

ЭКОНОМИКА РОССИИ И РЕГИОНОВ

УДК: 336.748.12
JEL: E31

**Оценка показателей устойчивой инфляции для России
методом усечения**

Е.А. Гафарова, к.э.н., доцент

https://orcid.org/0000-0003-0798-7111; SPIN-код (РИНЦ): 3047-9568

Scopus author ID: 57351235400

e-mail: gafarovaea@mail.ru

Для цитирования

Гафарова Е.А. Оценка показателей устойчивой инфляции для России методом усечения // Проблемы рыночной экономики. – 2025. – № 4. – С. 16-30.

DOI: 10.33051/2500-2325-2025-4-16-30

Аннотация

Показатели устойчивой инфляции, которые характеризуют системный рост цен в экономике, являются полезным инструментом для анализа инфляционного давления в экономике в режиме реального времени. В практике инфляционного таргетирования центральных банков зарубежных стран хорошо зарекомендовали себя усеченные средние, которые получаются усреднением после исключения из корзины определенного процента товаров-представителей с экстремальными приростами цен. Методологической основой исследования является метод усечения, предполагающий определение оптимального усеченного среднего с точки зрения способности его отслеживать динамику наблюдаемой трендовой инфляции или будущей инфляции. Целью статьи является проверка гипотезы о возможности использования усеченных средних в качестве потенциальных показателей устойчивой инфляции для России. В работе рассматриваются эталонные показатели для трендовой инфляции, которые оцениваются с помощью центрированных скользящих средних и фильтра Ходрика-Прескотта, а также будущая инфляция через один и два года. Расчет производится как на выборке, охватывающей данные с 2002 г. по настоящее время, так и ее подвыборках. По результатам анализа на разных подвыборках, включающих данные после 2022 г., оптимальные уровни симметричного усечения составляют 42-45% с обоих концов распределения ИПЦ, асимметричного усечения – 16-19% с нижнего и 43-47% с верхнего концов распределения изменения цен. Для определения корректности отражения усеченными средними устойчивого инфляционного давления применяется проверка трех условий, сформулированных К. Маркесом. Представленные в статье результаты свидетельствуют, что оптимальные (с позиции следования трендовой или будущей инфляции) усеченные средние имеют систематическое смещение, не удовлетворяют условиям устойчивой инфляции, и, как следствие, требуют отклонения выдвинутой в исследовании гипотезы. Реализация подбора оптимальных уровней непосредственно под условия Маркеса позволила обнаружить асимметричные усечения, удовлетворяющие условиям несмещенности и «аттрактивности» для ИПЦ. С учетом этого рекомендуется производить подбор параметров оптимального усечений на основе критерии эффективности, выбор которых остается за исследователем в зависимости от цели анализа.

Ключевые слова: устойчивая инфляция, инфляция, метод усечения, индекс потребительских цен, таргетирование инфляции.

Настоящая статья отражает личную позицию автора. Содержание и результаты данного исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Estimation of Core Inflation Indicator for Russia using the Trimmed Mean

Elena A. Gafarova, Cand. of Sci. (Econ.), Associate Professor
<https://orcid.org/0000-0003-0798-7111>; SPIN-code (RSCI): 3047-9568
Scopus author ID: 57351235400
e-mail: gafarovaea@mail.ru

For citation

Gafarova E.A. Estimation of Core Inflation Indicator for Russia using the Trimmed Mean // Market economy problems. – 2025. – No. 4. – Pp. 16-30 (In Russian).

DOI: 10.33051/2500-2325-2025-4-16-30

Abstract

Core inflation characterizes systemic price growth in the economy. Core inflation indicators are a useful tool for analyzing inflationary pressures in the economy in real time. Trimmed means have proven effective in inflation targeting practices among central banks abroad. Trimmed means are obtained by averaging after excluding from the basket a certain percentage of goods representing the highest and lowest price increases. The trimmed mean method represents the methodological basis of the study. The optimal trimming level in this approach is determined based on its ability to capture the dynamics of unobserved trend inflation or future inflation. The purpose of this article is to test the hypothesis that trimmed means can be used as potential indicators of core inflation for Russia. This paper examines benchmarks for trend inflation, estimated using centered moving averages and the Hodrick-Prescott filter, as well as future inflation in one and two years. The calculation is performed on both the sample covering data from 2002 to the present and its subsamples. Based on the analysis of various subsamples, including data after 2022, the optimal levels for symmetric trimmed means are 42-45% at both ends of the CPI distribution, while for asymmetric trimming, the optimal levels are 16-19% at the lower end and 43-47% at the upper end of the price change distribution. To determine whether the trimmed means accurately reflect underlying inflation pressure, three conditions formulated by C.Marques are tested. The results presented in the article indicate that optimal trimmed means (from the perspective of following trend or future inflation) are systematically biased, do not satisfy the conditions for core inflation, and, therefore, require rejecting the hypothesis put forward in the study. The implementation of optimal trimmed means selection, taking into account the Marques's conditions, allowed us to identify asymmetric trimmed means that satisfy the unbiased and "attractive" conditions for the CPI. With this in mind, it is recommended to select the optimal trimmed mean based on performance criteria, the choice of which is left to the researcher depending on the purpose of the analysis.

Keywords: *core inflation, inflation, trimmed mean, consumer price index, inflation targeting.*

The views expressed herein are solely those of the authors. The content and results of this research should not be considered or referred to in any publications as the Bank of Russia's official position, official policy, or decisions. Any errors in this document are the responsibility of the authors.

Введение

При реализации политики инфляционного таргетирования для центральных банков важна своевременная оценка устойчивой тенденции изменения общего уровня цен, которая сохранится

в среднесрочной перспективе. Концепция устойчивой инфляции («core inflation»¹) не имеет четкого определения в литературе, но предполагает исключение из общей ценовой динамики краткосрочных колебаний, которые вызваны разовыми немонетарными факторами и связаны с нарушением предложения в экономике. В данной статье будем придерживаться терминологии Банка России, понимая под устойчивой инфляцией «фундаментальные ценовые процессы, которые с наибольшей вероятностью сохраняются в среднесрочной перспективе»².

Единой концепции как метрики устойчивой инфляции, так и критерия ее эффективности, в литературе также не выработано. Обычно центральные банки рассчитывают различные альтернативные показатели устойчивой инфляции в зависимости от цели анализа. Эти показатели могут рассчитываться как статистическими методами, среди которых наиболее распространены метод фиксированного исключения и метод усечения, так и модельными методами, например, на основе динамических факторных моделей, моделей ненаблюдаемых компонентов и др.

