

# Сравнительный анализ показателей базовой инфляции для России

Официально публикуемый индекс потребительских цен, на основе которого делается вывод об уровне инфляции, по сути, представляет собой сумму персистентной составляющей (инфляционного тренда) и временных шоков. Процесс таргетирования инфляции требует наличия меры базовой инфляции, которая была бы очищена от влияния краткосрочных временных шоков и давала бы представление об изменении трендовой инфляции. При проведении денежно-кредитной политики центральные банки обращают внимание именно на изменения в динамике трендовой инфляции, так как она более информативна, чем общий уровень инфляции, для оценки среднесрочных инфляционных рисков. В данной работе ставится цель определения меры базовой инфляции, способной служить целям денежно-кредитной политики и на основе которой можно оперативно осуществлять мониторинг ценовой динамики. В статье рассчитываются несколько альтернативных показателей базовой инфляции на основе методологий, применяемых в разных странах

мира, а также описанных в научных работах. К этим показателям применяется сравнительный анализ на основе тестов нескольких типов. Показатель базовой инфляции, применяемый в России сегодня, не соответствует нескольким критериям, хотя и имеет ряд достоинств, отмеченных в этой работе. Результатом исследования является построение индекса базовой инфляции, который по статистическим характеристикам, а также по результатам большинства тестов, превосходит базовый индекс потребительских цен, который используется на сегодняшний день. Делается вывод, что при проведении денежно-кредитной политики Центральному Банку Российской Федерации следует ориентироваться именно на этот показатель.

**Ключевые слова:** таргетирование инфляции, индекс потребительских цен, инфляция, трендовая инфляция, базовая инфляция, инфляционные риски, Россия, денежно-кредитная политика.

Arina K. Sapova

The Central Bank of the Russian Federation, Moscow, Russia

## Comparative analysis of the core inflation for Russia

Consumer price index is a measure of inflation and it consists of two parts: persistent component (trend inflation) and short-term shocks. Inflation targeting requires index of core inflation, that independent from short-term shocks and demonstrates the changes of the trend inflation. Reserve Banks pay attention on the changes in the trend inflation, when they take decisions about monetary policy, because it's more informative than consumer price index for estimation of medium-term inflation risks. The objective of this article is detecting the index of core inflation that could be appropriate for monetary policy. There are some different measures of core inflation based on practice of Reserve Banks from different countries

and economic articles. The comparative analysis presented in this article is based on several types of tests. The result of the research is that core consumer price index that is used today has got both advantages and weaknesses. Moreover, there is index of core inflation based on new methodology that is better than core consumer price index of Federal State Statistics Service. It is concluded that the Central Bank should focus precisely on this indicator when it takes decisions about monetary policy.

**Keywords:** inflation targeting, consumer price index, inflation, trend inflation, core inflation, inflation risks, Russia, monetary policy.

### Введение

На сегодняшний день Банк России реализует денежно-кредитную политику в рамках таргетирования инфляции. Его основной задачей является обеспечение устойчивости рубля посредством снижения инфляции до 4% в 2017 году и дальнейшем ее поддержании на низком уровне [1]. Процесс таргетирования инфляции качественно обоснован только в том случае, если он строится на надежном прогнозе. Одним из ключевых моментов при прогнозировании инфляционной динамики является определение трендового уровня инфляции, который отражает среднесрочную ценовую динамику. Он характеризуется отсутствием

влияния краткосрочных временных шоков, отражает изменение абсолютных цен, не подвержен влиянию сезонных факторов. Во многих странах в качестве показателя трендовой инфляции используются индексы базовой инфляции, рассчитанные на основе индекса потребительских цен.

В статье «Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России» [2], опубликованной на сайте Банка России, говорится, что качественная мера базовой инфляции должна представлять собой ту часть средней инфляции, которая отражает среднесрочные инфляционные ожидания, изменение абсолютных (а не относительных) цен, динамику денежных агрегатов. Цели моне-

тарной политики требуют наличия надежной меры базовой инфляции. Повышение официально публикуемого индекса потребительских цен не обязательно требует изменений в области монетарной политики, в то время как повышение индекса базовой инфляции является сигналом роста инфляционных рисков и требует вмешательства Центрального Банка.

Основная задача, которую необходимо решить при определении уровня базовой инфляции – это выбор наиболее подходящего метода построения индекса базовой инфляции. Существует ряд методов, принятых в большинстве стран мира, например, метод исключения ряда сезонных или

регулируемых товаров и услуг из расчета индекса потребительских цен, применяемый в России, Канаде, Евросоюзе и многих других странах мира. Центральный Банк Бразилии рассчитывает показатель базовой инфляции как усеченное среднее, исключая ряд наиболее волатильных компонент на концах распределения темпов роста цен на товары и услуги, входящие в расчет индекса потребительских цен. Во многих работах также рассматриваются разные альтернативные подходы, например, метод построения динамических факторных моделей для определения базового уровня инфляции, описанной в статье Банка России, упомянутой ранее. В данной работе проводятся расчеты индексов базовой инфляции на основе индекса потребительских цен для России, которые применяются в разных странах мира, а также описаны в научных работах.

