
Тест Шапиро – Уилка на нормальность остатков (W)		0,977	0,989	0,994
Тест Бреуша – Годфри на автокорреляцию в остатках (LM)		2,932	0,251	0,001

Примечание. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

а АІС ниже 500 ед.), что позволяет проводить процедуру оценки их совместного включения (но без эффектов взаимодействия, как это можно делать в случае с «классической» линейной регрессией).

Собственно, на этапе интерпретации проводится тестирование на коинтеграцию *внутри* структуры получаемой модели. Это предполагает долгосрочные и краткосрочные эффекты взаимодействия между серией переменных [40; 43]. При наличии потенциальной коинтеграции ряда факторов возможно проведение некоторой корректировки модели при помощи алгоритма UEСM (*англ.* Unrestricted Error Correction Model), которая позволила выделить более значимые факторы, влияющие в краткосрочной либо долгосрочной перспективе на изменение динамики ИПН. Например, в обоих случаях до применения коррекции UEСM к числу значимых можно отнести предыдущие изменения значений ИПН (106,24***, SD 7,197) и интенсивность публикации новостей по цене на нефть (-0,023***, SD 0,004), что косвенно можно наблюдать во временном ряду на рис. 2. В долгосрочном плане серьезных изменений в значимости факторов не наблюдалось, скорее речь идет о небольшом изменении значений коэффициентов. При использовании UEСM-коррекции к числу значимых факторов можно отнести динамику сообщений курса доллара (0,062***, SD 0,021) в долгосрочной перспективе и новостей по инфляции – в краткосрочной (-0,031***, SD 0,005).

Заключение

В данном исследовании рассмотрена проблема определения статистически значимой связи между показателями интенсивности представления экономической информации в материалах массмедиа («перформативность» экономических новостей как сигналов) и потребительских ожиданий и настроений, измеренных с помощью ИПН. Предыдущие исследования свидетельствуют в пользу того, что изменения потребительских настроений могут опреде-

ляться влиянием макроэкономических (структурных) изменений. Однако в дальнейшем этот тезис был подвергнут методической критике по причине аналитической «замкнутости» получаемых моделей, а также невозможности объяснения наличия/отсутствия статистической значимости макроэкономических индикаторов на разных временных периодах, что означало потребность в поиске социально значимых факторов. Решением проблемы стали поиск и добавление таких неэкономических факторов, как индикаторы активности массмедиа в информационном пространстве.

Основным преимуществом становится возможность агрегировать и сопоставлять динамику новостей с макроэкономикой, олицетворяя их в качестве «сигналов», что согласуется с представлениями о том, как институты массмедиа через публикацию новостей формируют «власть знания», ограниченного и достаточно сложного для восприятия широкими массами. В таком случае их перформативная составляющая может рассматриваться в качестве индикатора наличия смены восприятия населением реальной ситуации в экономике. Основное внимание статьи было уделено методологической части, а именно – апробации методов оценки значимости массмедиа в контексте ИПН. Авторегрессионные модели в существующих исследованиях зачастую требуют более внимательного анализа данных на предмет структуры временных периодов в самих индикаторах. Была предпринята попытка воспроизводства логики выделения такой связи путем агрегирования данных по основным котировкам валюты и энергетических ресурсов, а также уровня инфляции и безработицы.

Предложенные модели позволяют предполагать, что редкие сюжеты обзоров экономики (например, по безработице) могут служить перформативными «сигналами», которые воспринимают домохозяйства. В то же время достаточно регулярные сообщения, касающиеся цен на нефть, курса валют или инфляции, вследствие наличия признаков информационной перегрузки оказываются не столь значимым сигналом. Тональность информационных сооб-

щений может обладать потенциальным влиянием, которое, впрочем, методически может не «синхронизироваться» с возможностями построения соответствующих ARDL-моделей. В исследовании это выразилось в отсутствии статистической значимости «исходных» индикаторов. Это может оказывать влияние на работу авторегрессионных моделей. Впрочем, текущие исследования в российской социологии позволяют предполагать, что ARDL-модели могут помочь, например, отслеживать во временном континууме тенденции готовности населения страны к различным событиям, а также влияние кризиса на склонность индивидов к социальным аномиям, воздействие «шоковых» новостей финансовых рынков. Одним из важных критериев в таком случае можно считать наличие социально значимых («социологических») переменных, которые возможно трансформировать в индекс либо включить в макроиндикатор (как и в случае с индексом потребительских настроений).

ЛИТЕРАТУРА

1. *Kitrar L., Lipkind T.* The relationship of economic sentiment and GDP growth in Russia in light of the COVID-19 crisis // *Entrepreneurial Business and Economics Review*. 2021. Vol. 9, No. 1. P. 7–29. DOI: 10.15678/EBER.2021.090101.
2. *Полбин А.В., Синельников-Мурылев С.Г., Трунин П.В.* Экономический кризис 2020 г.: причины и меры по его преодолению и дальнейшему развитию России // *Вопросы экономики*. 2020. № 6. С. 5–21. DOI: 10.32609/0042-8736-2020-6-5-21.
3. *Van Hal G.* The true cost of the economic crisis on psychological well-being: a review // *Psychology research and behavior management*. 2015. Vol. 8. P. 17–25. DOI: 10.2147/PRBM.S44732.
4. *Curtin R.T.* Indicators of consumer behavior: The University of Michigan surveys of consumers // *Public Opinion Quarterly*. 1982. Vol. 46, No. 3. P. 340–352. DOI: 10.1086/268731.
5. *Ибрагимова Д.Х., Николаенко С.А.* Индекс потребительских настроений / Независимый институт социальной политики. М.: Поматур, 2005. 263 с.
6. *Claveria O., Pons E., Ramos R.* Business and consumer expectations and macroeconomic forecasts // *International Journal of Forecasting*. 2007. Vol. 23, No. 1. P. 47–69. DOI: 10.1016/j.ijforecast.2006.04.004.