На фоне беспрецедентных шоков последних лет набор показателей устойчивой инфляции был вынужденно пересмотрен рядом центральных банков из-за того, что предпочтительные показатели не давали верных сигналов [1, 2]. По расчетам авторов, устойчивое инфляционное давление в сложных экономических условиях лучше всего отражают усеченные средние, которые определяются как средневзвешенное значение инфляции после усечения определенного процента самых высоких и самых низких значений упорядоченного распределения изменения цен в каждый момент времени [3]. При этом крайним случаем симметричного усечения является взвешенная медиана (усечение 50% с каждого конца распределения).

Так, согласно расчетам Федерального резервного банка Кливленда [1] для индекса цен на личные потребительские расходы (РСЕ), усеченные оценки менее смещены относительно трендовой инфляции, более устойчивы к выбросам, лучше описывают устойчивые тенденции в отличие от показателей, оцененных методом исключения из ценового индекса отдельных компонент. Анализ банка Канады [2] показал, что усеченное среднее и медиана оказались наиболее надежными индикаторами инфляционного давления на протяжении всей пандемии Covid-19, лучше коррелируют с безработицей в кривой Филлипса по сравнению с показателем, полученным на основе факторной модели. Обобщающие результаты получены МВФ [4] для развитых стран стран, и доказывают, что медиана по сравнению с альтернативными показателями устойчивой инфляции менее волатильна, лучше прогнозирует инфляцию на 12 месяцев вперед, коррелирует с деловым циклом и вписывается в основные макроэкономические модели. В тоже время в большинстве стран медиана смещена и имеет более низкий уровень относительно общего уровня цен.

В данной статье исследуется вопрос, является ли усеченное среднее подходящей мерой для устойчивой инфляции в России. Новизну исследованию и практическую значимость на фоне предыдущих работ [5, 6] придают полученные оценки оптимальных уровней усечения для распределения изменения цен на актуальных данных. Информационную базу исследования составили официальные данные Федеральной службы государственной статистики (Росстата) по инфляции.

Обзор литературы по теории и практике использования усеченных средних

Теории усеченных средних и практике их использования в центральных банках уже более тридцати лет. В разработку и развитие метода усечения большой вклад внесли авторы [3, 7, 8]. Согласно [3], усеченный средний уровень инфляции за определенный момент времени определяется прежде путем усечения определенного процента компонентов (с учетом их весов) с обоих концов упорядоченного распределения изменения цен, а затем средневзвешенного значения по оставшимся в центре распределения компонентам. При этом перечень усеченных

¹ Термин «core inflation» переводился в ранних русскоязычных работах как базовая (или трендовая) инфляция. В настоящее время под базовой инфляцией чаще всего понимается базовый индекс потребительских цен (БИПЦ), который рассчитывается Росстатом путем исключения из общего ИПЦ тех товаров и услуг, которые подвержены влиянию административного фактора, а также сезонности.

² Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2026 год и период 2027 и 2028 годов. URL: [https://cbr.ru/Content/Document/File/180751/on_2026\(2027-2028\).pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/180751/on_2026(2027-2028).pdf).

компонент может меняться от периода к периоду, поэтому усеченные средние оценки в разные моменты времени отличаются набором учтенных компонент ценового индекса.

Использование данного метода обосновано, если распределение для компонентов индекса цен характеризуется наличием длинных или толстых хвостов [9]. Кроме того, в случае, когда поперечное распределение индекса цен является скошенным, симметричные усеченные средние имеют смещение относительно общей инфляции, тогда оптимальными могут быть асимметричные усечения.

Что касается оптимального уровня усечения, то обычно он определяется с точки зрения способности отслеживать динамику трендовой инфляции или способности прогнозировать будущую общую инфляцию вплоть до трех лет. При этом в качестве меры отклонения между усечением и «эталонным» показателем (трендовой инфляцией или будущей инфляцией) чаще всего выбирается среднеквадратическая ошибка (Root Mean Square Error, RMSE), в качестве трендовой инфляции - центрированные скользящие средние на 12, 24 или 36 точках, реже трендовая компонента фильтра Ходрика-Прескотта. Поскольку всегда существует некоторая неопределенность относительно выбора бенчмарка, то в литературе рассматриваются альтернативные подходы к определению оптимального уровня усечения. В частности, К. Маркес [10] вместо подбора на основе сравнения с трендовой инфляцией предложил три проверяемых эмпирических условия, которым должен удовлетворять показатель устойчивой инфляции, среди которых несмещенность, «аттрактивность» и экзогенность устойчивой инфляций по отношению к общей инфляции. Помимо выбора критерия оптимальности и бенчмарка, уровень оптимального усечения также варьируется в зависимости от уровня дезагрегации ценового индекса на компоненты, а также от выбора временного интервала [7].

Апробация метода усечения проводилась на данных по инфляции для разных стран. Так, для США оптимальный уровень усечения, который устойчив к изменению временного интервала, составляет 9%, при большей дезагрегации данных по инфляции увеличивается до 16% [8]. Более поздние оценки для США свидетельствуют о большей эффективности медианы [11].

Для Японии за 27-летний период эффективная оценка базовой инфляции составляет 35% с каждого конца распределения [8], для стран Еврозоны при любом уровне дезагрегации - 5-15% [12], для Республики Корея - 16% на 16-летнем интервале [13].

Подбор уровней усечения на основе условий Маркеса реализован в работах [10], [14], в которых для Португалии предложено использование асимметричных 10%-ных усечений относительно 51%-ного перцентиля, для Индии - около 30% и 20% низких и высоких значений соответственно.

Для Кыргыстана получено, что в период высокой инфляции достаточно 2%, а в периоды умеренной инфляции предпочтительнее 26% -ное усечение [15]. Оценки для асимметричного усечения инфляции для Казахстана составляют 5-15% слева и 25% справа [16].

Для России оптимальное усечение ИПЦ за период 2002-2014 гг. близко к симметричному и составляет 20-25% [5]. Оценки показателей усеченной инфляции по данной методике публикуются Банком России с высокой периодичностью¹.

Недавняя работа [17] посвящена изучению практики использования центральными банками стран с развитой экономикой усеченных средних в составе набора индикаторов устойчивой инфляции. Отмечается, что чаще всего центральные банки рассчитывают усечения 5-20% с каждого конца распределения, а также взвешенную медиану. Однако существуют различия как в самих данных по инфляции, так и глубине их анализа. Центральные банки США, Канады, Австралии и Новой Зеландии публикуют длинные исторические ряды усеченных средних для индексов цен максимально возможной частоты (месяц, квартал) и в значительной степени используют их в анализе при разработке денежно-кредитной политики, а также представляют свежие материалы по исследованию свойств усеченных средних. При этом в Канаде и Австралии усеченное среднее является предпочтительным показателем устойчивой инфляции и включается в основные прогнозные макромодели.