Необходимо отметить, что более простые с эконометрической точки зрения методы выигрывают в простоте интерпретации и оперативности расчета, но проигрывают в точности оценок и ряде других статистических характеристик. Поэтому следующая задача, требующая решения, состоит в определении набора критериев, которые могут быть использованы при проведении сравнительного анализа индексов базовой инфляции. В данной статье применяется ряд эконометрических методов, разработанных Маркесом для определения возможности применения показателей базовой инфляции для целей монетарной политики [3]. Для установления причинно-следственных связей между индексами общей и базовой инфляции применяется тест на причинность по Грэнжеру. Кроме того, для сравнительного анализа применяется ряд широко известных статистических критериев, таких как стационарность ряда, наличие сезонной компоненты, сумма квадратов отклонений от тренда и др.

В данной работе ставится цель определения меры базовой инфляции, способной служить целям денежно-кредитной политики, на

основе которой можно осуществлять мониторинг ценовой динамики. Особое внимание уделяется рассмотрению методик построения показателей базовой инфляции, анализу статистических свойств индексов, рассчитанных на основе этих методик.

### Обзор методов расчета показателей базовой инфляции

Любой метод построения индекса базовой инфляции преследует цель очистить инфляционную динамику от неинформативных факторов, характерных для кратковременных тенденций, влияния сезонности, а также отражающих изменения относительных цен на товары и услуги.

Наиболее распространенным в мировой практике является метод исключения из индекса потребительских цен (далее ИПЦ) ряда наиболее волатильных компонент, к которым в основном относятся подверженные сезонным колебаниям продукты питания и энергоресурсы. Впервые этот метод был описан Робертом Гордоном в 1975 году [4]. Эта методика расчета применяется в большинстве стран мира, в том числе и в России. Федеральная служба государственной статистики публикует индекс базовой инфляции, рассчитанный методом усечения, ежемесячно наряду с ИПЦ. В методологических рекомендациях, представленных Федеральной службой государственной статистики, указывается, что при расчете базового индекса потребительских цен (далее БИПЦ) из ИПЦ исключаются регулируемые либо подверженные сезонным колебаниям товары и услуги. В частности, из продовольственных товаров исключаются все виды плодоовощной продукции; из непродовольственных товаров – топливо (в том числе бензин); из услуг – услуги транспорта, связи, многие виды жилищно-коммунальных услуг, а также отдельные виды услуг правового характера и банков [5]. На сегодняшний день метод исключения используется наиболее широко, потому что методику его

расчета наиболее легко объяснить экономическим агентам.

Следующий метод носит чисто статистический характер. Метод построения индексов базовой инфляции посредством расчета усеченного среднего чуть менее популярен, чем метод исключения. Его суть заключается в исключении ряда наиболее волатильных компонент, расположенных на хвостах распределения темпов роста цен. Примерами стран, в которых для расчета БИПЦ применяется метод усеченной средней, являются Армения, Бразилия, Норвегия, Филиппины, Польша, Швейцария. Логика этого метода заключается в намерении исключить краткосрочные шоки, не отражающие общей ценовой динамики, которые затрагивают отдельные категории товаров и услуг, но не являются информативными для оценки инфляционных рисков. Поскольку нет точных рекомендаций для определения доли исключаемых компонент, в работе рассматриваются три альтернативных меры: 25%-ная усеченная средняя оценка; 50%-ная усеченная средняя оценка и 75%-ная усеченная средняя оценка.

Во многих исследованиях описывается крайний случай метода усечения, в котором вместо исключения ряда наиболее волатильных компонент применяется оценка взвешенной медианы [6]. Формула, по которой можно рассчитать базовый индекс потребительских цен как средневзвешенную медиану, следующая:

$$WMed_t = x_{m-1,t} + (x_{m+1,t} - x_{m-1,t}) \cdot \frac{\frac{1}{2} - W_{m-1,t}}{W_{m,t} - W_{m-1,t}},$$

где  $WMed_t$  – взвешенная медиана;  $x_{m-1,t}$  – предмедианное значение (т.е. товар или услуга, стоящий перед медианным);  $x_{m+1,t}$  – постмедианное значение (т.е. товар или услуга, стоящий после медианного);  $W_{m-1,t}$  – сумма весов всех товаров и услуг с рангом меньше медианного;  $W_{m,t}$  – сумма весов всех товаров и услуг с рангом, не превышающим медианного.

В работе А.В. Дементьева и И.О. Бессонова [7], посвященной оценке базовой инфляции в России, рассматривается метод, который позволяет выбрать оптимальный способ усечения. Авторы ссылаются на работу Хогга [8] и делают вывод, что эксцесс распределения способен выступить в качестве критерия для выбора оптимального способа усечения: при значении эксцесса в пределах 2–4 взвешенное среднее является рекомендуемой оценкой; если значение эксцесса лежит в пределах от 4 до 5,5, то следует использовать 25%-ное усеченное среднее; если значение эксцесса больше 5,5, то лучшей оценкой является средневзвешенная медиана.