7. *Carroll C.D., Fuhrer J.C., Wilcox D.W.* Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? // *The American Economic Review*. 1994. Vol. 84, No. 5. P. 1397–1408.

8. *Alsalmán Z.* Does the source of oil supply shock matter in explaining the behavior of US consumer spending and sentiment? // *Empirical Economics*. 2021. Vol. 61, No. 3. P. 1491–1518. DOI: 10.1007/s00181-020-01900-9.

9. *Nguyen V.H., Claus E.* Good news, bad news, consumer sentiment and consumption behavior // *Journal of Economic Psychology*. 2013. Vol. 39. P. 426–438. DOI: 10.1016/j.joep.2013.10.001.

10. *Wärneryd K.E.* The psychological underpinnings of economics: Economic psychology according to Gabriel Tarde // *The Journal of Socio-Economics*. 2008. Vol. 37, No. 5. P. 1685–1702. DOI: 10.1016/j.socec.2007.10.001.

11. *Загребина А.В.* Публика как социальная общность: пионерские исследования Г. Тарда // *Социологические исследования*. 2010. № 3. P. 139–145.

12. *Van Raaij W.F.* Economic psychology // *Journal of Economic psychology*. 1981. Vol. 1, № 1. P. 1–24. DOI: 10.1016/0167-4870(81)90002-7.

13. *Красильникова М.Д.* Как российское население переживает очередной экономической кризис // *Мир России. Социология. Этнология*. 2010. Т. 19, № 4. С. 162–181.

14. *Katona G.* Contribution of psychological data to economic analysis // *Journal of the American Statistical Association*. 1947. Vol. 42, № 239. P. 449–459. DOI: 10.1080/01621459.1947.10501939.

15. *Palley T.I.* The relative permanent income theory of consumption: a synthetic Keynes–Duesenberry–Friedman model // *Review of Political Economy*. 2010. Vol. 22, No. 1. P. 41–56. DOI: 10.2139/ssrn.1295588.

16. *Katona G., Likert R.* Relationship between consumer expenditures and savings: The contribution of survey research // *The Review of Economics and Statistics*. 1946. Vol. 28, No. 4. P. 197–199. DOI: 10.2307/1925415.

17. *Altheide D.L.* Identity and the Definition of the Situation in a Mass-Mediated Context // *Symbolic interaction*. 2000. Vol. 23, No. 1. P. 1–27. DOI: 10.1525/si.2000.23.1.1

18. *Lindenberg S., Frey B.S.* Alternatives, frames, and relative prices: A broader view of rational choice theory // *Acta sociologica*. 1993. Vol. 36, No. 3. P. 191–205. DOI: 10.1177/000169939303600304

19. *Kühberger A.* The influence of framing on risky decisions: A meta-analysis // *Organizational behavior and human decision processes*. 1998. Vol. 75, No. 1. P. 23–55. DOI: 10.1006/obhd.1998.2781

20. *Mueller E.* The impact of unemployment on consumer confidence // *Public Opinion Quarterly*. 1966. Vol. 30, No. 1. P. 19–32. DOI: 10.1086/267379

21. *Kłopotcka A. M.* Does consumer confidence forecast household saving and borrowing behavior? Evidence for Poland // *Social Indicators Research*. 2017. Vol. 133, No. 2. P. 693–717. DOI: 10.1007/s11205-016-1376-4

22. *Shapiro H.T., Angevine G.E.* Consumer attitudes, buying intentions and expenditures: An analysis of the Canadian Data // *The Canadian Journal of Economics*. 1969. Vol. 2, No. 2. P. 230–249. DOI: 10.2307/133636

23. *Fan C.S., Wong P.* Does consumer sentiment forecast household spending?: The Hong Kong case // *Economics letters*. 1998. Vol. 58, No. 1. P. 77–84. DOI: 10.1016/S0165-1765(97)00247-4

24. *Fisher L.A., Huh H.* On the econometric modelling of consumer sentiment shocks in SVARs // *Empirical Economics*. 2016. Vol. 51, No. 3. P. 1033–1051. DOI: 10.1007/s00181-015-1038-4

25. *Ибрагимова Д.Х.* Когортный анализ потребительских ожиданий населения России (1996–2010): теоретико-методологические основы исследования // *Экономическая социология*. 2014. Т. 15, № 2. С. 99–118. DOI: 10.17323/1726-3247-2014-2-99-118

26. *Brown J. et al.* Board socio-cognitive decision-making and task performance under heightened expectations of accountability / J. Brown, A. Buchholtz, M. Butts, A. Ward // *Business & Society*. 2019. Vol. 58, No. 3. P. 574–611. DOI: 10.1177/0007650316675597