¹ Аналитические показатели ценовой динамики. Банк России. URL: <http://www.cbr.ru/statistics/ddkp/aipd/>

Так, Федеральный резервный банк Далласа¹ усекает 16% с обоих сторон распределения, Федеральные резервные банки Кливленда² - около 24% и 31% экстремальных значений соответственно с верхнего и нижнего конца распределения изменения цен. Банк Канады³ использует 20%-ное усечение, Резервный банк Австралии – 15%-ное усечение с каждого хвоста поперечного распределения инфляции.

В противоположность рассмотренной практике, центральные банки Норвегии, Швеции и Швейцарии рассчитывают ряды усеченных средних только с годовой периодичностью. Банк Англии и Европейский центральный банк не публикуют усеченные средние на регулярной основе, но представляют их динамику в экономических бюллетенях и аналитических материалах.

В продолжение анализа в вышеупомянутой работе на данных США, Канады и Австралии показано, что показатели усеченных средних позволяют улучшить краткосрочные прогнозы инфляции на 3-6 месяцев. Неоднозначность в отношении достоинств усеченных средних связана с неправильным выбором критериев их эффективности, в частности горизонт прогнозной силы показателей устойчивой инфляции должен составлять 3-6 месяцев, а не 1-3 года, как считалось ранее. В качестве основного вывода исследования отмечается, что ежемесячные усеченные средние показатели должны занять ведущее место в наборе высокочастотных показателей устойчивой инфляции любого центрального банка.

Методология исследования и данные

Основу анализа составили официальные данные Росстата. Для оценки устойчивой инфляции методом усечения в данной работе был сформирован следующий набор данных за период с января 2002 г. по июль 2025 г. в следующих обозначениях:

$\bar{\pi}_t$ – индекс потребительских цен (ИПЦ) на товары и услуги по Российской Федерации (на конец периода, в % к предыдущему месяцу) в момент времени t ;

π_{sat} – ИПЦ ($\bar{\pi}_t$) с сезонной корректировкой;

$\pi_{sa_{i,t}}$ – ИПЦ по i -той группе товаров и услуг (на конец периода, в % к предыдущему месяцу) в момент времени t с предварительной сезонной корректировкой (sa);

$w_{i,t}^*$ – вес по i -той группе товаров и услуг, рассчитанный по типу «месяц к предыдущему месяцу» с учетом соответствующих значений весов структуры потребительских расходов населения по Российской Федерации ($w_{i,t}$) (более подробно в [18]):

$$w_{i,t}^* = w_{i,t} \text{ (для января)}, \quad w_{i,t}^* = \frac{w_{i,t} \pi_{i,t-1}^{\text{к декабрю}}}{\sum_i w_{i,t} \pi_{i,t-1}^{\text{к декабрю}}} \text{ (для остальных месяцев)},$$

где $\pi_{i,t-1}^{\text{к декабрю}}$ – ИПЦ по i -той группе товаров и услуг в момент времени $t-1$ к декабрю предыдущего года.

Перечень рассмотренных групп товаров и услуг, число которых составило 45, а также их веса в структуре потребительских расходов населения по Российской Федерации за 2024 г. приводятся в Приложении 1.

Кратко представим описание методики нахождения оптимальных уровней усечения на примере асимметричных усечений. В случае симметричных усечений формулы перепишутся заменой $\beta = \alpha$.

Первый шаг начинаем с упорядочивания распределения ИПЦ по группам товаров и услуг и их весов $\{w_{i,t}^*, \pi_{sa_{i,t}}\}$ по возрастанию для каждого момента времени t . Обозначим упорядоченное распределение $\{w_{(i),t}^*, \pi_{sa_{(i),t}}\}$.

На втором шаге осуществляется построение асимметричных $(\alpha, \beta)\%$ усечений от 0% до 50% с шагом в 1%, где $\alpha, \beta \in \{0, 1, 2, \dots, 50\}$ – уровни усечения. В результате получается новое

¹ Trimmed Mean PCE inflation rate. Federal Reserve Bank of Dallas. URL:
<https://www.dallasfed.org/research/pce>

² Federal Reserve Bank of Cleveland, 16% Trimmed-Mean Consumer Price Index. Federal Reserve Bank of St. Louis. URL:
<https://fred.stlouisfed.org/series/TRMMEANCPIM159SFRBCLE>

³ Consumer Price Index: The Bank of Canada's Preferred Measures of Core Inflation Methodology Document. URL:
https://www.statcan.gc.ca/en/statistical-programs/document/2301_D64_T9_V2

распределение: $\{w_{(i),t}^*, \pi_{sa(i),t}\}_{i \in I_{(\alpha,\beta)}}$, где $I_{(\alpha,\beta)} = \left\{ i : \frac{\alpha}{100} < W_{i,t} < \left(1 - \frac{\beta}{100}\right) \right\}$ – множество индексов неисключенных групп товаров и услуг, $W_{i,t} = \sum_{j=1}^i w_{(j),t}^*$ – кумулятивная сумма весов для i товарных групп по упорядоченной выборке. Крайними случаями рассмотренных усечений являются средневзвешенный ИПЦ (усечение 0%) и медиана (усечение 50%).

На третьем шаге рассчитываются $\bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)}$ – средневзвешенные средних асимметричного усечений по неисключенным группам товаров и услуг: $\bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)} = \frac{\sum_{i \in I_{(\alpha,\beta)}} w_{(i),t}^* \cdot \pi_{sa(i),t}}{\sum_{i \in I_{(\alpha,\beta)}} w_{(i),t}^*}$.

На четвертом шаге находятся ошибки RMSE отклонений каждого усечения от бенчмарка:

$$RMSE_{(\alpha,\beta)} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (\bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)} - \pi_t^{bench})^2}$$

где π_t^{bench} – трендовая инфляции или будущая инфляция (sa), N – длина полученных временных рядов.

Далее уровни усечения, соответствующие минимальному значению RMSE, выбираются в качестве оптимального.

Формулы для оценивания трендовой инфляции приводятся в Приложении 2. Будущая сезонно сглаженная инфляция через 12 и 24 месяца соответственно представляют собой $\bar{\pi}_{sa_{t+12}}$ и $\bar{\pi}_{sa_{t+24}}$.

Пятый шаг потребовался для проверки достоверности результатов. В данном исследовании выбраны три условия для показателя устойчивой инфляции, сформулированные в [10].

i. Несмещенность показателя устойчивой инфляции ($\bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)}$) относительно ИПЦ ($\bar{\pi}_{sa_t}$).

Данное условие выполняется в случае коинтеграции этих рядов с единичным коэффициентом наклона: т.е. $\gamma_0 = 0$ и $\gamma_1 = 1$ для регрессионного уравнения $\bar{\pi}_{sa_t} = \gamma_0 + \gamma_1 \bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)} + u_t$. Проверку выполнимости ограничений на коэффициенты в коинтеграции производили на основе теста Вальда.

ii. Устойчивая инфляция выступает «аттрактором» для ИПЦ.