### Сравнительный анализ индексов базовой инфляции

Каждый из рассмотренных методов имеет как преимущества, так и недостатки. Сравнение построенных индексов базовой инфляции позволит выявить среди них тот, который наилучшим образом соответствует целям монетарной политики.

Среди построенных индексов базовой инфляции наиболее легким для разъяснения общественности является БИПЦ, построенный методом исключения (т.е. по методологии Росстата). Хотя во многих исследованиях этому свойству не уделяется внимания, оно является достаточно значимым с той точки зрения, что чем более прост индекс базовой инфляции для разъяснения экономическим агентам, тем больше они ориентируются на него в своих инфляционных ожиданиях.

Базовые индексы инфляции, должны быть несмещенными относительно ИПЦ в долгосрочном периоде. В статье Скота Роджера [9], посвященной оценке трендового уровня инфляции, отмечается, что различия официального и трендового уровней инфляции на длительном промежутке времени свидетельствуют о том, что в расчете базового уровня инфляции помимо временных шоков была отсеяна часть тренда. Такая тенденция наблюдается в динамике базисных

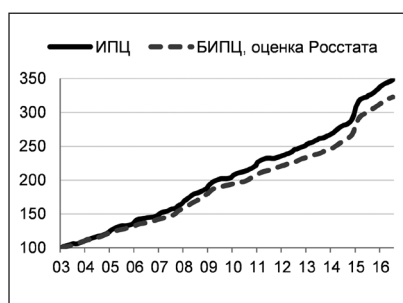


Рис. 1. Динамика официальных ИПЦ и БИПЦ, оцененных Росстатом, в процентах к январю 2003 г.

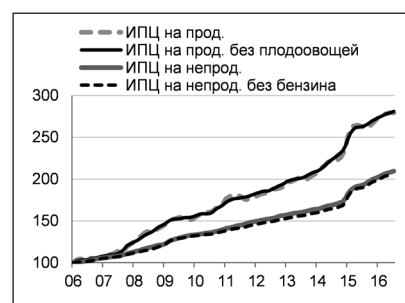


Рисунок 2. Динамика цен на продовольственную и непродовольственную продукцию, в процентах к январю 2006 г.

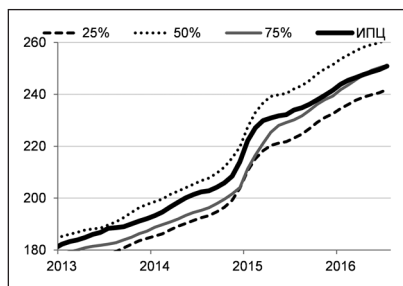


Рис. 3. Динамика официального ИПЦ и базовых индексов, построенных методом усечения, в процентах к январю 2006 г.

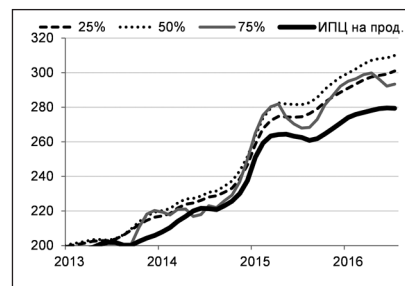


Рис. 4. Динамика официального ИПЦ на продовольственные товары и базовых индексов, построенных методом усечения, в процентах к январю 2006 г.

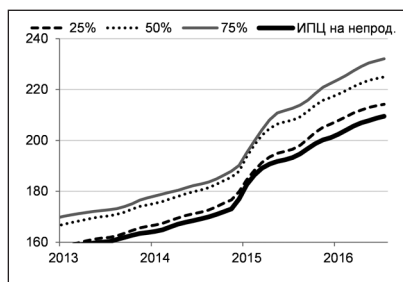


Рис. 5. Динамика официального ИПЦ на непродовольственные товары и базовых индексов, построенных методом усечения, в процентах к январю 2006 г.

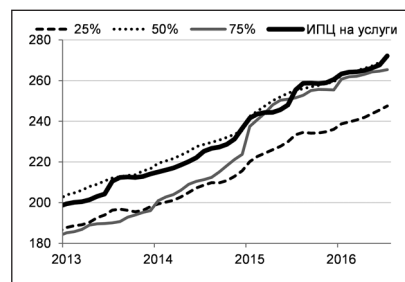


Рис. 6. Динамика официального ИПЦ на услуги и базовых индексов, построенных методом усечения, в процентах к январю 2006 г.

официальных ИПЦ России и БИПЦ, публикуемых Росстатом, рассчитанных к январю 2003 г. (рис. 1). На графике видно, что БИПЦ, рассчитанный методом исключения по методологии Росстата, занижает общий уровень инфляции. Вместе с тем, показатели базовой инфляции для продовольственных и непродовольственных товаров, рассчитанные методом исключения плодоовощной продукции для продовольственных товаров и бензина для непродовольственных товаров, практически полностью совпадают с динамикой ИПЦ на продовольственные и непродовольственные

товары, соответственно (рис. 2). Из этого можно сделать вывод, что занижение общего БИПЦ связано с исключением ряда услуг из официального ИПЦ.