27. *Medovikov I.* When does the stock market listen to economic news? New evidence from copulas and news wires // *Journal of Banking & Finance*. 2016. Vol. 65. P. 27–40. DOI: 10.2139/ssrn.2578355

28. *Grunberg E.* “Complexity” and “open systems” in economic discourse // *Journal of Economic Issues*. 1978. Vol. 12, No. 3. P. 541–560. DOI: 10.1080/00213624.1978.11503553

29. *Hester J.B., Gibson R.* The economy and second-level agenda setting: A time-series analysis of economic news and public opinion about the economy // *Journalism & Mass Communication Quarterly*. 2003. Vol. 80, No. 1. P. 73–90. DOI: 10.1177/107769900308000106

30. *Starr M.A.* Consumption, sentiment, and economic news // *Economic Inquiry*. 2012. Vol. 50, No. 4. P. 1097–1111. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2010.00346.x

31. *Fogarty B.J.* Determining economic news coverage // *International Journal of Public Opinion Research*. 2005. Vol. 17, No. 2. P. 149–172. DOI: 10.1093/ijpor/edh051

32. *Hollanders D., Vliegthart R.* The influence of negative newspaper coverage on consumer confidence: The Dutch case // *Journal of Economic Psychology*. 2011. Vol. 32, No. 3. P. 367–373. DOI: 10.1016/j.joep.2011.01.003

33. Информационная база данных повторяющихся исследований «Курьер» // ЕАЭСД [сайт]. 2020. URL: <http://sophist.hse.ru/db/oprosy.shtml?ts=32&en=0> (дата обращения: 20.11.2021).

34. *Bell V.* Performative knowledge // *Theory, Culture & Society*. 2006. Vol. 23, № 2–3. P. 214–217. DOI: 10.1177/026327640602300245

35. *De Boef S., Kellstedt P.M.* The political (and economic) origins of consumer confidence // *American Journal of Political Science*. 2004. Vol. 48, № 4. P. 633–649. DOI: 10.2307/1519924

36. *Alsem K.J. et al.* The impact of newspapers on consumer confidence: does spin bias exist? / K.J. Alsem, S. Brakman, L. Hoogduin, G. Kuper // *Applied Economics*. 2008. Vol. 40, № 5. P. 531–539. DOI: 10.1080/00036840600707100
37. *Lin Z., Brannigan A.* Advances in the analysis of non-stationary time series: An illustration of cointegration and error correction methods in research on crime and immigration // *Quality and Quantity*. 2003. Vol. 37, № 2. P. 151–168. DOI: 10.1023/A:1023367205756
38. *Bertsche D., Braun R.* Identification of structural vector autoregressions by stochastic volatility // *Journal of Business & Economic Statistics*. 2020. Vol. 40, No. 1. P. 328–341. DOI: 10.1080/07350015.2020.1813588
39. *Hyndman R.J., Khandakar Y.* Automatic time series forecasting: the forecast package for R // *Journal of statistical software*. 2008. Vol. 27, No. 1. P. 1–22. DOI: 10.18637/jss.v027.i03
40. *Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J.* Bounds testing approaches to the analysis of level relationships // *Journal of applied econometrics*. 2001. Vol. 16, No. 3. P. 289–326. DOI: 10.1002/jae.616
41. *Дементьева И.Н., Шаклеина М.В.* Применение индексного метода в исследованиях потребительских настроений населения // *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз*. 2019. Т. 12, № 1. С. 153–173.
42. *Семенов А.В.* Неровный темп: динамика готовности к экономическим протестам в России (1996–2019) // *Экономическая социология*. 2020. Т. 21, № 4. С. 107–124.
43. *Natsiopoulos K., Tzeremes N.* ARDL: ARDL, ECM and Bounds-Test for Cointegration. R package version 0.2.0 // CRAN. 29.06.2022. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=ARDL> (date of access: 02.12.2021).
44. *Demirhan H.* dLagM: An R package for distributed lag models and ARDL bounds testing // *PLOS One*. 2020. Vol. 15, No. 2. DOI: 10.1371/journal.pone.0228812
45. Основные макроэкономические индикаторы (цена на нефть, курс рубля) // *Investing.com* [сайт]. 2021. URL: <https://ru.investing.com/markets> (дата обращения: 20.11.2021).
46. Динамика индекса потребительских цен // *Росстат* [сайт]. 2021. URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/57982> (дата обращения: 20.11.2021).
47. Электронный архив и база данных СМИ для развития бизнеса // *Public.ru: Медиапоиск и анализ* [сайт]. 2022. URL: <https://www.public.ru> (дата обращения: 06.02.2022).
48. *Федорова Е.А., Мусиенко С.О., Афанасьев Д.О.* Влияние российского фондового рынка на экономический рост // *Финансы: теория и практика*. 2020. Т. 24, № 3. С. 161–173. DOI: 10.26794/2587-5671-2020-24-3-161-173
49. *Афанасьев Д.О., Федорова Е.А., Rogov O.Yu.* О влиянии тональности новостей в международных СМИ на рыночный курс российского рубля: текстовый анализ // *Экономический журнал ВШЭ*. 2019. Т. 23, № 2. С. 264–289. DOI: 10.17323/1813-8691-2019-23-2-264-289