Это условие что предполагает корректировку краткосрочной динамики ИПЦ с учетом отклонения от долгосрочной на основе модели коррекции ошибками (error correction model, ECM) между $\bar{\pi}_{sa_t}$ и $\bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)}$:

$$\Delta \bar{\pi}_{sa_t} = \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot \Delta \bar{\pi}_{sa_{t-j}} + \sum_{j=0}^n \beta_j \cdot \Delta \bar{\pi}_{sat-j} + \gamma \cdot (\bar{\pi}_{sa_t} - \bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)}) + \varepsilon_t.$$

Здесь коэффициент подстройки γ должен быть отрицателен и статистически значим на основе t-критерия.

iii. Устойчивая инфляция является экзогенной по отношению к ИПЦ, т.е. нечувствительна к выбросам ИПЦ.

Это означает, что для ECM-модели:

$$\Delta \bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)} = \sum_{j=1}^k \delta_j \cdot \Delta \bar{\pi}_{sat-j} + \sum_{j=0}^l \theta_j \cdot \Delta \bar{\pi}_{sa_{t-j}} + \lambda \cdot (\bar{\pi}_{sat}^{(\alpha,\beta)} - \bar{\pi}_{sa_t}) + \eta_t$$

должны выполняться условия слабой экзогенности $\lambda = 0$ или строгой экзогенности $\lambda = \theta_1 = \dots = \theta_l = 0$, которые проверяются критерием Стьюдента и критерием Вальда соответственно.

Реализация расчетов по описанной методике потребовала разработки программного кода на языке R.

Эмпирические результаты

Перед началом усечения изучили характеристики распределения ИПЦ по группам товаров и услуг в каждый момент времени нашей выборки. На рис. 1 показаны взвешенные коэффициенты эксцесса и асимметрии. Высокие значения эксцесса свидетельствуют о наличии более тяжелых хвостов в распределении ИПЦ по сравнению с нормальным. А преобладание положительной асимметрии говорит об устойчивой скошенности вправо, т.е. наличии высоких экстремальных значений в распределении ИПЦ.



Рис. 1. Диамика взвешенного эксцесса (левая шкала) и взвешенной асимметрии (правая шкала) распределения ИПЦ по товарным группам и услугам

В тоже время, отрицательные значения асимметрии в 2025 г. свидетельствуют об изменении характера распределения ежемесячной инфляции в этот период. Рис. 2. демонстрирует преобладание в распределении изменения цен экстремально низких значений. Замедление инфляции в 2025 г. стало результатом жесткой денежно-кредитной политики, проводимой Банком России для обеспечения стабильной инфляции вблизи 4%.

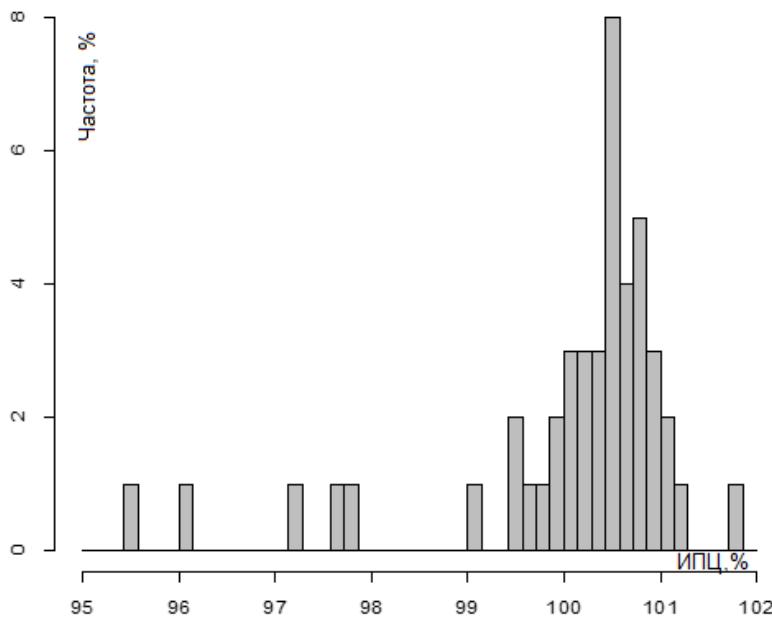


Рис. 2. Распределение ИПЦ по группам товаров и услуг в июле 2025 г.
(% к предыдущему месяцу, с сезонной корректировкой)

На основе анализа взвешенных эксцесса и асимметрии сделан вывод, что ежемесячные попечерные распределения ИПЦ отличаются от нормального, следовательно использование метода усечения вполне обосновано.

Следуя выше описанной методике, получены следующие результаты. Распределение RMSE в зависимости от уровня симметричного усечения α для выбранных в исследовании бенчмарков представлено на рис. 3. Оптимальным уровнем симметричного усечения для всех бенчмарков является 43%. Если рассмотреть уровни усечения, обеспечивающие 5%-ные отклонения от RMSE для оптимального усечения, то в половине случаев они включают

взвешенную медиану. Это означает, что медиана обеспечивает низкое отклонение от выбранных бенчмарков, но не наименьшее.