Аналогичным образом рассмотрим динамику базовых индексов, построенных с помощью метода усечения. На рис. 3 видно, что 25%-ное усеченное среднее занижает общий темп инфляции, в то время как 50%-ное усеченное среднее завышает. Динамика 75%-ного усеченного среднего склонна занижать общий темп, однако с начала 2016 г. она достаточно точно отражает общие тенденции.

Все базовые индексы, построенные методом усечения для продовольственных товаров склонны завышать общие тенденции инфляционной динамики (рис. 4).

В динамике цен на непродовольственные товары наиболее близким к общей динамике оказался базовый индекс, построенный как 25%-ное усеченное среднее, хотя он, как и 50%-ное и 75%-ное усеченные средние завышает общий темп (рис. 5).

50%-ное усеченное среднее достаточно точно отражает общую инфляционную динамику услуг (рис. 6). 25%-ное усеченное среднее значительно занижает оценку.

К пяти наиболее волатильным продовольственным товарам относятся:

- Алкогольные напитки
- Мясопродукты
- Плодоовощная продукция
- Хлеб и хлебобулочные изделия

– Сахар

К пяти наиболее волатильным непродовольственным товарам относятся:

- Легковые автомобили
- Бензин
- Строительные материалы
- Медицинские товары
- Электроника
- Одежда и белье

К пяти наиболее волатильным услугам относятся:

- Коммунальные услуги
- Услуги в сфере зарубежного туризма

- Услуги в системе образования
- Услуги пассажирского транспорта

– Услуги связи

Следующий индекс базовой инфляции был рассчитан как взвешенная медиана по формуле, описанной ранее. Основываясь на рис. 7 можно сделать вывод, что индекс базовой инфляции, рассчитанный методом взвешенной медианы, занижает уровень общей инфляционной динамики. Такая же тенденция наблюдается для продовольственных товаров и услуг (рис. 8 и рис. 10). При этом в категории услуг расхождение намного выше, чем в категории продовольственных товаров. Индекс базовой инфляции для непродоволь-

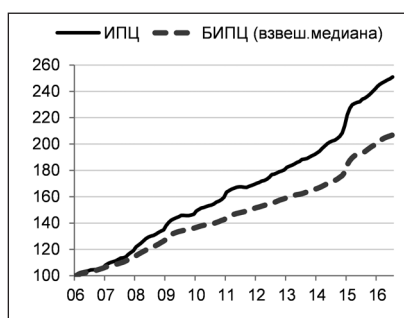


Рис. 7. Динамика официального ИПЦ и БИПЦ, построенного как взвешенная медиана, % к январю 2006 г.

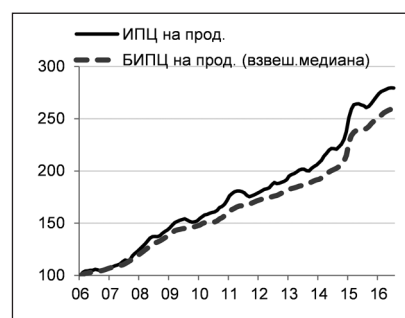


Рис. 8. Динамика официального ИПЦ на продовольственные товары и БИПЦ, построенного как взвешенная медиана, % к январю 2006 г.

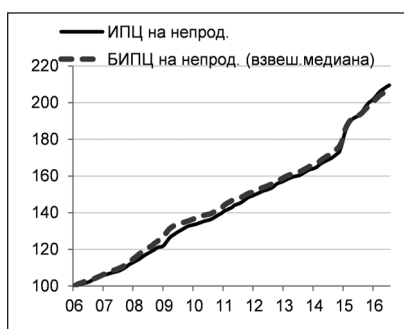


Рис. 9. Динамика официального ИПЦ на непродовольственные товары и БИПЦ, построенного как взвешенная медиана, % к январю 2006 г.

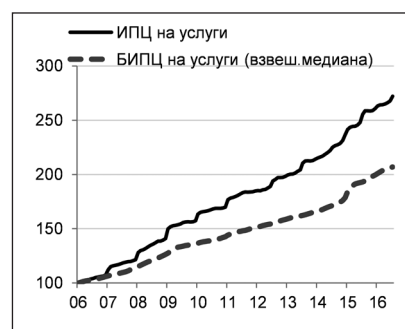


Рис. 10. Динамика официального ИПЦ на услуги и БИПЦ, построенного как взвешенная медиана, % к январю 2006 г.

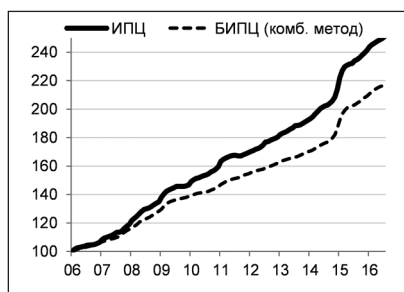


Рис. 11. Динамика официального ИПЦ и базового, построенного на основе метода Хогга, % к январю 2006

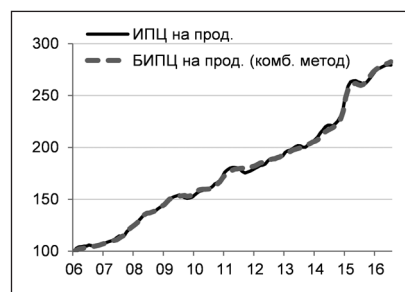


Рис. 12. Динамика официального ИПЦ на продовольственные товары и базового, построенного на основе метода Хогга, % к январю 2006

ственных товаров хорошо отражает долгосрочную ценовую динамику (рис. 9).