Приложение

Таблица А

ТЕСТИРОВАНИЕ ПЕРЕМЕННЫХ НА СТАЦИОНАРНОСТЬ (ADF.test / PP.test / KPSS.test)

Категория индикатора	Тип индикатора	ADF	PP	KPSS
Макроэкономические и финансовые индикаторы	Курс рубля к доллару США	-1,58	-7,66	2,05***
	Курс рубля к евро	-1,70	-11,37	2,08***
	Цена 1 барреля нефти	-0,76	-3,65	1,53***
	Уровень инфляции (месяц/месяц)	-4,02**	-35,43***	0,17
Индекс потребительских настроений	Уровень безработицы	-3,00	-16,70	1,40***
	Индекс ожиданий	-2,08	-9,42	1,05***
	Индекс текущего состояния	-3,50**	-33,56***	0,08
Новостные сообщения по инфляции	Композитный индекс	-2,34	-17,12	0,66**
	Отрицательные	-1,85	-16,41	0,65***
	Положительные	-1,94	-21,14**	1,12***
	Общее количество	-2,51	-14,77	1,08***
Новостные сообщения по курсу доллара США	Отрицательные	-2,91	-23,10***	0,29
	Положительные	-3,01	-79,23***	0,21
	Общее количество	-2,26	-32,04***	0,57**

Источники: [45–47].

Примечание. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. В ходе построения временного ряда на 96 периодов было выявлено отсутствие одной волны опроса населения России (февраль 2011 г.). Для восстановления пропущенных значений проводилось восстановление временного ряда пакетом «Impute TS», с гибкой интерполяцией данных.

Окончание табл. А

Категория индикатора	Тип индикатора	ADF	PP	KPSS
Новостные сообщения по курсу евро	Отрицательные	-1,84	-16,40	0,65**
	Положительные	-1,98	-26,57***	0,62**
	Общее количество	-1,31	-11,63	0,75**
Новостные сообщения по безработице	Отрицательные	-2,27	-21,49**	0,40
	Положительные	-2,99	-39,43***	0,17
	Общее количество	-1,42	-14,37	0,54**
Новостные сообщения по нефти Brent	Отрицательные	-1,82	-12,95	0,99***
	Положительные	-1,37	-11,08	1,07***
	Общее количество	-1,65	-12,21	0,90***

Таблица В
СПИСОК ИНФОРМАЦИОННЫХ ИСТОЧНИКОВ И ПРИМЕРОВ ЗАПРОСОВ
В «Медиалогии»/Public.ru

Индикатор	Источник/Сюжет	Примеры
Список информационных изданий (массмедиа) по типам распространения	Печатные издания	«Аргументы и факты», «Известия», «Коммерсантъ», «Комсомольская правда», «Московский комсомолец», «Новая газета», «Российская газета»
	Интернет-издания	gazeta.ru, iz.ru, lenta.ru, news.ru, ria.ru, rt.com, tass.ru
Примеры запросов в «Медиалогии» и Public.ru по теме новостного сюжета (запись в формате Public.ru)	ТВ + Web-версии	ntv.ru, vesti.ru, komsomsant.ru, kp.ru, gbc.ru, rg.ru
	Инфляция (негатив)	within 1 word (рост инфляции, усилился, увеличился) or «ускорение инфляции» or «инфляция ускорится» or «инфляция вырастет»
	Нефть (позитив)	within 2 word (нефть Brent, рост, повышение)
	Доллар (позитив)	within 2 word («падение курс* доллара» or «доллар снижается» or «снижение курса доллара»)
	Безработица (негатив)	(«рост безработицы» or «безработица вырастет» or «безработица увеличилась») and within 1 word (безработица, россиян)

