

А.М. МАТЕВОСОВА

студент бакалавриата экономического факультета МГУ
имени М.В. Ломоносова, старший лаборант Центра исследований
международной макроэкономики и внешнеэкономических связей
ФГБУН Институт экономики РАН

ВЫСОКОЧАСТОТНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ САНКЦИЙ НА ИНФЛЯЦИОННЫЕ ОЖИДАНИЯ РОССИЙСКОГО НАСЕЛЕНИЯ

В настоящей статье исследуется влияние санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания российского населения в период масштабных санкций 2022–2023 гг. Посредством применения методов текстовой обработки данных постов и комментариев социальной сети были построены индикаторы инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности с еженедельной частотой, которые затем использовались в эконометрическом моделировании. Посредством оценивания авторегрессионных моделей интегрированного скользящего среднего с обобщенной авторегрессионной условной гетероскедастичностью в остатках и экзогенными регрессорами (ARIMA-X-GARCH-X) предпринята попытка моделирования как непосредственно величины, так и волатильности инфляционных ожиданий населения. Выявлено, что усиление санкционной обеспокоенности при прочих равных ведет к росту инфляционных ожиданий, но не влияет на неопределенность населения относительно инфляционных ожиданий. Несмотря на обнаружение слабых структурных изменений, степень влияния санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания российского населения относительно устойчива в период с марта 2022 по декабрь 2023 г.

Ключевые слова: инфляционные ожидания, санкции, индикатор, авторегрессионная модель интегрированного скользящего среднего (ARIMA), обобщенная модель авторегрессионной условной гетероскедастичности (GARCH).

УДК: 330.43, 330.47, 336.748.12, 339.545, 341.655

EDN: VYHHCE

DOI: 10.52180/2073-6487_2024_4_139_158

Введение

Масштабные санкции, с которыми в последние годы столкнулась Российская Федерация, оказали воздействие на многие сферы ее экономики. Однако Россия своими экономическими результатами доказала, что способна эффективно преодолевать последствия санкцион-

ных ограничений. Существенную роль в этом сыграли меры^{1,2} и программы государственной политики. В условиях, в которых вынужденно оказалась российская экономика, были запущены процессы ее структурной трансформации, пересмотрены некоторые подходы к экономической политике и экономическому суверенитету. Санкционные ограничения подтолкнули к более активному импортозамещению, развитию собственных производств и технологий, что позволило России извлечь из санкций даже некоторую пользу для перспектив развития национальной экономики [8, с. 18]. Сфера внешней торговли продемонстрировала резистентность к сильному санкционному давлению и адаптивность к текущим условиям во многом благодаря эффекту «ловушки большой страны» [10, с. 56]. По обновленным данным Всемирного банка российская экономика еще в 2021 г. стала четвертой экономикой мира по паритету покупательной способности (ППС), обогнав Германию и Японию³, и продолжает успешно удерживать позиции на протяжении последних лет, несмотря на санкционное давление. Спад в 2022 г. составил 1,2%⁴ и фактически оказался значительно меньше первоначальных прогнозов и ожиданий. А рост российской экономики на 3,6% в 2023 г.⁵ и вовсе превзошел среднемировые темпы роста, полностью компенсировав предшествующий спад.

Если в контексте совокупного выпуска российская экономика уверенно перешла к росту, то проблема высокой инфляции все еще остается нерешенной. Инфляция, которая начала разгоняться еще в 2021 г., а в 2022 г. достигла наибольших значений, остается высокой и значительно превышает целевой уровень (см. рис. 1).

Существенное инфляционное давление вынуждает Банк России на протяжении довольно длительного времени поддерживать ключевую ставку на высоком уровне, однако такой подход критикуется за избыточную жесткость и слишком узкое понимание целей стабилизации [6, с. 23–24; 8, с. 159–162]. Это связано с тем, что высокие значения ключевой ставки ограничивают кредитные возможности предприятий и биз-

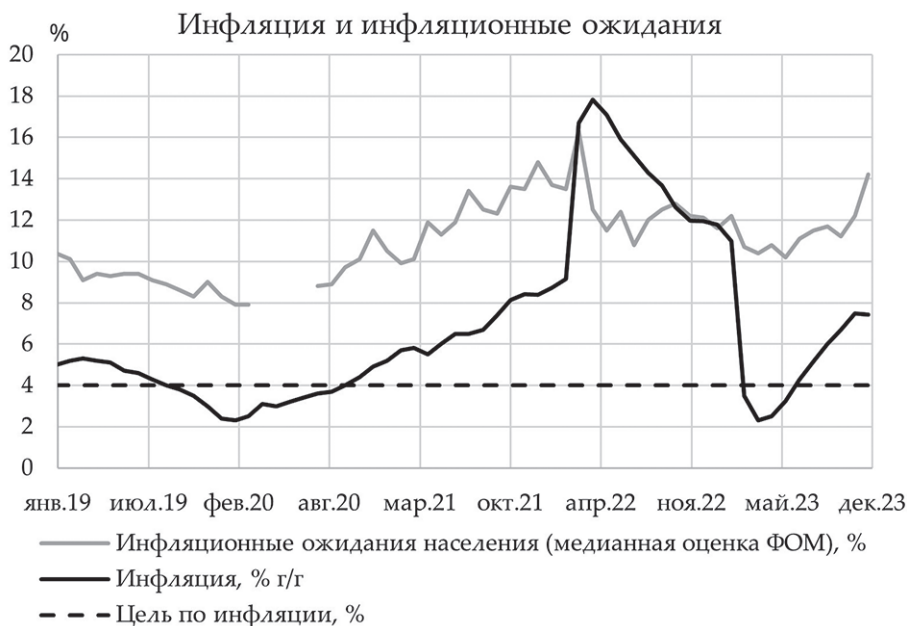
¹ Меры Правительства по повышению устойчивости экономики и поддержке граждан в условиях санкций: http://government.ru/sanctions_measures/ (дата обращения: 15.06.2024 г.).