Следующий индекс базовой инфляции построен на основе критерия Хогга. Он представляет собой комбинацию всех рассмотренных методов. Суть его проста: для каждого периода считается эксцесс распределения темпов роста цен на товары и услуги, входящие в расчет ИПЦ. Если значение эксцесса меньше 4, то используется средне-взвешенная оценка. При значении эксцесса больше 4 и меньше 5,5

используется 25%-ное усеченное среднее. При значении эксцесса больше 5,5 используется средне-взвешенная медиана.

Для всех категорий (общий ИПЦ, ИПЦ на продовольственные товары, ИПЦ на непродовольственные товары, ИПЦ на услуги) примерно в 50% случаев значение эксцесса превышало 5,5 (т.е. строилась взвешенная медиана); в 25–35% случаев значение эксцесса лежало в пределах между 4 и 5,5 (т.е. строилось 25%-ное усеченное среднее); в 25–15% случаев значе-





Рис. 13. Динамика официального ИПЦ на непродовольственные товары и базового, построенного на основе метода Хогга, % к январю 2006

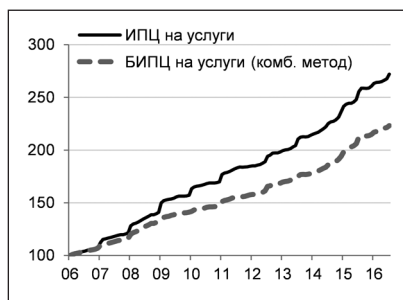


Рис. 14. Динамика официального ИПЦ на услуги и базового, построенного на основе метода Хогга, % к январю 2006

ние эксцесса не превышало 4 (т.е. строилось средневзвешенное).

Динамика построенных таким образом базовых индексов для продовольственных и непродовольственных товаров практически полностью отражает общую долгосрочную ценовую динамику (рис. 12 и рис. 13). В то же время базовый индекс, построенный для всех товаров и услуг, занижает общую тенденцию (рис. 11). Это происходит из-за категории услуг, базовый индекс по которым занижает общую инфляционную динамику услуг (рис. 14).

В статье А.В. Дементьева, И.О. Бессонова [7] высказывается мнение о том, что смещения базовых индексов обуславливается недостаточно длинным промежутком времени. Авторы приводят пример, в котором рассматривается ценовая динамика в США более чем за 25 лет. Утверждается, что ИПЦ США имеет тенденцию к движению в сторону БИПЦ, однако обратной динамики не наблюдается.

Из рассчитанных показателей базовой инфляции необходимо выбрать те, которые наилучшим образом могут служить для целей монетарной политики. Существует ряд статистических и эконометрических критериев, описанных во многих работах, на основе которых возможно провести сравнительный анализ построенных индексов базовой инфляции.

В идеале инфляционную динамику можно представить в виде суммы тренда (т.е. персистентной составляющей) и временных шоков (т.е. отклонений). Временной ряд

отклонений должен быть стационарным с нулевым средним, в его динамике должна отсутствовать авторегрессия, что осуществимо только при условии того, что БИПЦ действительно будет соответствовать персистентной составляющей инфляционной динамики.

В рамках данной модели индекс базовой инфляции должен удовлетворять критериям, представленным в работе Маркеса [3]:

#### 1. Критерий несмещенности

ИПЦ и БИПЦ должны быть коинтегрированы с единичным корнем. Другими словами, временной ряд, характеризующий отклонения ИПЦ от БИПЦ должен быть стационарным с нулевым средним. Это означает, что показатель базовой инфляции не имеет искажений относительно официального индекса на долгосрочном периоде. Данное свойство проверяется с помощью теста Дикки-Фуллера.

#### 2. Критерий «аттрактивности»

БИПЦ является «аттрактором» для ИПЦ, т.е. существует корректирующий механизм, который замедляет или ускоряет темпы роста официальной инфляции в случае, если текущая динамика ИПЦ отклоняется от динамики БИПЦ. Данное условие проверяется с помощью VEC модели:

$$\Delta\pi_t = \theta + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta\pi_{t-j}^{core} + \delta(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{core}) + \varepsilon_t$$

где  $\pi_t$  – официально публикуемый индекс потребительских цен;  $\pi_t^{core}$  – индекс базовой инфляции;  $i, j$  – номера лагов;  $\alpha, \beta, \delta$  – оценки

коэффициентов;  $\theta$  – константа;  $\varepsilon_t$  – остатки модели.

Механизм коррекции существует, если  $\delta \neq 0$ .

#### 3. Критерий экзогенности

БИПЦ не должен зависеть от временных шоков в динамике ИПЦ, т.е. должен быть экзогенным по отношению к ИПЦ.