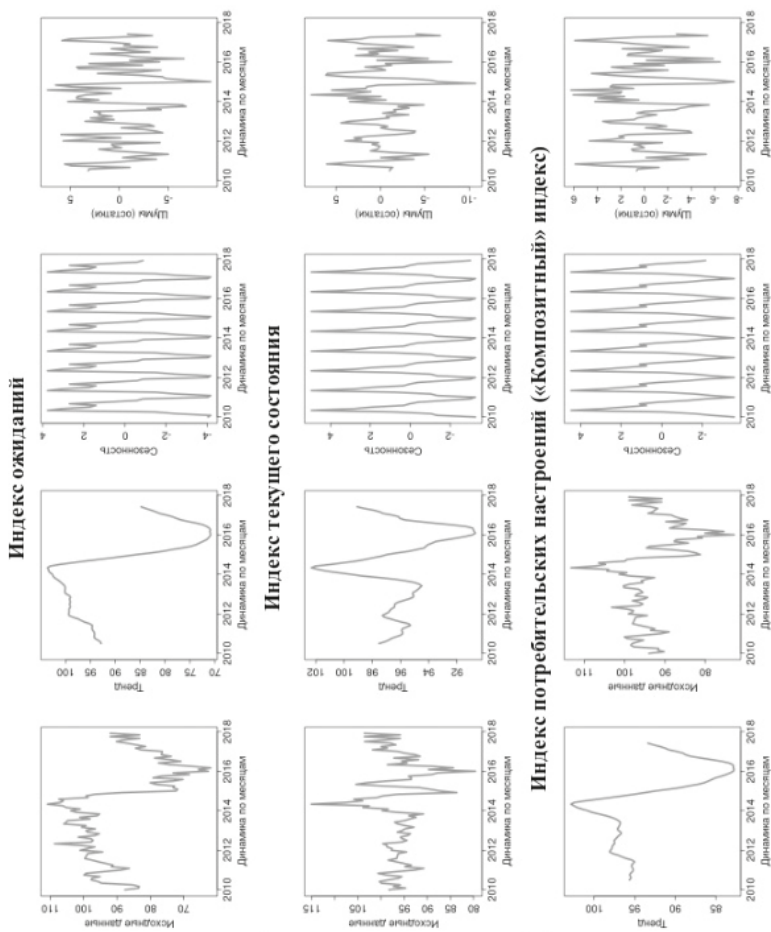


Рис. А. Декомпозиция индекса потребительских настроений и субкомпонент (индекса ожиданий и текущего состояния) на тренд и сезонность с целью определения возможных автокорреляций

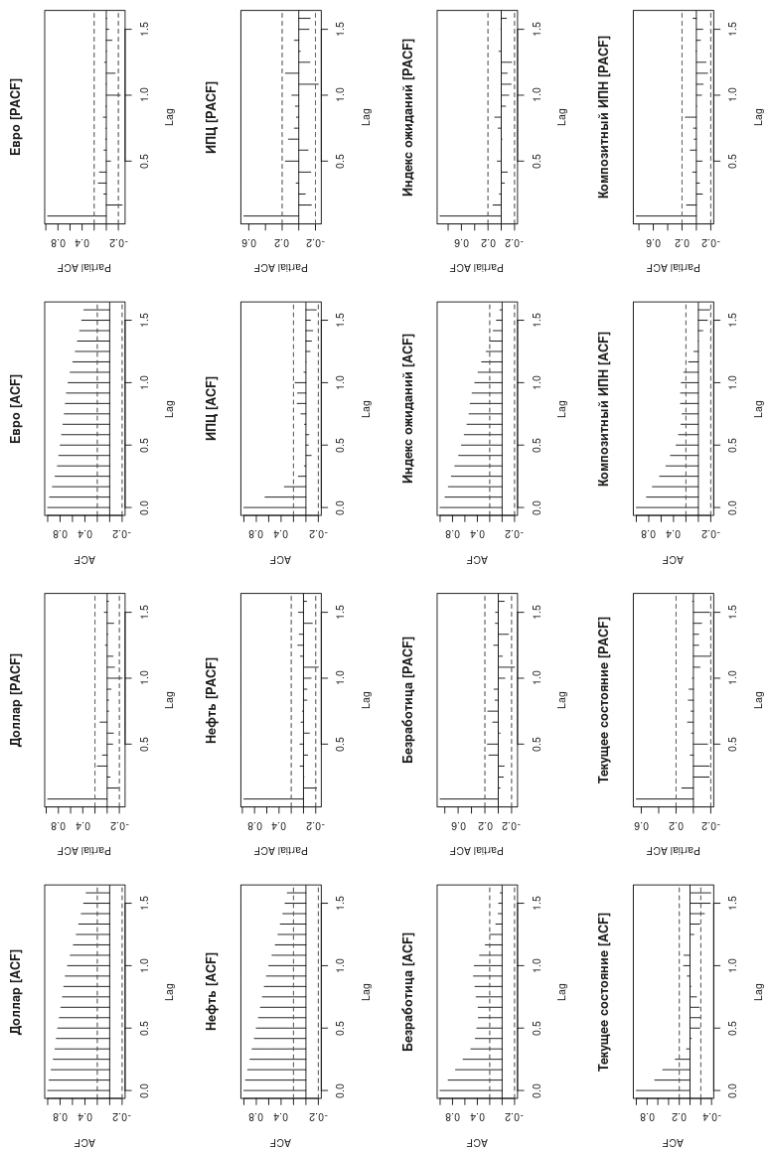


Рис. В. Функция полной (ACF) и частичной автокорреляции (PACF) макроэкономических переменных