² Антисанкционные меры 2022–2024 (специальные экономические меры и меры, направленные на поддержку бизнеса и граждан). Гарант: <https://base.garant.ru/57750630/> (дата обращения: 15.06.2024 г.).

³ Данные Всемирного банка о размере экономик стран мира по ППС: https://www.worldbank.org/en/programs/icp/brief/ICP2021_DataViz_1 (дата обращения: 15.06.2024 г.).

⁴ Росстат: третья оценка ВВП за 2022 год. <https://rosstat.gov.ru/folder/313/document/227269> (дата обращения: 15.06.2024 г.).

⁵ Росстат: вторая оценка ВВП за 2023 год. <https://rosstat.gov.ru/folder/313/document/234206> (дата обращения: 15.06.2024 г.).



Источник: построено автором по: данные Банка России. https://cbr.ru/hd_base/infl/, https://cbr.ru/analytics/dkp/inflationary_expectations/ (дата обращения: 15.06.2024 г.).

Рис. 1. График годовой инфляции и инфляционных ожиданий населения в России за период 2019–2023 гг.

неса, негативно воздействуя на процессы восстановления, роста и трансформации в российской экономике. Инфляционные ожидания, которые, как известно, оказывают значимое влияние на инфляцию [7, с. 14], также остаются высокими на протяжении этого периода (см. рис. 1).

Санкции, как фактор, оказавший существенное влияние на всю российскую экономику, также оказали воздействие и на инфляционные процессы в ней. Они привели к росту цен на часть товаров вследствие ограничений поставок как готовой, так и промежуточной продукции, росту логистических и финансовых барьеров и, как следствие, издержек. С другой стороны, санкции ограничили каналы, связанные со сферой внешней торговли, в результате чего было ослаблено влияние глобальной инфляции на инфляцию в России [2, с. 9]. При этом санкционные ограничения являлись одним из факторов ускорения глобальной инфляции вследствие роста цен на мировых товарных рынках [2, с. 8]. Банк России отмечает, что после февраля 2022 г. санкции, будучи немонетарным фактором, стали существенно влиять на инфляцию в российской экономике [7, с. 106]. Этот немонетарный фактор снизил эффективность трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и потенциально представлял угрозу дестабилизации инфляционных ожиданий [7, с. 106]. Санкции не только оказали прямое воздействие на

инфляцию, но и увеличили беспокойность населения, а также общую неопределенность в экономике [9, с. 55]. Тем самым, санкционная обеспокоенность потенциально может являться фактором, повышающим инфляционные ожидания населения, что впоследствии также приводит к росту инфляции. Этот вопрос пока еще слабо изучен в экономической литературе, однако в исследовании [5, с. 196] установлено, что после февраля 2022 г. заметно выросла упоминаемость санкций в комментариях, относящихся к тематике инфляционных ожиданий.

Целью настоящего исследования является оценка влияния санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания российского населения в период с марта 2022 г. по декабрь 2023 г. Объектом анализа выступают инфляционные ожидания российского населения.

1. Построение индикаторов инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности на основе данных социальной сети

Для моделирования влияния санкций на инфляционные ожидания осуществляется построение соответствующих индикаторов инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности на основе данных постов и комментариев социальной сети ВКонтакте. Подробный алгоритм построения этих индикаторов был описан в работе [5, с. 187–189, с. 197] и базируется на общей методологии построения индикаторов экономических ожиданий [3, с. 55–61; 4, с. 77–78].

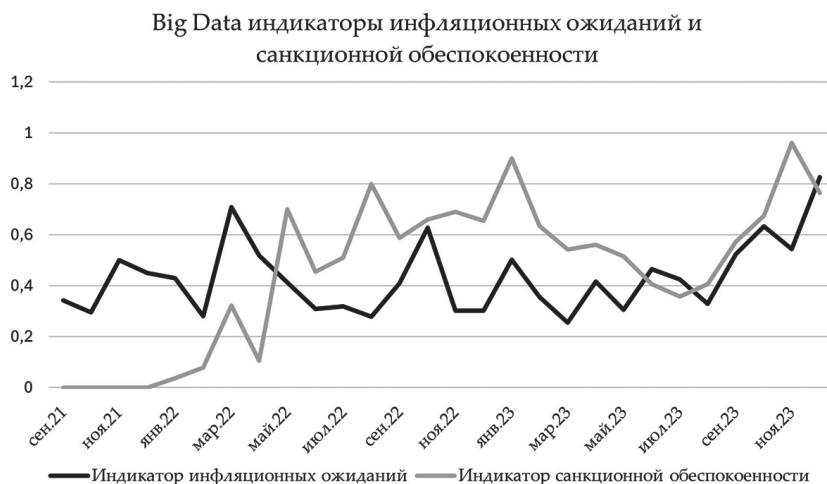
При построении индикаторов в качестве источника текстовых данных использовался набор из 10 официальных страниц СМИ в социальной сети ВКонтакте. В этот набор вошли официальные страницы с открытой возможностью комментирования, публикующие значительный объем новостей экономической тематики, следующих СМИ: Ведомости, Коммерсант, Эксперт, ТАСС, Московский комсомолец, Комсомольская правда, Вести, Life.ru, Известия, Аргументы и факты. Для каждого индикатора автором были собраны соответствующие наборы тематических постов со страниц этих СМИ в социальной сети ВКонтакте. Эти тематические наборы постов формировались по принципу наличия в текстах постов слов с основой «инфляци» для индикатора инфляционных ожиданий или же «санкци» для индикатора санкционной обеспокоенности. Затем к каждому набору тематических постов были собраны комментарии, среди которых с помощью регулярных выражений были выделены тематические. Для индикатора инфляционных ожиданий правилом отбора тематических комментариев являлось упоминание [«инфляц»|«цен»] совместно с [«выс»|«выш»|«рост»|«раст»] [5, с. 189], а для индикатора санкционной обеспокоенности – наличие упоминания в тексте санкций

(«санкц») [5, с. 197]. Каждый индикатор рассчитывался посредством деления числа тематических комментариев на число тематических постов в единицу времени, в данном случае день⁶. Оба индикатора изначально были построены с ежедневной частотой, а затем были агрегированы до более низких частот, рассматриваемых в настоящей работе, (недельной и месячной) посредством усреднения ежедневного индикатора внутри временных промежутков.