Критерий строится на предположении о том, что ИПЦ является «аттрактором» БИПЦ. Аналогично предыдущему он проверяется на основе VEC модели:

$$\Delta\pi_t^{core} = \vartheta + \sum_{i=1}^n \mu_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m \rho_j \Delta\pi_{t-j}^{core} + \sigma(\pi_{t-1}^{core} - \pi_{t-1}) + \omega_t,$$

где  $\pi_t$  – официально публикуемый индекс потребительских цен;  $\pi_t^{core}$  – индекс базовой инфляции;  $i, j$  – номера лагов;  $\alpha, \beta, \sigma$  – оценки коэффициентов;  $\vartheta$  – константа;  $\omega_t$  – остатки модели.

Механизм коррекции существует, если  $\sigma \neq 0$ . При строгой экзогенности БИПЦ по отношению к ИПЦ коэффициенты  $\mu_i = 0$  и  $\sigma = 0$ .

Стоит отметить, что возможность проверки индексов базовой инфляции на основе второго и третьего критериев существует только в том случае, если ИПЦ и БИПЦ стационарны либо коинтегрированы. ИПЦ стационарным не является, потому что содержит сезонную компоненту. Поэтому стоит провести проверку не только с официально публикуемым ИПЦ, а также с ИПЦ сезонно сглаженным по компонентам методом TRAMO-SEATS, который, как показал тест Дикки-Фуллера, является стационарным.

Результаты сравнения индексов базовой инфляции с общим ИПЦ, ИПЦ на продовольственные товары, ИПЦ на непродовольственные товары и ИПЦ на услуги представлены в таблице 1. Во второй строке указаны номера критериев Маркеса. При этом «+» для первого критерия означает, что ряд разностей ИПЦ и БИПЦ является стационарным с нулевым средним; для второго критерия – БИПЦ является «аттрактором» для ИПЦ; для третьего критерия – БИПЦ является экзогенным («++») – если БИПЦ является

Таблица 1

**Сравнение индексов базовой инфляции с официально публикуемыми индексами потребительских цен на основе критериев Маркеса**

	ИПЦ на товары и услуги			ИПЦ на прод-е товары			ИПЦ на непрод-е товары			ИПЦ на услуги		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Метод исключения	-			+	+	+	+	-	-	-		
Метод усечения (25%)	+	+	++	+	+	-	+	+	+	-		
Метод усечения (50%)	+	+	-	-	-	-	+	+	-	+	+	-
Метод усечения (75%)	+	+	+	+	-	-	+	+	-	-		
Взвешенная медиана	+	+	-	+	+	++	+	+	+	-		
Комбинированный метод на основе критерия Хогга	+	+	++	+	+	+	+	+	+	+	+	-

Источник: расчеты автора

Таблица 2

**Сравнение индексов базовой инфляции с индексами потребительских цен, сезонно очищенными по компонентам методом TRAMO-SEATS, на основе критериев Маркеса**

	ИПЦ на товары и услуги			ИПЦ на прод-е товары			ИПЦ на непрод-е товары			ИПЦ на услуги		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Метод исключения	+	+	++	+	+	+	+	-	-	+	+	-
Метод усечения (25%)	+	+	-	+	-	-	+	+	+	+	+	-
Метод усечения (50%)	+	-	-	+	+	-	+	+	-	+	+	-
Метод усечения (75%)	+	+	-	+	-	-	+	+	-	+	+	-
Взвешенная медиана	+	+	+	+	+	++	+	+	+	+	+	-
Комбинированный метод на основе критерия Хогга	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-

Источник: расчеты автора

строغو экзогенным) по отношению к ИПЦ.

На основе результатов, представленных в таблице 1, можно сделать ряд выводов относительно построенных индексов базовой инфляции. БИПЦ, рассчитываемый по методологии Росстата, удовлетворяет всем критериям Маркеса только в категории продовольственных товаров. При этом для общего индекса, а также для категории услуг он не соответствует первому критерию Маркеса, т.е. в долгосрочной перспективе индексы базовой инфляции, полученные методом исключения, имеют искажения относительно официально публикуемых ИПЦ и ИПЦ на услуги. В категории непродовольственных товаров индекс базовой инфляции, рассчитанный методом исключения, не удовлетворяет второму и третьему критериям Маркеса, т.е. официально публикуемый ИПЦ является «аттрактором» для БИПЦ, а не наоборот.

Индексы базовой инфляции, построенные как 25%-ное усечен-

ное среднее, соответствуют всем критериям для общего ИПЦ, а также для ИПЦ на непродовольственные товары. Причем индекс базовой инфляции является строго экзогенным по отношению к общему ИПЦ на товары и услуги.

Метод построения БИПЦ как 50%-ного усеченного среднего не соответствует критериям Маркеса ни для одной категории.

Метод построения БИПЦ как 75%-ного усеченного среднего соответствует всем критериям Маркеса только для общего ИПЦ на товары и услуги.

Индексы базовой инфляции, построенные как взвешенные медианы, соответствуют всем критериям Маркеса для продовольственных и непродовольственных товаров. Причем в случае продовольственных товаров индекс базовой инфляции, построенный как взвешенная медиана, является строго экзогенным.