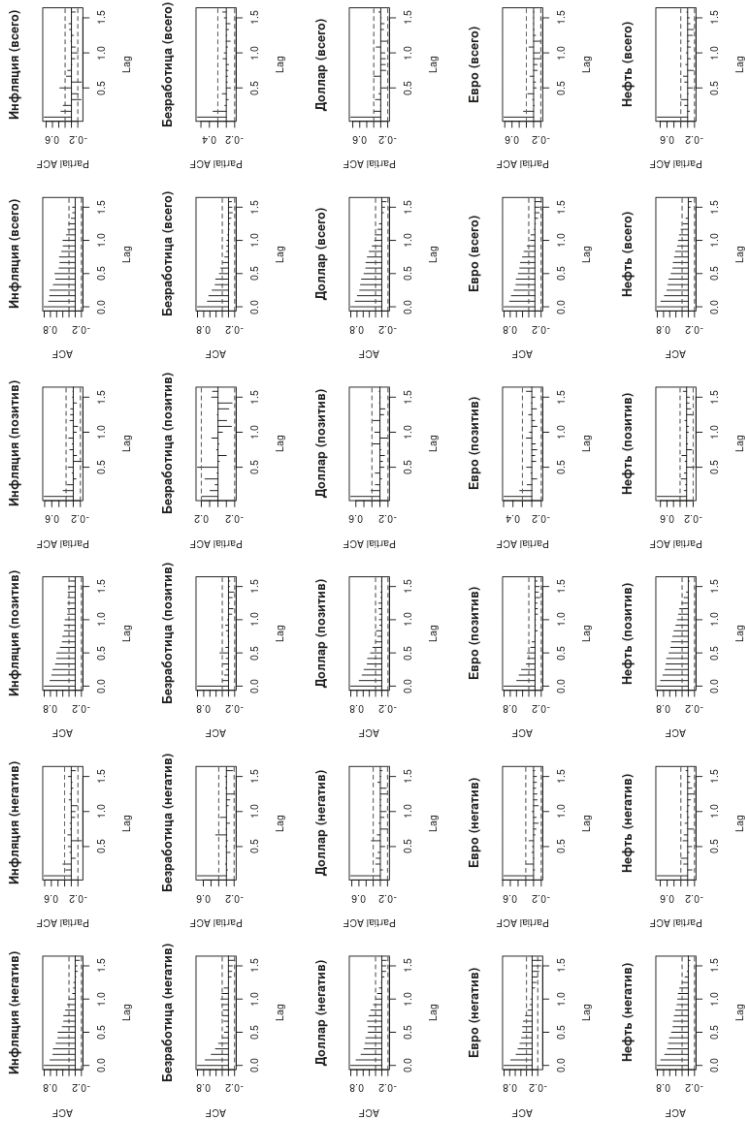


Рис. С. Функция полной (ACF) и частичной автокорреляции (PACF) новостных сообщений (по тематикам)

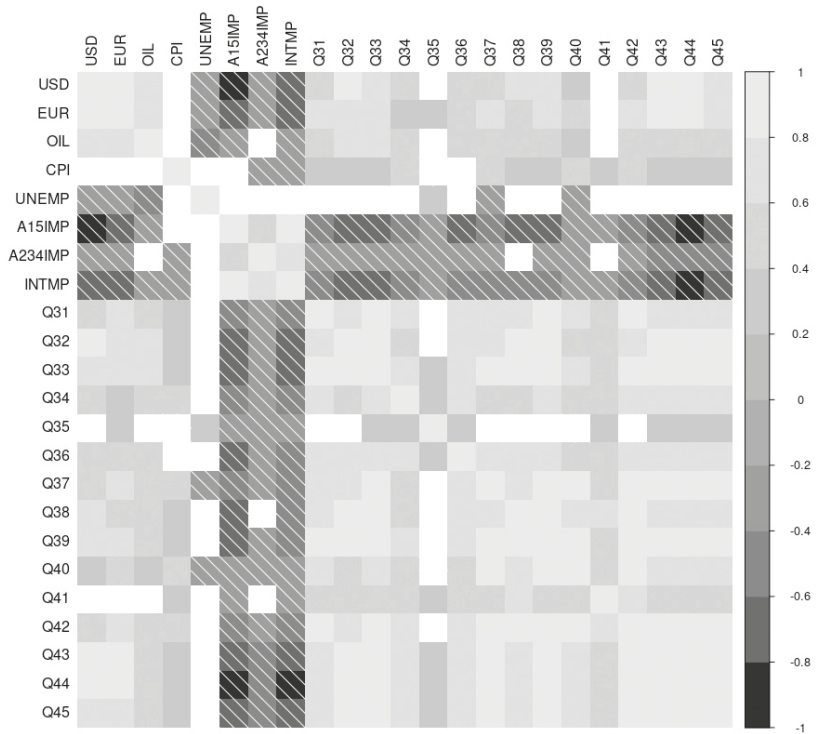


Рис. D. Коррелограмма рядов данных после очистки от тренда и сезонности с помощью ARIMA

Pashkov Stanislav G.,

*Postgraduate student, lecturer at the Department of Economic Sociology,
Faculty of Social Sciences, HSE University, Moscow, Russia, spashkov@hse.ru*

**Peculiarities of ARDL modeling in sociological time series analysis
(the case of economic news in the dynamics of CSI in 2010-2017)**

The Consumer Sentiments Index (CSI) reflects views of the population of Russia on the economic and financial policy of the country and contributes to the understanding of recessive changes in the economy. Current methodological approach singles out inflation, exchange rate, unemployment, intensity of economic events coverage in mass media as the primary factors that guide consumers in their assessments when “rational” signals arise. The article pays attention to the peculiar features of using the ARDL approach in sociological research based on the example of assessing non-economic factors on CSI in 2010-2017, including “socially significant” factors such as mass media. In autoregressive models with distributed lag (ARDL) it is possible to use the “non-economic” indicators that are difficult to include in classical vector autoregressive models (VAR). The article shows that ARDL modeling improves the interpretation of models in the presence of mixed series, and a two-month lag in the news intensity can demonstrate a decrease in consumer sentiments. The approach used in the current study allowed to identify episodes of desynchronization of the dynamics of macro indicators since the 2010s, which, on the one hand, indicates actual changes in the corresponding indicators, and on the other hand, brings more certainty to people’s understanding of the current situation in the economy and opportunities for making large purchases. Additionally, the article examines the methodological and analytical benefits of the CSI data and describe the specifics of including various “sociological” parameters and indicators into the analysis.