Индикаторы инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности, построенные с ежемесячной частотой за период с сентября 2021 по декабрь 2023 г., приведены на графике (см. рис. 2). В эконометрических моделях будет рассматриваться период санкционной волны 2022–2023 гг. Поэтому в качестве начала периода для построения моделей выбран март 2022 г., когда странами коллективного Запада были введены первые несколько пакетов беспрецедентных антироссийских санкций новой волны. На графике же для сопоставимости также отражена динамика обоих индикаторов за полгода до наступления беспрецедентной волны санкций 2022–2023 гг. Стоит отметить, что в этот полугодовой период с сентября 2021 по февраль 2022 г. инфляционные ожидания уже были повышены. На фоне выхода из кризиса, вызванного пандемией COVID-19, начали проявляться последствия, связанные со смягчением экономической политики, характерным для многих стран в кризисный период. Вследствие этого уже в 2021 г. начала разгоняться инфляция, а вместе с ней инфляционные ожидания, в том числе и в российской экономике.

Как видно из графика индикатора инфляционных ожиданий (см. рис. 2), наблюдаются три основных периода наибольшего роста их интенсивности: март–апрель и сентябрь–октябрь 2022 г., а также последний квартал 2023 г. При этом на инфляционные ожидания оказывали влияние не только темпы наблюдаемой инфляции, но и другие факторы, с которыми население связывало рост цен. Значительное усиление инфляционных ожиданий, произошедшее в марте–апреле 2022 г., было связано с резким ослаблением курса рубля и возросшей неопределенностью [7, с. 114]. В дальнейшем на период с сентября по октябрь 2022 г. пришелся новый виток роста неопределенности, который также отразился в инфляционных ожиданиях [7, с. 114]. Повышение инфляционных ожиданий в четвертом квартале 2023 г. являлось прежде всего реакцией на возросшие инфляционные риски и ценовую конъюнктуру в целом [1, с. 23].

⁶ Написанный код для сбора данных и построения индикаторов вместе с собранными данными и расчетами опубликованы в репозитории: <https://github.com/AMatevosova/Modeling-the-impact-of-sanctions-on-inflation-expectations> (дата обращения: 16.08.2024 г.)



Источник: расчеты автора на Python по собранным из ВКонтакте данным.

Рис. 2. Индикаторы инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности с ежемесячной частотой, построенные на основе данных социальной сети за период с сентября 2021 по декабрь 2023 г.

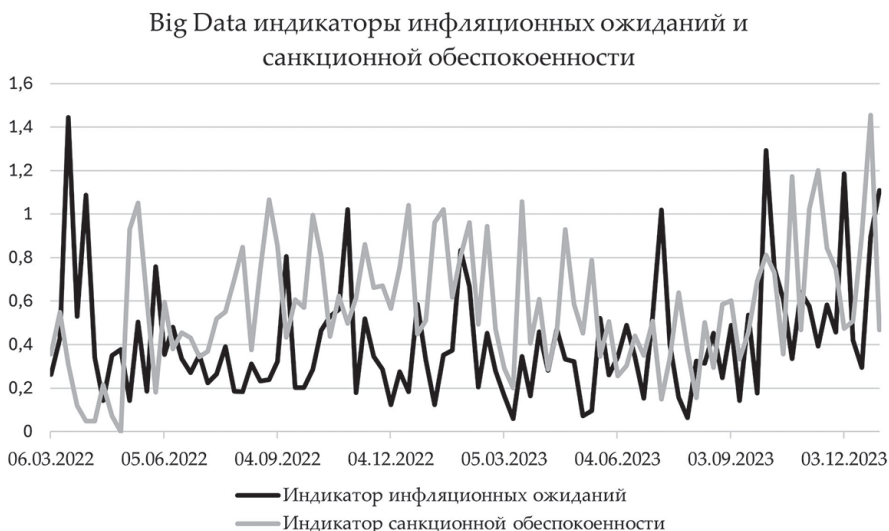
С марта 2022 г. санкционная обеспокоенность населения начала стремительно расти в результате введения беспрецедентных по своему масштабу антироссийских санкций новой волны (см. рис. 2). Предполагается, что новости о санкциях вызывали обеспокоенность населения, а также опасения по поводу исчезновения некоторых товаров и будущего роста цен, что отражалось в инфляционных ожиданиях. Данная гипотеза будет проверена в следующих параграфах в ходе эконометрического моделирования инфляционных ожиданий. Помимо фактора санкционной обеспокоенности в модели также будут добавлены в качестве объясняющих переменных валютный курс и инфляция за предшествующий период.

2. Данные и выбор модели

Моделирование влияния санкций на инфляционные ожидания российского населения будет производиться посредством построения эконометрических моделей с использованием рассчитанных индикаторов инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности. Упоминание санкций в новостях формирует санкционную обеспокоенность и предположительно сказывается на инфляционных ожиданиях населения. Сам процесс формирования и переноса санкционной обеспокоенности в инфляционные ожидания занимает некоторое время, но при этом происходит достаточно быстро. В случае использования ежемесячных данных существует риск возникновения проблемы

наложения различных эффектов в столь динамичный и наполненный событиями период 2022–2023 гг. Поэтому ежемесячная частота данных для такого исследования является слишком низкой, так как не позволяет уловить и разделить все эффекты, корректно выделив влияние санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания населения. Кроме того, ежемесячные данные не позволяют собрать достаточное для оценивания количество наблюдений. Поэтому имеет смысл использовать данные более высокой частоты: ежедневной или еженедельной.