Базовые индексы инфляции, построенные комбинацией методов

на основе критерия Хогга с использованием средневзвешенного среднего, усеченных оценок, а также средневзвешенной медианы показали достаточно хороший результат. Только для категории услуг не выполняются третий критерий Маркеса, во всех остальных случаях все критерии выполняются. Более того, индекс базовой инфляции является строго экзогенным по отношению к общему ИПЦ на товары и услуги.

Для получения более точных результатов необходимо провести аналогичный сравнительный анализ, однако вместо официально публикуемых индексов потребительских цен необходимо использовать индексы, сезонно очищенные по компонентам методом TRAMO-SEATS. Результаты анализа представлены в таблице 2.

Основываясь на результатах сравнительного анализа, представленных в таблице 2, можно сказать, что для общего ИПЦ, ИПЦ на продовольственные товары и ИПЦ на непродовольственные товары существует по три индекса базовой инфляции, соответствующих критериям Маркеса.

В категории услуг ни один из построенных индексов базовой инфляции не соответствует третьему критерию Маркеса. Это означает, что ни один из построенных индексов базовой инфляции не является экзогенным по отношению к сезонно сглаженному ИПЦ на услуги, то есть ИПЦ на услуги влияет на построенные индексы базовой инфляции, является их «аттрактором».

Индексы базовой инфляции, построенные методом исключения (т.е. по методологии Росстата), согласно критериям Маркеса, хорошо подходят для выявления общего уровня трендовой инфляции на все товары и услуги, а также уровня трендовой инфляции на продовольственные товары.

Метод усечения не показал высоких результатов. Всем критериям Маркеса соответствует только 25%-ная усеченная оценка для непродовольственных товаров.

Индексы базовой инфляции, построенные как взвешенная медиана, а также комбинированным методом на основе критерия Хог-

Таблица 3

**Определение причинности по Грэнжеру между общими индексами потребительских цен и индексами базовой инфляции**

	ИПЦ на товары и услуги	ИПЦ на прод-е товары	ИПЦ на непрод-е товары	ИПЦ на услуги
Метод исключения	+	+	+	-
Метод усечения (25%)	+	+	X	-
Метод усечения (50%)	+	+	-	-
Метод усечения (75%)		+	-	-
Взв. медиана	X	X	-	-
Комб.метод	+	+	+	-

га показали достаточно хорошие результаты. Они удовлетворяют всем критериям как для общего ИПЦ, так и для ИПЦ на продовольственные и непродовольственные товары, а значит, могут вступать достаточно адекватными мерами трендовой инфляции.

Чтобы исключить возможность ошибки и определить, что является причиной («аттрактором»), а что следствием, необходимо провести тест Грэнжера на установление причинно-следственных связей [10]. В таблице 3 «+» означает, что индекс базовой инфляции является грэнжер-причиной ИПЦ; «-» – что, ИПЦ является грэнжер-причиной БИПЦ; «X» – что, ИПЦ и БИПЦ не являются грэнжер-причинами друг друга.

Согласно результатам теста Грэнжера, представленным в таблице 3, ни один из построенных

индексов базовой инфляции не является грэнжер-причиной ИПЦ на услуги, что подтверждает результаты предыдущих анализов.

Показатели базовой инфляции, рассчитанные как взвешенные медианы, показали самый плохой результат: ни в одном случае они не являются грэнжер-причинами ИПЦ.

Самые лучшие результаты у показателей, рассчитанных методом исключения и комбинированным методом. Во всех случаях (кроме услуг) они являются грэнжер-причинами ИПЦ.

Поскольку несколько методов расчета индексов базовой инфляции показали положительный результат, стоит провести их сравнительный анализ по дополнительным статистическим критериям. К этим статистическим критериям (аналогично тому, как это сделано

в работе А.В. Бессонова и И.О. Дементьева [7]) относятся:

- стационарность;
- отсутствие сезонной компоненты;
- стандартное отклонение;
- сумма квадратов отклонений от ИПЦ;
- сумма квадратов отклонений от тренда ИПЦ (тренд ИПЦ рассчитан как среднее за 4 месяца).

Результаты представлены в таблице 4.

Сравнительный анализ индексов базовой инфляции на товары и услуги по статистическим критериям, представленным в таблице 4, позволяет сделать вывод, что БИПЦ, рассчитанный по методологии Росстата, проигрывает БИПЦ, рассчитанному комбинированным методом на основе критерия Хогга, а также БИПЦ, рассчитанному как взвешенная медиана. Индексы базовой инфляции, рассчитанные как взвешенная медиана и комбинированным методом, являются стационарными, не содержит сезонную компоненту, в отличие от индекса, рассчитываемого Росстатом. Кроме того, они менее волатильны, так как их значения стандартных отклонений и суммы квадратов отклонений от тренда ИПЦ ниже.