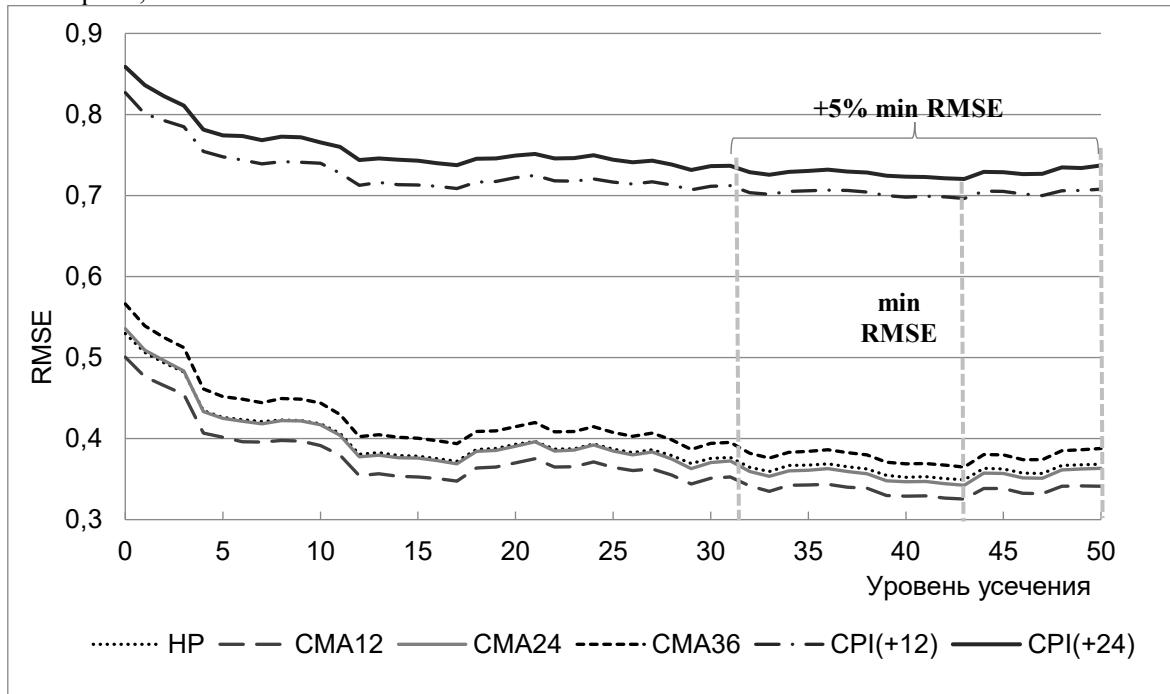


Рис. 3. Распределение RMSE в случае симметричных усечений для разных бенчмарков
Примечание: Здесь и далее используются обозначения: СМА12, СМА24 и СМА36 центрированные скользящие средние на 12, 24 и 36 точках соответственно, CPI(+12) и CPI(+24) – инфляция с сезонной корректировкой через 12 и 24 месяца, HP – трендовая составляющая фильтра Ходрика-Прескотта.

Результаты оценивания оптимальных уровней симметричного и асимметричных усечения сведены в табл. 1. Для оценки эффективности метода усечения рассчитали также ошибки RMSE отклонения от ИПЦ с сезонной корректировкой (т.е. 0% усечения) от каждого из бенчмарков (RMSE 0%). Эффективность усеченных средних (по критерию RMSE в отклонениях от бенчмарков) составляет около 35% по сравнению с ИПЦ (0% усечения) для трендовой инфляции и 17% для будущей инфляции. При этом асимметричные усечения показали большую эффективность по сравнению с симметричными усечениями, однако их результаты существенно различаются для разных бенчмарков. Так, для СМА12 и HP оптимальные уровни (43, 46)% близки к симметричному усечению. Остальные бенчмарки требуют большей асимметрии при усечении: 17% нижнего и 33-40% верхнего хвоста распределения изменений цен.

Таблица 1

Минимальные значения RMSE и оптимальные уровни усечений

Бенчмарк	Полная выборка 2002-2025 гг.				Подвыборка 2015-2025 гг.				RMS E 0%	
	Симметричные		Асимметричные		Уровни, %	RMS E	Симметричные		RMS E	
	Уровни, %	RMS E	Уровни, %	RMS E			Уровни, %	RMS E		
CMA12	43	0,325	(43, 46)	0,324	0,501	42	0,389	(19, 33)	0,359	0,662
CMA24	43	0,342	(17, 33)	0,340	0,536	42	0,438	(19, 46)	0,384	0,719
CMA36	43	0,364	(17, 33)	0,358	0,566	42	0,475	(19, 46)	0,410	0,777
CPI(+12)	43	0,696	(17, 33)	0,686	0,827	42	0,882	(19, 46)	0,832	1,063
CPI(+24)	43	0,720	(17, 40)	0,708	0,859	42	0,954	(19, 46)	0,907	1,138
HP	43	0,349	(43, 46)	0,348	0,530	42	0,422	(19, 46)	0,378	0,695

Поскольку найденные уровни оптимального усечения чувствительны к выбору периода оценивания, поэтому была проведена проверка устойчивости уровней усечения как на скользящих 5-летних выборках (в соответствии с [7]), так и разных подпериодах (до и после

перехода к режиму инфляционного таргетирования). В табл. 1 представлены результаты для подвыборки 2015-2025 гг. Наибольшая устойчивость оптимального уровня как в случае симметричного, так и асимметричного усечения к изменению выборки наблюдается в случае расчета трендовой инфляции с помощью фильтра Ходрика-Прескотта и, напротив, наиболее волатильные результаты получены при сравнении с будущей тенденцией инфляции через 24 месяца. На выборках, включающих данные после 2022 г., для большинства бенчмарков оптимальные уровни симметричного усечения составляют 42-45% с обоих концов распределения ИПЦ. А в случае асимметричного усечения на данных требуется усекать 16-19% с нижнего и 43-47% с верхнего концов распределения изменения цен.

Проверка выполнимости условий i–iii показала, что все определенные таким образом оптимальные усечения являются смещенными относительно ИПЦ (табл. 2). Для всех усечений нарушается также условие строгой экзогенности. Таким образом, ни один из рассчитанных показателей не удовлетворяет рассмотренным свойствам устойчивой инфляции.

Таблица 2

Результаты тестирования условий i–iii для оптимальных усечений относительно бенчмарков (р-уровни для проверки нулевых гипотез для соответствующих критериев)

Усечения (α, β), %	i условие	ii условие	iii условие	
			Слабая экзогенность	Строгая экзогенность
(17,33)	0,000	0,212	0,503	0,000
(17,40)	0,000	0,266	0,620	0,000
(43,43)	0,000	0,001	0,058	0,000
(43,46)	0,000	0,003	0,081	0,000
Медиана	0,000	0,000	0,021	0,000

Примечание: при тестировании гипотез стандартные ошибки для параметров во всех моделях рассчитаны в форме Нью-Беста (НАС, т.е. состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции остатков). Полужирным шрифтом выделены значения р-уровня для случаев невыполнения проверяемых условий на 5%-ном уровне.

Задавшись вопросом о существовании усечений, удовлетворяющих условиям устойчивой инфляции, расширили проверку условий i–iii на все усечения. Так, среди возможных 2600 асимметричных усечений с шагом 1% для полной выборки удалось найти более 180 несмешанных относительно ИПЦ усечений, а для подвыборки – 300. При этом все несмешанные относительно ИПЦ усечения являются асимметричными. В табл. 3 представлены варианты усечений, которые характеризуются выполнением только двух проверяемых условий и наименьшими ошибками RMSE относительно эталонным показателей. Остальные несмешанные усечения обычно группируются относительно приведенных усечений с отклонением 1-5 п.п. относительно представленных в табл.3 уровней. Результаты подбора оптимальных уровней усечения на основе условий i–iii характеризуются большим усечением с нижнего хвоста распределения ИПЦ в отличие от усечений, полученных при сравнении с бенчмарками.