На инфляционные ожидания населения также влияет наблюдаемая в предшествующий период динамика цен на товары потребительской корзины. Росстат еженедельно публикует данные об оценке индекса потребительских цен⁷. Наличие еженедельных данных по индексу потребительских цен в совокупности с не слишком частым пересмотром инфляционных ожиданий населением в рамках одной недели говорит в пользу использования еженедельных, а не ежедневных данных при моделировании. Таким образом, в настоящем исследовании при построении эконометрических моделей будут использоваться еженедельные данные за период с 28 февраля 2022 г. по 31 декабря 2023 г., включая также частично данные за февраль 2022 г. для регрессоров, взятых с лагом (см. рис. 3).



Источник: расчеты автора на Python по собранным из ВКонтакте данным.

Рис. 3. Индикаторы инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности с еженедельной частотой за период с 28 февраля 2022 по декабрь 2023 г.

⁷ По данным Росстата https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/38_09-03-2022.htm (дата обращения: 18.06.2024 г.).

С целью построения модели на еженедельных данных индикаторы инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности, первоначально рассчитанные с ежедневной частотой, были агрегированы до еженедельного уровня посредством усреднения значений внутри одной недели. В ходе понижения частоты этих индикаторов использовалась календарная неделя (с понедельника по воскресенье). Стоит отметить, что данные по недельному индексу потребительских цен, который также планируется использовать в моделях, часто публикуются Росстатом за немного другие периоды. Так, в случае добавления в модель недельного индекса потребительских цен (ИПЦ) с лагом 1, этот регрессор демонстрирует инфляцию за период, отдаленный от настоящего не в точности на 7 дней. Обычно этот промежуток составляет 6–9 дней, а иногда, в случае праздников, может достигать 12 дней в силу специфики расчетных периодов недельного ИПЦ. В моделях будет использоваться значение $\text{ИПЦ}\% - 100$ за предыдущую расчетную неделю. Помимо инфляции за предшествующий период на инфляционные ожидания может также влиять валютный курс. Для учета этого фактора в некоторые модели будет добавлен курс доллара США. Выбор этой валюты обусловлен тем, что в рассматриваемый период доллар и евро являлись основными валютами, за курсом которых следило население. При этом восприятие валютного курса населением связано скорее с его абсолютным значением, а не относительным или абсолютным приростом. Поэтому в качестве регрессора в дальнейшем используется официальный курс доллара США к рублю на конец предшествующей недели, установленный Банком России⁸.

Заметим, что санкционная обеспокоенность потенциально может влиять как на величину инфляционных ожиданий населения, так и на их волатильность, характеризующую неопределенность населения относительно инфляционных ожиданий. Поэтому в данном случае представляется целесообразным использование авторегрессионных моделей интегрированного скользящего среднего с обобщенной авторегрессионной условной гетероскедастичностью в остатках и экзогенными регрессорами (далее – ARIMA-X-GARCH-X модели) для одновременного моделирования условного среднего и условной дисперсии (волатильности) индикатора инфляционных ожиданий. Так как рассматриваемые временные ряды могут обладать меняющейся во времени волатильностью, то для их моделирования хорошо подходят подобные модели из сферы финансовой эконометрики. В отличие от стандартных регрессионных моделей, комбинация ARIMA-GARCH моделей с добавлением экзогенных регрессоров позволяет

⁸ По данным Банка России: https://cbr.ru/currency_base/daily/?UniDbQuery.Posted=True&UniDbQuery.To=06.03.2022 (дата обращения: 18.06.2024 г.)

одновременно моделировать величину инфляционных ожиданий и их волатильность, учитывая возможные изменения в ней. При этом еженедельная частота данных является подходящей для применения ARIMA-X-GARCH-X моделей, которые преимущественно строятся на данных высокой частотности: внутридневных, ежедневных или еженедельных. Стоит отметить, что ARIMA-GARCH модели обычно не применяются для моделирования инфляционных ожиданий населения, что связано с низкой частотностью используемых официальных данных по инфляционным ожиданиям населения, измеряемым на основе социологических опросов. Поэтому в данном случае реализуются преимущества методов оценки инфляционных ожиданий на основе больших данных сети Интернет. Эти методы обладают свойством высокочастотности и позволяют измерять инфляционные ожидания чаще одного раза в месяц. Использование индикатора инфляционных ожиданий, рассчитанного на основе текстовых данных постов и комментариев социальной сети, делает возможным построение подобных моделей финансовой эконометрики для инфляционных ожиданий. При этом в рамках моделирования инфляции ARIMA-GARCH модели применяются довольно часто, а сама ARCH-модель впервые была предложена в ходе моделирования волатильности инфляции [12].

ARIMA-X-GARCH-X фактически соединяет два типа моделей: для условного среднего (ARIMA-X) и для условной дисперсии (GARCH-X). При этом в обе модели добавляются экзогенные регрессоры (X), в качестве которых используются значения индикатора санкционной обеспокоенности, индекса потребительских цен и валютного курса за предшествующую неделю. Условное среднее временного ряда инфляционных ожиданий в таком случае описывается моделью авторегрессионного интегрированного скользящего среднего ARIMA (p, d, q) с добавлением экзогенных регрессоров, где порядок интегрированности равен нулю ($d=0$) (1). Для описания волатильности инфляционных ожиданий используется обобщенная модель авторегрессионной условной гетероскедастичности, впервые предложенная в работе [11] GARCH (Q, P), с добавлением экзогенных регрессоров (2).

$$\begin{aligned} \Pi E_t = & \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Pi E_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \sigma_{t-i} \varepsilon_{t-i} + \sigma_t \varepsilon_t + \\ & + \sum_{i=1}^{k_1} \phi_i^{(sanctions)} sanctions_ind_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_2} \phi_i^{(CPI)} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_3} \phi_i^{(E)} E_{t-i}. \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & \omega + \sum_{i=1}^Q \alpha_i \sigma_{t-i}^2 \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^P \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \\ & + \sum_{i=1}^{K_1} \beta_i^{(sanctions)} sanctions_ind_{t-i} + \sum_{i=1}^{K_2} \beta_i^{(CPI)} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{K_3} \beta_i^{(E)} E_{t-i}. \end{aligned} \quad (2)$$

Здесь σ_t^2 – условная дисперсия, ε_t является белым шумом. Параметры p и q обозначают порядок авторегрессии и порядок скользящего среднего в модели ARIMA соответственно. А параметры Q и P характеризуют порядок ARCH-слагаемых ($u^2 = \sigma^2 \varepsilon^2$) и порядок GARCH-слагаемых (σ^2) соответственно в модели для условной дисперсии.