Keywords: intensity; economic news; inflation; CSI; ARDL; dLagM; time series; R language

References

1. Kitrar L., Lipkind T. The relationship of economic sentiment and GDP growth in Russia in light of the Covid-19 crisis, *Entrepreneurial Business and Economics Review*, 2021, 9 (1), 7–29. DOI: 10.15678/EBER.2021.090101.

2. Polbin A.V., Sinelnikov-Murylev S.G., Trunin P.V. The economic crisis of 2020: Reasons, policies to deal with and further development of the Russian economy (in Russian), *Voprosy Ekonomiki*, 2020, 6, 5-21. DOI: 10.32609/0042-8736-2020-6-5-21
3. Van Hal G. The true cost of the economic crisis on psychological well-being: a review, *Psychology research and behavior management*, 2015, 8, 7–25. DOI: 10.2147/PRBM.S44732.
4. Curtin R.T. Indicators of consumer behavior: The University of Michigan surveys of consumers, *Public Opinion Quarterly*, 1982, 46, (3), 340–352. DOI: 10.1086/268731.
5. Ibragimova D. H, Nikolaenko S.A. *Consumer Sentiment Index (in Russian)*. М.: Pomatur, 2005.
6. Claveria O., Pons E., Ramos R. Business and consumer expectations and macroeconomic forecasts, *International Journal of Forecasting*, 2007, 23 (1), 47–69. DOI: 10.1016/j.ijforecast.2006.04.004.
7. Carroll C.D., Fuhner J.C., Wilcox D.W. Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? *The American Economic Review*, 1994, 84 (5), 1397–1408.
8. Alsalman Z. Does the source of oil supply shock matter in explaining the behavior of US consumer spending and sentiment? *Empirical Economics*, 2021, 61 (3), 1491–1518. DOI: 10.1007/s00181-020-01900-9.
9. Nguyen V.H., Claus E. Good news, bad news, consumer sentiment and consumption behavior, *Journal of Economic Psychology*, 2013, 39, 426–438. DOI: 10.1016/j.joep.2013.10.001.
10. Wärneryd K.E. The psychological underpinnings of economics: Economic psychology according to Gabriel Tarde, *The Journal of Socio-Economics*, 2008, 37(5), 1685–1702. DOI: 10.1016/j.socec.2007.10.001.
11. Zagrebina A.V. The public as a social community: pioneering studies of G. Tarde (transl., in Russian), *Sotsiologicheskie issledovaniya (Sociological Studies)*, 2010, 3, 139–145.
12. Van Raaij W.F. Economic psychology, *Journal of Economic psychology*, 1981, 1 (1), 1–24. DOI: 10.1016/0167-4870(81)90002-7.
13. Krasilnikova M.D. How the Russian population is experiencing another economic crisis (transl., in Russian), *Mir Rossii (Universe of Russia)*, 2010, 19 (4), 162–181.

14. Katona G. Contribution of psychological data to economic analysis, *Journal of the American Statistical Association*, 1947, 42 (239), 449–459. DOI: 10.1080/01621459.1947.10501939.
15. Palley T.I. The relative permanent income theory of consumption: a synthetic Keynes–Duesenberry–Friedman model, *Review of Political Economy*, 2010, 22 (1), 41–56. DOI: 10.2139/ssrn.1295588.
16. Katona G., Likert R. Relationship between consumer expenditures and savings: The contribution of survey research, *The Review of Economics and Statistics*, 1946, 28 (4), 197–199. DOI: 10.2307/1925415.
17. Altheide D.L. Identity and the Definition of the Situation in a Mass-Mediated Context, *Symbolic interaction*, 2000, 23 (1), 1–27. DOI: 10.1525/si.2000.23.1.1
18. Lindenberg S., Frey B.S. Alternatives, frames, and relative prices: A broader view of rational choice theory, *Acta sociologica*, 1993, 36 (3), 191–205. DOI: 10.1177/000169939303600304
19. Kühberger A. The influence of framing on risky decisions: A meta-analysis, *Organizational behavior and human decision processes*, 1998, 75 (1), 23–55. DOI: 10.1006/obhd.1998.2781
20. Mueller E. The impact of unemployment on consumer confidence, *Public Opinion Quarterly*, 1966, 30 (1), 19–32. DOI: 10.1086/267379
21. Kłopotka A. M. Does consumer confidence forecast household saving and borrowing behavior? Evidence for Poland, *Social Indicators Research*, 2017, 133 (2), 693–717. DOI: 10.1007/s11205-016-1376-4
22. Shapiro H.T., Angevine G.E. Consumer attitudes, buying intentions and expenditures: An analysis of the Canadian Data, *The Canadian Journal of Economics*, 1969, 2 (2), 230–249. DOI: 10.2307/133636
23. Fan C.S., Wong P. Does consumer sentiment forecast household spending? The Hong Kong case, *Economics letters*, 1998, 58 (1), 77–84. DOI: 10.1016/S0165-1765(97)00247-4
24. Fisher L.A., Huh H. On the econometric modelling of consumer sentiment shocks in SVARs, *Empirical Economics*, 2016, 51 (3), 1033–1051. DOI: 10.1007/s00181-015-1038-4
25. Ibragimova D.H. Cohort analysis of consumer expectations of the population of Russia (1996–2010): theoretical and methodological foundations of the study (in Russian), *Ekonomicheskaya Sotsiologiya (Journal of Economic Sociology)*, 2014, 15 (2), 99–118. DOI: 10.17323/1726-3247-2014-2-99-118