Таблица 3

**Результаты выбора усечений на основе выполнения условий i–iii
(р-уровни для проверки нулевых гипотез для соответствующих критериев)**

Усечения (α, β), %	I условие	II условие	III условие	
			Слабая экзогенность	Строгая экзогенность
Выборка 2002-2025 гг.				
(43,26)	0,166	0,000	0,000	0,000
(48,30)	0,218	0,000	0,000	0,000
(32,18)	0,134	0,000	0,000	0,000
(15,6)	0,413	0,000	0,000	0,000
Подвыборка 2015-2025 гг.				
(49,36)	0,575	0,001	0,000	0,000
(44,32)	0,326	0,000	0,000	0,000
(39,28)	0,684	0,000	0,000	0,000

(28,21)	0,123	0.000	0,000	0,000
---------	-------	-------	--------------	--------------

Примечание: Полужирным шрифтом выделены значения р-уровня для случаев невыполнения проверяемых условий на 5%-ном уровне.

Таким образом, в классе асимметричных усечений с шагом 1% удалось обнаружить усеченные средние, которое удовлетворяют условиям несмещенности и «аттрактивности». Условие экзогенности, предполагающее независимость показателя устойчивой инфляции от шоков ИПЦ, нарушается для всех асимметричных усечений. Ранее о проблемах с выполнением этого условия уже отмечалось в работах [5, 6].

Графическое представление результатов симметричного и асимметричного усечения представлено на рис. 4 и 5 соответственно. Смещенность симметричных усечения (в том числе медианы) относительно ИПЦ хорошо прослеживается на рис. 4.

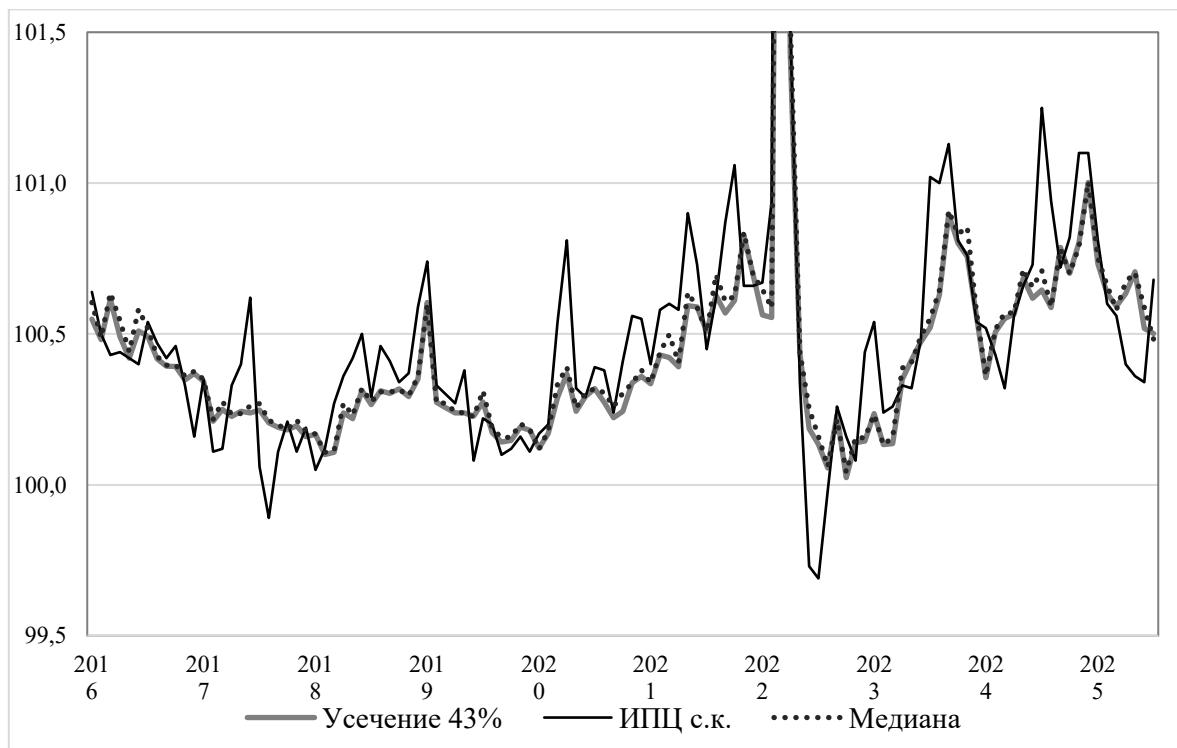


Рис. 4. Динамика ИПЦ и симметричных усечений
(в % к предыдущему месяцу, с сезонной корректировкой)

На рис. 5 для сравнения добавлено усечение (43,26)%, параметры которого подбирались под выполнение условий Маркеса. Это усечение не смещено относительно ИПЦ в отличие от оптимального усечения (17,40)%, но «излишне» следует за краткосрочной динамикой ИПЦ, что является следствием нарушения условия экзогенности.

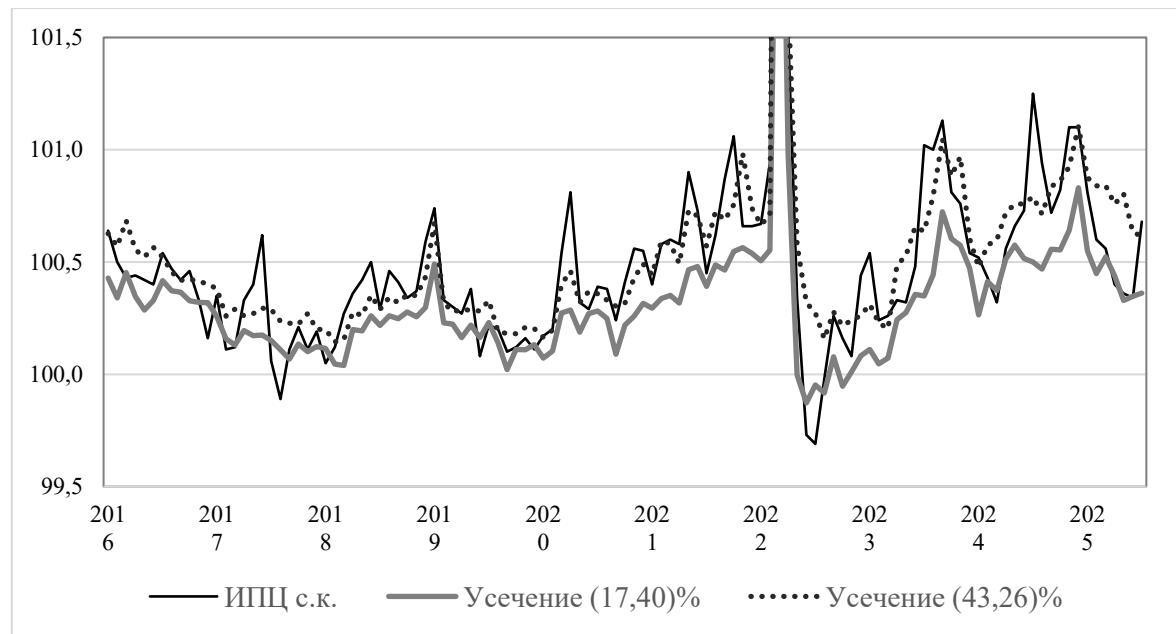


Рис. 5. Динамика ИПЦ и асимметричных усечений
(в % к предыдущему месяцу, с сезонной корректировкой)

Полученные результаты надо воспринимать с оговоркой, что они получены на довольно широкой выборке данных. Кроме того, период анализа характеризуется чередой экономических шоков различной природы, которые затрудняют традиционное использованию и интерпретацию любых моделей и показателей.