Зависимая переменная IE – индикатор инфляционных ожиданий. В модель включаются некоторые лаги следующих экзогенных регрессоров: *sanctions_ind* – индикатор санкционной обеспокоенности, *CPI* – недельная инфляция на товары потребительской корзины (ИПЦ%/100), E – официальный курс доллара США к рублю (руб./\$).

3. Результаты эконометрического моделирования

Выбор порядка ARIMA- X -GARCH- X модели осуществлялся на основе информационных критериев, тестов на спецификацию и значимости оценок коэффициентов в моделях с различными порядками и экзогенными регрессорами. Ниже приведено подробное обоснование выбора моделей и представлена их содержательная характеристика.

Изначально в оцениваемые модели не включалась переменная валютного курса. По информационным критериям среди всех таких моделей наилучшей является представленная в табл. 1 модель 2. Моделью условного среднего в данном случае является ARIMA (0,0,0) с двумя экзогенными регрессорами (инфляцией и санкционной обеспокоенностью за предшествующую неделю). То есть фактически условное среднее в ней описывается исключительно экзогенными регрессорами. В табл. 1 также приведена модель 1, у которой условное среднее описывается моделью ARMA (1,1) с экзогенными регрессорами. Несмотря на то, что значения информационных критериев лучше у моделей для среднего, включающих только экзогенные регрессоры (см. табл. 2), коэффициенты ϕ_1 и θ_1 в модели 1 демонстрируют значимость, поэтому она также была приведена в итоговой таблице. Эта модель учитывает не только влияние экзогенных регрессоров таких, как значение инфляции и санкционной обеспокоенности за прошлую неделю. Она также включает предыдущую непрогнозируемую случайную компоненту и учитывает возможный авторегрессионный характер инфляционных ожиданий, поэтому ее рассмотрение представляется целесообразным и с содержательной точки зрения. Также была рассмотрена модель 3, которая отличается от модели 2 добавлением переменной валютного курса.

В результате моделирования условного среднего коэффициенты при экзогенных регрессорах оказались значимыми, а их направленность в целом согласуется с экономической логикой и возможными

Таблица 1

Результаты оценивания параметров эконометрических моделей для индикатора инфляционных ожиданий, построенного с еженедельной частотой

	1		2		3	
	оценки	p-value	оценки	p-value	оценки	p-value
Модель условного среднего	ARIMA(1,0,1)-X		ARIMA(0,0,0)-X		ARIMA(0,0,0)-X	
μ	0,209*** (0,056)	0,0002	0,212*** (0,043)	0,000	-0,079 (0,155)	0,612
ϕ_1	-0,859*** (0,317)	0,0068				
θ_1	0,801** (0,399)	0,045				
$\phi_1^{(\text{sanctions})}$	0,277*** (0,098)	0,0049	0,274*** (0,080)	0,0006	0,265*** (0,075)	0,0004
$\phi_1^{(\text{CPI})}$	0,266*** (0,057)	0,0000	0,262*** (0,043)	0,000	0,161*** (0,052)	0,0019
$\phi_1^{(E)}$					0,004** (0,002)	0,0235
Модель условной дисперсии	GARCH(0,1)-X		GARCH(0,1)-X		GARCH(0,1)-X	
ω	0,0001 (0,033)	0,997	0,0001*** (0,00002)	0,000	0,000 (0,000004)	1,000
β_1	0,999*** (0,059)	0,000	0,999*** (0,0025)	0,000	0,1135 (0,746)	0,879
$\beta_1^{(\text{sanctions})}$	0,000 (0,059)	1,000				
$\beta_1^{(\text{CPI})}$	0,000 (0,022)	1,000				
$\beta_1^{(E)}$					0,0007 (0,0007)	0,3295
Распределение	нормальное		нормальное		нормальное	

Примечания: *** – значимость на 1%-ном уровне, ** – значимость на 5%-ном уровне, * – значимость на 10%-ном уровне.

Источник: расчеты автора в R на основе данных Росстата и построенных по данным ВКонтакте индикаторов.

объяснениями. При этом оценки получились схожими для моделей 1 и 2, что демонстрирует устойчивость относительно изменений в спецификации модели (см. табл. 1). Можно видеть, что коэффициент при регрессоре CPI_{t-1} значим и положителен. Это означает, что разгон инфляции на товары из потребительской корзины в предшествую-

**Логарифм правдоподобия и информационные критерии
для построенных моделей**

Показатели	1	2	3
Информационный критерий Акаике (AIC)	0,220	0,149	0,087
Байесовский информационный критерий (BIC)	0,461	0,283	0,274
Информационный критерий Ханнана-Куинна (HQIC)	0,317	0,203	0,163
Логарифм функции правдоподобия (logL)	-1,574	-2,172	2,823

Источник: расчеты автора в R (язык программирования для статистического анализа данных).

щую неделю при прочих равных увеличивает текущие инфляционные ожидания населения. Оценки коэффициента при переменной санкционной обеспокоенности схожи как для моделей 1 и 2, так и для модели 3 с добавлением валютного курса, что также подтверждает устойчивость полученных результатов. Коэффициент при регрессоре $sanations_ind_{t-1}$ во всех трех моделях значим и положителен, а также схож по своей величине. Тем самым, увеличение санкционной обеспокоенности в предшествующую неделю при прочих равных ведет к росту текущих инфляционных ожиданий населения.