26. Brown J., Buchholtz A., Butts M., Ward A. Board socio-cognitive decision-making and task performance under heightened expectations of accountability, *Business & Society*, 2019, 58 (3), 574–611. DOI: 10.1177/0007650316675597
27. Medovikov I. When does the stock market listen to economic news? New evidence from copulas and news wires, *Journal of Banking & Finance*, 2016, 65, 27–40. DOI: 10.2139/ssrn.2578355
28. Grunberg E. “Complexity” and “open systems” in economic discourse, *Journal of Economic Issues*, 1978, 12 (3), p. 541–560. DOI: 10.1080/00213624.1978.11503553
29. Hester J.B., Gibson R. The economy and second-level agenda setting: A time-series analysis of economic news and public opinion about the economy, *Journalism & Mass Communication Quarterly*, 2003, 80 (1), 73–90. DOI: 10.1177/107769900308000106
30. Starr M.A. Consumption, sentiment, and economic news, *Economic Inquiry*, 2012, 50 (4), 1097–1111. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2010.00346.x
31. Fogarty B.J. Determining economic news coverage, *International Journal of Public Opinion Research*, 2005, 17 (2), 149–172. DOI: 10.1093/ijpor/edh051
32. Hollanders D., Vliegenthart R. The influence of negative newspaper coverage on consumer confidence: The Dutch case, *Journal of Economic Psychology*, 2011, 32 (3), 367–373. DOI: 10.1016/j.joep.2011.01.003
33. *Information database of repetitive studies “Courier”*, EAESD [website]. 2020. URL: <http://sophist.hse.ru/db/oprosy.shtml?ts=32&en=0> (date of access: 20.11.2021)
34. Bell V. Performative knowledge, *Theory, Culture & Society*, 2006, 23 (2–3), 214–217. DOI: 10.1177/026327640602300245
35. De Boef S., Kellstedt P.M. The political (and economic) origins of consumer confidence, *American Journal of Political Science*, 2004, 48 (4), 633–649. DOI: 10.2307/1519924
36. Alsem K.J., Brakman S., Hoogduin L., Kuper G. The impact of newspapers on consumer confidence: does spin bias exist? *Applied Economics*, 2008, 40 (5), 531–539. DOI: 10.1080/00036840600707100
37. Lin Z., Brannigan A. Advances in the analysis of non-stationary time series: An illustration of cointegration and error correction methods in

- research on crime and immigration, *Quality and Quantity*, 2003, 37 (2), 151–168. DOI: 10.1023/A:1023367205756
38. Bertsche D., Braun R. Identification of structural vector autoregressions by stochastic volatility, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2020, 40 (1), 328–341. DOI: 10.1080/07350015.2020.1813588
39. Hyndman R.J., Khandakar Y. Automatic time series forecasting: the forecast package for R, *Journal of statistical software*, 2008, 27 (1), 1–22. DOI: 10.18637/jss.v027.i03
40. Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of applied econometrics*, 2001, 16 (3), 289–326. DOI: 10.1002/jae.616
41. Dementieva I.N., Shakleina M.V. Application of the index method in studies of consumer sentiment of the population (in Russian), *Ekonomicheskiye i sotsialnyye peremeny: fakty, tendentsii, prognoz (Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast)*, 2019, 12 (1), 153–173.
42. Semenov A.V. Arrhythmic Tempo: Dynamics of Readiness to Join the Collective Actions in Russia (1996–2019), *Ekonomicheskaya Sotsiologiya (Journal of Economic Sociology)*, 2020, 21 (4), 107–124.
43. Natsiopoulos K., Tzeremes N. *ARDL: ARDL, ECM and Bounds-Test for Cointegration*. R package version 0.2.0, CRAN. 29.06.2022. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=ARDL> (date of access: 02.12.2021)
44. Demirhan H. dLagM: An R package for distributed lag models and ARDL bounds testing, *PLOS One*, 2020, 15 (2). DOI: 10.1371/journal.pone.0228812
45. *Main macroeconomic indicators (oil price, ruble exchange rate)*, *Investing.com [website]* 2021. URL: <https://ru.investing.com/markets> (date of access: 20.11.2021).
46. *Dynamics of the consumer price index, Rosstat [website]*. 2021. URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/57982> (date of access: 11.20.2021).
47. *Electronic archive and media database for business development, Public.ru. Media search and analysis [website]*. 2022. URL: <https://www.public.ru> (date of access: 02.06.2022).
48. Fedorova E.A., Musienko S.O., Afanasyev D.O. Impact of the Russian stock market on economic growth (in Russian), *Finance: Theory and Practice*, 2020, 24 (3), 161–173. DOI: 10.26794/2587-5671-2020-24-3-161-173

49. Afanasyev D.O., Fedorova E.A., Rogov O.Y. On the Impact of News Tonality in International Media on the Russian Ruble Exchange Rate: Textual Analysis (in Russian), *HSE Economic Journal*, 2019, 23 (2), 264–289. DOI: 10.17323/1813-8691-2019-23-2-264-289