На основе проведенных расчетов можно сделать вывод, что подход подбора оптимального усечения непосредственно из условия выполнения критериев эффективности представляется более перспективным по сравнению с подбором на соответствие бенчмарку, поскольку дает больше гарантий получить показатели, отражающие устойчивое инфляционное давление.

Заключение

Как показал обзор современной литературы, усеченные средние в режиме реального времени лучше отражают устойчивое инфляционное давление в сложных экономических условиях по сравнению с альтернативными показателями.

В данной работе производится подбор оптимального уровня усечения с позиции отслеживания динамики трендовой или будущей инфляции как на полной выборке, охватывающей данные с 2002 г. по настоящее время, так и ее подвыборках. На подвыборках, включающих данные после 2002 г., чаще всего оптимальные уровни симметричного усечения составляют 42-45% с обоих концов распределения ИПЦ, асимметричного усечения – 16-19% с нижнего и 43-47% с верхнего концов распределения изменения цен. Однако эти усечения имеют смещение и не удовлетворяют условиям, сформулированным для устойчивой инфляции.

Использование подхода, основанного на подборе оптимального усечения с учетом выполнимости условий Маркеса, позволяет обнаружить асимметричные усечения, которые удовлетворяют условиям несмещенности и «аттрактивности» для ИПЦ. Однако для них не выполняется условие экзогенности по отношению к ИПЦ, что может быть связано с высокой инерцией общей инфляции, наличием значительных шоков в анализируемом периоде, недостаточным уровнем дезагрегации данных по инфляции, широтой выборки.

Учитывая положительный опыт по использованию усеченных средних в практике центральных банков, усеченные показатели инфляции должны оставаться в арсенале аналитика. При этом подбор оптимальных уровней усечения целесообразно производить с учетом критериев эффективности, которые должны подбираться исследователем в зависимости от цели анализа и исключением их избыточности.

Литература

1. Verbrugge R. Is It Time to Reassess the Focal Role of Core PCE Inflation? // Working Paper No. 21-10. Federal Reserve Bank of Cleveland, 2021. doi: <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202110>.
2. Khan M., Sullivan E. Core Inflation over the COVID-19 Pandemic // Staff Analytical Notes No. 17, Bank of Canada, 2022. doi: <https://doi.org/10.34989/san-2022-17>.
3. Bryan M. F., Cecchetti S. Measuring Core Inflation // Working Paper No. 93–04. Federal Reserve Bank of Cleveland, 1993. doi: <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-199304>.
4. Ball L., Carvalho C., Evans C., Ricci L.A. Weighted Median Inflation Around the World: A Measure of Core Inflation // NBER Working Paper No. 31032. National Bureau of Economic Research, 2023. URL: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w31032/w31032.pdf.
5. Дерюгина Е., Пономаренко А., Синяков А., Сорокин К. Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России // Серия докладов об экономических исследованиях, №. 4 (Март). Банк России, 2015. URL: https://cbr.ru/Content/Document/File/16737/wps_4.pdf.
6. Сапова А.К. Сравнительный анализ показателей базовой инфляции для России. Статистика и экономика. 2016. Т. 13. № 5. С. 63–71. doi: <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2016-5-63-71>.
7. Bryan M.F., Cecchetti S.G., Wiggins R.L. Efficient Inflation Estimation // NBER Working Paper No. 6183. National Bureau of Economic Research, 1997. doi: <https://doi.org/10.3386/w6183>.
8. Bryan M.F., Cecchetti S.G. The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan // IMES Discussion Paper Series No. 99-E-4. Bank of Japan, 1999. URL: <https://peeps.unet.brandeis.edu/~cecchett/Jpdf/J22.PDF>.
9. Roger S. A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96 // SSRN Electronic Journal. 1997. No. 4. doi: <https://doi.org/10.2139/ssrn.321785>.
10. Marques C., Mota J. Using the Asymmetric Trimmed Mean as a Core Inflation Indicator // Working Papers No. 6. Banco de Portugal, 2000. URL: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab200005_e.pdf.
11. Meyer B. H., Venkata G. Trimmed-Mean Inflation Statistics: Just Hit the One in the Middle // Working Paper No. 12-17R. Federal Reserve Bank of Atlanta, 2014. doi: <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-201217r>.
12. Vega J.L., Wynne M.A. An Evaluation of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area // Working Paper Series No. 53. European Central Bank. 2001. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp053.pdf>.
13. Kum J. C., Kim Y.W., Lee S.Y. Measures of Core Inflation in Korea// BIS Papers. 2010. No. 49. P. 233–248. URL: <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap49.pdf>.
14. Sharma N.K., Bicchal M. Measuring Core Inflation in India: an Asymmetric Trimmed Mean Approach // Cogent Economics & Finance. 2015. Vol. 3(1). 15 p. doi: <https://doi.org/10.1080/23322039.2015.1014252>.
15. Uzagalieva A. Finding Optimal Measures of Core Inflation in the Kyrgyz Republic // CERGE-EI Working Papers No. 261. CERGE-EI, Prague, 2005. URL: <https://cerge-ei.cz/pdf/wp/Wp261.pdf>.
16. Орлов К.В., Сейдахметов А.Н. Различные оценки базовой инфляции для Казахстана // Экономическое исследование №. 2023-02. Национальный Банк Республики Казахстан, 2023. URL: <https://www.nationalbank.kz/file/download/88378>.
17. Richards A.J. The Use of Trimmed-Mean Measures of Inflation in Monetary Policy Making: Some Differences between Old and New World Central Banks // SSRN. 2024. URL: <https://ssrn.com/abstract=4971521>. doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4971521>
18. Дементьев А.В., Бессонов И.О. Индексы базовой инфляции в России. Экономический журнал ВШЭ. 2011. № 1. С. 58-87.

References

1. Verbrugge R. Is It Time to Reassess the Focal Role of Core PCE Inflation? *Working Paper*. Federal Reserve Bank of Cleveland. 2021;10. Available from: <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202110>.