В рамках моделирования волатильности изначально для GARCH был выбран порядок (0,1), который означает, что условная дисперсия зависит от своего значения в прошлый период. Выбор такого порядка был обусловлен тем, что коэффициенты α_i в оцениваемых моделях других порядков демонстрировали незначимость. То есть в данном случае не была выявлена зависимость волатильности инфляционных ожиданий от квадратов предыдущих значений шума. Но коэффициент β_1 , являясь значимым, говорит о наличии зависимости текущей волатильности инфляционных ожиданий от волатильности прошлого периода. Коэффициенты при экзогенных регрессорах санкционной обеспокоенности и ИПЦ в моделях условной дисперсии являются незначимыми. Поэтому можно сделать вывод, что индекс потребительских цен и санкционная обеспокоенность за предыдущий период не оказывают значимого влияния на волатильность инфляционных ожиданий. В связи с незначимостью полученных оценок коэффициентов при экзогенных регрессорах в различных моделях для условной дисперсии, и в том числе в модели 1, было решено не включать экзогенные регрессоры в модель для условной дисперсии 2, что также немного улучшило ее качество.

В процессе моделирования была добавлена экзогенная переменная валютного курса и рассмотрены различные вариации модели с ней. При построении моделей на основе $ARIMA(1,0,1)$ - $GARCH(0,1)$ с добавлением валютного курса в качестве одного из экзогенных регрессоров для моделей условного среднего и дисперсии нулевая гипотеза теста на смещение для размера отрицательных шоков (Negative Size Bias) отвергается, что указывает на возможное наличие проблем в спецификации. Но в таком случае коэффициент при переменной валютного курса в модели для волатильности инфляционных ожиданий оказывается значимым и положительным. Из этого можно сделать вывод, что ослабление курса рубля приводит к росту неопределенности инфляционных ожиданий населения. Однако в такой модели помимо возникновения проблемы с отвержением нулевой гипотезы в тесте на смещение для размера отрицательных шоков резко возросло значение статистики теста Найблома на стабильность параметров модели в целом, что говорит о нестабильности параметров во времени. В случае же построения модели, у которой условное среднее определяется только экзогенными регрессорами и константой, а условная дисперсия – моделью $GARCH(0,1)$ и тремя указанными в таблице экзогенными регрессорами, недостатки модели и выводы из нее аналогичны описанным выше. При исключении из модели для условной дисперсии незначимых регрессоров: переменной санкционной обеспокоенности и ИПЦ тесты на смещение для шоков дают удовлетворительный результат, не отвергая нулевые гипотезы, а статистика теста Найблома для модели в целом вновь становится ниже. Результаты оценивания такой модели приведены в таблицах под № 3. Для модели 3 исчезает значимость переменной валютного курса в модели волатильности инфляционных ожиданий, однако валютный курс продолжает оказывать значимое влияние на величину инфляционных ожиданий. Так, в модели условного среднего коэффициент при переменной валютного курса значим и положителен, что означает повышение инфляционных ожиданий населения на фоне ослабления рубля и согласуется с экономической логикой.

Все три модели, представленные в табл. 1, успешно прошли тесты на спецификацию (см. Приложение). Результаты взвешенных тестов Льюнга-Бокса для стандартизированных остатков и их квадратов, а также взвешенного теста множителей Лагранжа на авторегрессионную условную гетероскедастичность ($ARCH$ - LM) говорят об отсутствии автокорреляции в остатках и квадратах остатков, так как не отвергают соответствующие нулевые гипотезы (см. табл. 3 Приложения). Тесты на смещение для шоков не отвергают нулевые гипотезы и подтверждают корректность выбора спецификации моделей для условной дисперсии (см. табл. 4 Приложения). Скорректированный тест Пир-

сона на соответствие эмпирического и теоретического распределения стандартизированных остатков, в качестве которого в данных моделях использовалось нормальное распределение, не отвергает нулевую гипотезу (см. табл. 5 Приложения). Данный результат говорит о целесообразности предположения о нормальности распределения остатков в рамках моделирования.

Также для всех указанных моделей были проведены тесты Найблума на стабильность параметров, проверяющие наличие структурных сдвигов (см. табл. 6 и 7 Приложения). Для моделей в целом нулевые гипотезы об отсутствии структурных сдвигов были отвергнуты, однако индивидуальные тесты для параметров моделей продемонстрировали их стабильность во времени. Для большей части переменных нулевая гипотеза о стабильности коэффициента при них не отвергается даже на уровне значимости 10%. Однако исходя из значений индивидуальной статистики, нулевая гипотеза для коэффициента при переменной санкционной обеспокоенности в моделях 1 и 2 отвергается на уровне значимости 5%, но не отвергается на 1%-м уровне. То есть влияние санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания российского населения в период с марта 2022 по декабрь 2023 г. носило слегка неоднородный характер. Возможно, именно переменная санкционной обеспокоенности внесла наибольший вклад в нестабильность модели инфляционных ожиданий во времени в целом. Полученный результат можно объяснить произошедшими со временем изменениями в восприятии российским населением санкций и их последствий. Первоначально новости о вводимых странами коллективного Запада санкциях вызывали обеспокоенность населения в связи с возможным исчезновением некоторых товаров и ростом цен. Из-за этого первое время местами наблюдался ажиотажный спрос, а инфляционные ожидания росли. Однако впоследствии наблюдаемые позитивные тенденции, связанные с адаптацией российской экономики к санкционному давлению, могли привести к изменениям в интенсивности переноса санкционной обеспокоенности в инфляционную. Описанная логика может являться одним из возможных объяснений наблюдающихся небольших сдвигов в характере влияния фактора санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания в исследуемый период. Однако на уровне значимости 1% тест Найблума для моделей 1 и 2 не выявил значимых структурных сдвигов в коэффициенте для санкционной обеспокоенности. А в случае третьей модели коэффициент при переменной санкционной обеспокоенности является стабильным даже на уровне 10%. Из этого можно сделать вывод о том, что изменение степени и характера влияния фактора санкционной обеспокоенности на

инфляционные ожидания российского населения в период с марта 2022 г. по декабрь 2023 г. было слабым.

Заключение

Таким образом, в рамках настоящего исследования был рассмотрен вопрос влияния санкционной обеспокоенности на инфляционные ожидания российского населения в период беспрецедентных по своему масштабу санкций, с марта 2022 по декабрь 2023 г. Для одновременного моделирования влияния санкционной обеспокоенности на величину инфляционных ожиданий и их волатильность были выбраны модели класса ARIMA-X-GARCH-X. В этих моделях использовались индикаторы инфляционных ожиданий и санкционной обеспокоенности, построенные автором с использованием методов текстовой обработки собранных данных о постах и комментариях социальной сети ВКонтакте. По результатам моделирования можно выделить несколько основных результатов характерных для периода беспрецедентного санкционного давления на российскую экономику. Так, усиление санкционной обеспокоенности значительно влияет на инфляционные ожидания российского населения, повышая их. Сама степень влияния санкционной обеспокоенности относительно стабильна во времени, хотя выявлено наличие слабых структурных изменений. Влияние же санкционной обеспокоенности на неопределенность населения относительно инфляционных ожиданий не было выявлено. Найденные зависимости могут помочь в рамках прогнозирования инфляционных ожиданий и инфляции в российской экономике. А сформулированные выводы представляются актуальными в рамках составления комплекса мер, направленных на уменьшение и закоривание инфляционных ожиданий с целью снижения и приведения инфляции к целевому уровню.

Приложение

Таблица 3

Результаты взвешенных тестов Льюнга-Бокса (Weighted Ljung-Box Tests) для стандартизованных остатков и их квадратов, а также взвешенного теста множителей Лагранжа на авторегрессионную условную гетероскедастичность (Weighted ARCH-LM Tests)

	1		2	3
	p-value		p-value	p-value
Взвешенный тест Льюнга-Бокса для стандартизованных остатков (Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals)				
Lag[1]	0,665	Lag[1]	0,809	0,898
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]	1,000	Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]	0,783	0,912
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]	0,999	Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]	0,681	0,798
Взвешенный тест Льюнга-Бокса для квадратов стандартизованных остатков (Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals)				
Lag[1]	0,899	Lag[1]	0,943	0,683
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]	0,871	Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]	0,957	0,795
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]	0,947	Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]	0,951	0,702
Взвешенный тест множителей Лагранжа на авторегрессионную условную гетероскедастичность (Weighted ARCH LM Test)				
ARCH Lag[2]	0,583	ARCH Lag[2]	0,771	0,611
ARCH Lag[4]	0,854	ARCH Lag[4]	0,886	0,559
ARCH Lag[6]	0,891	ARCH Lag[6]	0,873	0,567

Источник: расчеты автора в R.

Таблица 4

Результаты тестов на смещение для шоков

Тесты на смещение для шоков			
модели	1	2	3
Тест на смещение для шоков разного знака (Sign Bias Test)	0,480	0,980	0,413
Тест на смещение для размера отрицательных шоков (Negative Size Bias Test)	0,810	0,318	0,158
Тест на смещение для размера положительных шоков (Positive Size Bias Test)	0,602	0,852	0,725
Совместный тест (Joint Effect)	0,716	0,622	0,528

Источник: расчеты автора в R.

Таблица 5

**Скорректированный тест согласия Пирсона
(Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Tests)**

Скорректированный тест согласия Пирсона (Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test)			
модели	1	2	3
группа	p-value(g-1)		
20	0,007	0,128	0,060
30	0,016	0,114	0,048
40	0,029	0,035	0,215
50	0,151	0,151	0,151

Источник: расчеты автора в R.

Таблица 6

**Результаты теста постоянства параметров Найблома
(Nyblom stability tests)**

Тест постоянства параметров Найблома (Nyblom stability test)			
модели	1	2	3
Совместная статистика	4,131	2,337	2,557
Индивидуальные статистики для моделей условного среднего			
μ	0,387	0,362	0,122
ϕ_1	0,187		
θ_1	0,202		
$\phi_1^{(\text{sanctions})}$	0,524	0,509	0,155
$\phi_1^{(\text{CPI})}$	0,052	0,050	0,026
$\phi_1^{(E)}$			0,119
Индивидуальные статистики для моделей условной дисперсии			
ω	0,150	0,136	0,207
β_1	0,143	0,131	0,106
$\beta_1^{(\text{sanctions})}$	0,118		
$\beta_1^{(\text{CPI})}$	0,384		
$\beta_1^{(E)}$			0,105

Источник: расчеты автора в R.

Асимптотические критические значения для теста постоянства параметров Найблома

Модели	1			2			3		
	10	5	1	10	5	1	10	5	1
Асимптотические критические значения, %	10	5	1	10	5	1	10	5	1
Совместная статистика	2,1	2,32	2,82	1,28	1,47	1,88	1,69	1,9	2,35
Индивидуальная статистика	0,35	0,47	0,75	0,35	0,47	0,75	0,35	0,47	0,75

Источник: расчеты автора в R.