2. Khan M., Sullivan E. Core inflation over the COVID-19 pandemic. *Staff Analytical Notes*. Bank of Canada. 2022;17. Available from: <https://doi.org/10.34989/san-2022-17>.
3. Bryan M. F., Cecchetti S. Measuring Core Inflation. *Working Paper*. Federal Reserve Bank of Cleveland. 1993;93–04. Available from: <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-199304>.
4. Ball L., Carvalho C., Evans C., Ricci L.A. Weighted Median Inflation Around the World: A Measure of Core Inflation. *NBER Working Paper*. National Bureau of Economic Research. 2023;31032. Available from: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w31032/w31032.pdf.
5. Deryugina E., Ponomarenko A., Sinyakov A., Sorokin K. Evaluating Underlying Inflation Measures for Russia. *Working Papers Series*. Bank of Russia, 2015;4. (In Russ.) Available from: https://cbr.ru/Content/Document/File/16737/wps_4.pdf.
6. Sapova A.K. Comparative analysis of the core inflation for Russia. *Statistics and Economics*. 2016;13(5):63–71. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2016-5-63-71>.
7. Bryan M.F., Cecchetti S.G., Wiggins R.L. Efficient Inflation Estimation. *NBER Working Paper*. National Bureau of Economic Research. 1997; 6183. Available from: <https://doi.org/10.3386/w6183>.
8. Bryan M.F., Cecchetti S.G. The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan. *IMES Discussion Paper Series*. Bank of Japan. 1999;99-E-4. Available from: <https://peeps.unet.brandeis.edu/~cecchett/Jpdf/J22.PDF>.
9. Roger S. A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949–96. *SSRN Electronic Journal*. 1997;4. Available from: <https://doi.org/10.2139/ssrn.321785>.
10. Marques C., Mota J. Using the Asymmetric Trimmed Mean as a Core Inflation Indicator. *Working Papers*. Banco de Portugal. 2000;6. Available from: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab200005_e.pdf
11. Meyer B. H., Venkatu G. Trimmed-Mean Inflation Statistics: Just Hit the One in the Middle. *Working Paper*. Federal Reserve Bank of Atlanta. 2014;12-17R. Available from: <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-201217r>
12. Vega J.L., Wynne M.A. An Evaluation of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area. *Working Paper Series*. European Central Bank. 2001; 53. Available from: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp053.pdf>.
13. Kum J. C., Kim Y.W., Lee S.Y. Measures of Core Inflation in Korea. *BIS Papers*. 2010;49:233–248. Available from: <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap49.pdf>.
14. Sharma N.K., Bicchal M. Measuring Core Inflation in India: an Asymmetric Trimmed Mean Approach. *Cogent Economics & Finance*. 2015;3(1). Available from: <https://doi.org/10.1080/23322039.2015.1014252>.
15. Uzagalieva A. Finding Optimal Measures of Core Inflation in the Kyrgyz Republic. *CERGE-EI Working Papers*. CERGE-EI, Prague. 2005;261. Available from: <https://cerge-ei.cz/pdf/wp/Wp261.pdf>.
16. Orlov K.V., Seidakhmetov A.N. Various estimates of core inflation for Kazakhstan. *Economic Review*. National Bank of Kazakhstan, 2023;02. (In Russ.) Available from: <https://www.nationalbank.kz/file/download/88378>.
17. Richards A.J. The Use of Trimmed-Mean Measures of Inflation in Monetary Policy Making: Some Differences between Old and New World Central Banks. *SSRN*. 2024. Available from: <https://ssrn.com/abstract=4971521>, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4971521>.
18. Dementyev A.V., Bessonov I.O. Core inflation indices in Russia. *Higher School of Economics Economic Journal*. 2011;1: 58–87. (In Russ.)

Приложение 1

Перечень групп товаров и услуг и их веса в структуре потребительских расходов населения по Российской Федерации за 2024 г.

№	Группа	Вес, %	№	Группа	Вес, %
1	Алкогольные напитки	4,11	24	Персональные компьютеры	0,42
2	Бытовые услуги	4,94	25	Печатные издания	0,17
3	Галантерея	0,90	26	Плодовоощная продукция,	4,59
4	Другие непродовольственные товары	4,06	27	Рыбопродукты	2,20
5	Другие продовольственные товары	2,73	28	Санаторно-оздоровительные	0,34
6	Другие услуги	3,51	29	Сахар	0,36
7	Жилищно-коммунальные услуги	9,90	30	Средства связи	0,91
8	Инструменты и оборудование	0,14	31	Строительные материалы	1,05
9	Кондитерские изделия	2,60	32	Сыр	1,31
10	Легковые автомобили	5,42	33	Табачные изделия	1,32
11	Макаронные и крупяные изделия	1,13	34	Телерадиотовары	0,19
12	Масло и жиры	1,19	35	Топливо моторное	4,76
13	Мебель	1,50	36	Трикотажные изделия	0,99
14	Медицинские товары	2,72	37	Услуги в системе образования	1,67
15	Медицинские услуги	1,52	38	Услуги в сфере зарубежного	0,79
16	Меха и меховые изделия	0,16	39	Услуги организаций культуры	0,32
17	Молоко и молочная продукция	3,07	40	Услуги пассажирского	2,22
18	Моющие и чистящие средства	0,83	41	Услуги телекоммуникационные	2,65
19	Мясопродукты	9,07	42	Хлеб и хлебобулочные изделия	1,52
20	Обувь кожаная, текстильная и комбинированная	1,67	43	Чай, кофе, какао	1,15
21	Общественное питание	2,43	44	Электротовары и другие бытовые приборы	1,13
22	Одежда и белье	3,94	45	Яйца	0,66
23	Парфюмерно-косметические товары	1,76			

Приложение 2**Формулы для оценивания трендовой составляющей инфляции**

Центрированные скользящие средние на h точках рассчитываются:

$$CMA(\bar{\pi}_t, h) = (\bar{\pi}_{t-h/2} + 2 \sum_{i=-(h/2-1)}^{h/2-1} \bar{\pi}_{t+i} + \bar{\pi}_{t+h/2}) / 2h ,$$

где h – длина скользящей средней, $h = \{12, 24, 36\}$.

Трендовая компонента фильтра Ходрика-Прескотта (g_t) определяется на основе минимизации функции потерь:

$$\min_g \left\{ \sum_{t=1}^T (\bar{\pi}_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) + (g_t - g_{t-1})]^2 \right\},$$

где Т – длина временного ряда $\bar{\pi}_t$, параметр сглаживания для месячных данных рекомендуется $\lambda = 14400$.

Об авторе

Гафарова Елена Аркадьевна, кандидат экономических наук., доцент, главный экономист Отделения - Национальный банк по Республике Башкортостан Уральского главного управления Банка России, г. Уфа, Россия.

About author

Elena A. Gafarova, Candidate of Sci. (Econ.), Associate Professor, head economist, Bank of Russia, Ural Main Branch, Division - National Bank of the Republic of Bashkortostan, Ufa, Russia.