ЛИТЕРАТУРА

1. Годовой отчет Банка России за 2023 год. Центральный банк Российской Федерации, 2023.
2. Головин М.Ю. Денежно-кредитная политика России: реакция на новые внешние вызовы // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2023. № 1. С. 7–20. EDN: BOEIAN. DOI: 10.52180/2073-6487_2023_1_7_20.
3. Голощапова И.О. Разработка методики построения высокочастотных индикаторов экономических ожиданий населения на основе больших данных (на примере инфляционных ожиданий) // Автореф. дисс. на соиск.....канд. экон. наук. М., 2018.
4. Голощапова И.О., Андреев М.Л. Оценка инфляционных ожиданий российского населения методами машинного обучения // Вопросы экономики. 2017. №6. С. 71–93. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-6-71-93
5. Матевосова А.М. Исследование инфляционных ожиданий российского населения в условиях санкций на основе больших данных // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2023. № 5. С. 181–200. EDN: ZBJKRC. DOI: 10.52180/2073-6487_2023_5_181_200.
6. Медведев И.Д., Солнцев О.Г. Денежно-кредитная политика Банка России в условиях структурной трансформации экономики // Научные труды. Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН. 2023. № 2. С. 6–28. DOI: 10.47711/2076-3182-2023-2-6-28.
7. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2023 год и период 2024 и 2025 годов. Центральный банк Российской Федерации, 2022.
8. Россия 2035: к новому качеству национальной экономики. Научный доклад / Под ред. чл.-корр. РАН А.А. Широва. Научный доклад ИНП РАН. М.: Артис Принт, 2024. DOI: 10.47711/sr1-2024.
9. Смородинская Н.В., Катухов Д.Д. Россия в условиях санкций: пределы адаптации // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2022. № 6. С. 52–67. DOI: 10.52180/2073-6487_2022_6_52_67.
10. Ушкалова Д.И. Внешняя торговля России: предварительные итоги второго года противостояния санкционному давлению // Вестник Института экономики

Российской академии наук. 2023. № 6. С. 43–60. EDN: DVZHYYT.

DOI: 10.52180/2073-6487_2023_6_43_60.

11. *Bollerslev*. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *Journal of Econometrics*. 1986. Vol. 31. Pp. 307–327.
12. *Engle*. R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. №. 4. Pp. 987–1007.

REFERENCES

1. The Annual report of the Bank of Russia for 2023. The Central Bank of the Russian Federation, 2023. (In Russ.).
2. *Golovnin M.Y.* Monetary policy in Russia: reaction to new external challenges // *Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences*. 2023. No. 1. С. 7–20. EDN: BOEIAH. DOI: 10.52180/2073-6487_2023_1_7_20. (In Russ.).
3. *Goloshchapova I.O.* Development of a methodology for constructing high-frequency indicators of economic expectations of the population based on big data (on the example of inflation expectations) // *Autoref. diss. candidate of Economic Sciences*. Moscow, 2018. (In Russ.).
4. *Goloshchapova I., Andreev M.* Measuring inflation expectations of the Russian population with the help of machine learning // *Voprosy Ekonomiki*. 2017. No. 6. Pp. 71–93. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-6-71-93 (In Russ.).
5. *Matevosova A.M.* Russians' inflation expectations under sanctions: big data research // *Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences*. 2023. No. 5. P. 181–200. EDN: ZBJKRC. DOI: 10.52180/2073-6487_2023_5_181_200. (In Russ.).
6. *Medvedev I.D., Solntsev O.G.* Monetary Policy of the Bank of Russia in the Conditions of Structural Transformation of the Economy // *Scientific works: Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences*. 2023. No. 2. P. 6–28. DOI: 10.47711/2076-3182-2023-2-6-28. (In Russ.).
7. The main directions of the unified state monetary policy for 2023 and the period 2024 and 2025. The Central Bank of the Russian Federation, 2022. (In Russ.).
8. *Russia 2035: Toward a New Quality of National Economy*. Scientific report / ed. corresponding member of the Russian Academy of Sciences A.A. Shirov. Scientific Report. Institute of Economic Forecasting RAS. M.: Artique Print, 2024. DOI: 10.47711/sr1-2024. (In Russ.).
9. *Smorodinskaya N.V., Katukov D.D.* Russia under sanctions: limits of adaptation // *Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences*. 2022. No. 6. С. 52–67. DOI: 10.52180/2073-6487_2022_6_52_67. (In Russ.).
10. *Ushkalova D.I.* Russia's foreign trade: preliminary results of the second year of counteraction to sanctions pressure // *Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences*. 2023. No. 6. P. 43–60. EDN: DVZHYYT. DOI: 10.52180/2073-6487_2023_6_43_60. (In Russ.).
11. *Bollerslev*. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *Journal of Econometrics*. 1986. Vol. 31. Pp. 307–327.
12. *Engle*. R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. No.. 4. Pp. 987–1007.

Дата поступления рукописи: 22.07.2024 г.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРЕ

Матевосова Анастасия Михайловна – студент бакалавриата экономического факультета МГУ имени М.В. Ломоносова, старший лаборант Центра исследований международной макроэкономики и внешнеэкономических связей ФГБУН Институт экономики РАН, Москва, Россия
ORCID: 0009-0004-7490-5248
nastya.m.2003@yandex.ru

ABOUT THE AUTHOR

Anastasia M. Matevosova – student of the Faculty of Economics of Moscow State University, Senior Laboratory Assistant at the Center for International Macroeconomics Research and Foreign Economic Relations, Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia
ORCID: 0009-0004-7490-5248
nastya.m.2003@yandex.ru

HIGH-FREQUENCY MODELING OF THE IMPACT OF SANCTIONS ON INFLATION EXPECTATIONS OF THE RUSSIAN POPULATION

This article examines the impact of sanctions concerns on the inflation expectations of the Russian population during the period of large-scale sanctions in 2022–2023. Using the methods of text processing of data from posts and comments on the social network, indicators of inflation expectations and sanctions concern were built with a weekly frequency and then used in econometric modeling. By evaluating autoregressive models of the integrated moving average with generalized autoregressive conditional heteroscedasticity in residuals and exogenous regressors (ARIMA-X-GARCH-X), an attempt has been made to model both the value and volatility of inflation expectations. As a result, it was revealed that increased sanctions concern, other things being equal, leads to an increase in inflation expectations, but does not affect the uncertainty of the population regarding inflation expectations. Despite the detection of weak structural changes, the degree of impact of sanctions concern on the inflation expectations of the Russian population is relatively stable in the period from March 2022 to December 2023.

Keywords: *inflation expectations, sanctions, indicator, AutoRegressive Integrated Moving Average (ARIMA), Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH).*

JEL: C22, C55, C58, C82, D84, E31, F51.