Аналогичный результат можно наблюдать в категориях продоволь-

Таблица 4

**Сравнение индексов базовой инфляции по дополнительным статистическим критериям**

	ИПЦ на товары и услуги					ИПЦ на прод-е товары				
	Стац-сть	Отсутствие сез. комп.	СКО	Сумма кв. откл. от ИПЦ	Сумма кв. откл. от тренда ИПЦ	Стац-сть	Отсутствие сез. комп.	СКО	Сумма кв. откл. от ИПЦ	Сумма кв. откл. от тренда ИПЦ
Метод исключения	-	-	0,47	20,18	11,78	+	-	0,62	54,56	35,48
Метод усечения (25%)	+	-	0,51	15,59	13,83	+	-	1,02	79,04	82,66
Метод усечения (50%)	+	-	0,58	20,37	21,42	+	-	1,07	108,33	105,65
Метод усечения (75%)	+	+	0,46	31,10	16,58	+	+	2,28	572,54	623,19
Взвешенная медиана	+	+	0,35	23,32	10,66	+	+	0,65	47,50	27,65
Комбинированный метод на основе критерия Хогга	+	+	0,42	21,88	9,58	+	+	0,80	33,42	28,12
	ИПЦ на непрод-е товары					ИПЦ на услуги				
Метод исключения	-	-	0,47	3,12	8,01	-	+	0,79	53,74	54,12
Метод усечения (25%)	+	-	0,39	4,85	5,41	+	-	0,73	47,37	56,38
Метод усечения (50%)	+	+	0,44	7,29	7,38	+	+	0,48	16,49	27,84
Метод усечения (75%)	+	+	0,43	10,37	7,12	-	+	0,81	18,52	80,52
Взвешенная медиана	+	+	0,35	4,37	5,22	+	+	0,35	160,57	39,46
Комбинированный метод на основе критерия Хогга	+	+	0,40	1,57	4,68	+	+	0,76	63,10	43,60

Источник: расчеты автора

ственных и непродовольственных товаров.

Хотя в продовольственных товарах значение стандартного отклонения индексов базовой инфляции, рассчитываемых как взвешенная медиана и комбинированным методом, выше, чем у индекса, рассчитываемого по методологии Росстата, они лучше подходят для целей монетарной политики, так как не содержат сезонную компоненту, являются стационарными и в меньшей степени отклоняются от тренда.

В непродовольственных товарах индексы базовой инфляции, построенные как взвешенная медиана и комбинированным методом, по всем категориям лучше, чем индекс, рассчитываемый методом исключения.

В категории услуг БИПЦ, построенный методом 50%-ного усеченного среднего, является наилучшей оценкой.

По совокупным результатам проведенных сравнительных анализов на основе всех рассмотренных критериев можно сделать вывод, что единственный показатель базовой инфляции, который превосходит БИПЦ, публикуемый Росстатом, является индекс базовой инфляции, рассчитываемый как совокупность всех рассмотренных методов.

## Заключение

Необходимость построения показателя базовой инфляции обусловлена целями денежно-кредитной политики. Вместе с тем, существует множество способов построения этого показателя, методологически кардинально отличающихся друг от друга. В данной работе были рассмотрены наиболее популярные методы построения индексов базовой инфляции, применяемые в большинстве стран мира, а также некоторые методы, представленные в научной литературе. Среди индексов базовой инфляции был и официально публикуемый Росстатом.

Основная цель, которая преследовалась в данной работе, заключается в поиски БИПЦ, отражающего уровень трендовой инфляции луч-

ше, чем БИПЦ, публикуемый Росстатом, а также более подходящим для целей денежно-кредитной политики. К критериям, по которым сравнивались показатели базовой инфляции, относятся следующие:

- Простота интерпретации;
- Несмещенность в долгосрочном периоде;
- Критерии Маркеса;
- Критерий Грэнжера;
- Стационарность;
- Стандартное отклонение;
- Наличие сезонной компоненты;
- Сумма квадратов отклонений от ИПЦ и от тренда ИПЦ.

Некоторые индексы проявляли себя лучше по одним критериям и хуже по другим.

Можно утверждать, что индекс базовой инфляции, рассчитываемый по методологии Росстата, показал хорошие результаты по большинству критериев. Он обладает целым рядом достоинств. Во-первых, он прост в интерпретации. Во-вторых, он не смещен относительно долгосрочной ценовой динамики продовольственных и непродовольственных товаров. В-третьих, он соответствует всем критериям Маркеса в случае общего индекса и индекса на продовольственные товары. И наконец,

он является гренжер-причиной для общего ИПЦ и ИПЦ на продовольственные и непродовольственные товары.

Вместе с тем, к недостаткам БИПЦ, рассчитанного по методологии Росстата, можно отнести то, что он не является стационарным, а также содержит сезонную компоненту.

Метод усечения не показал очень хороших результатов ни по одному критерию.

БИПЦ, построенный как взвешенная медиана, соответствовал многим критериям. Он не смещен относительно долгосрочной ценовой динамики на непродовольственные товары, кроме того, он удовлетворяет критерием Маркеса для общего ИПЦ, а также ИПЦ на продовольственные и непродовольственные товары, имеет минимальные отклонения от тренда ИПЦ. Вместе с тем, его нельзя использовать для целей денежно-кредитной политики, так как тест Грэнжера показал, что ИПЦ является его причиной, а не наоборот.

Среди всех построенных индексов базовой инфляции лучше других оказался БИПЦ, рассчитываемый как комбинация всех рассмотренных методов на основе критерия Хогга. К его достоин-

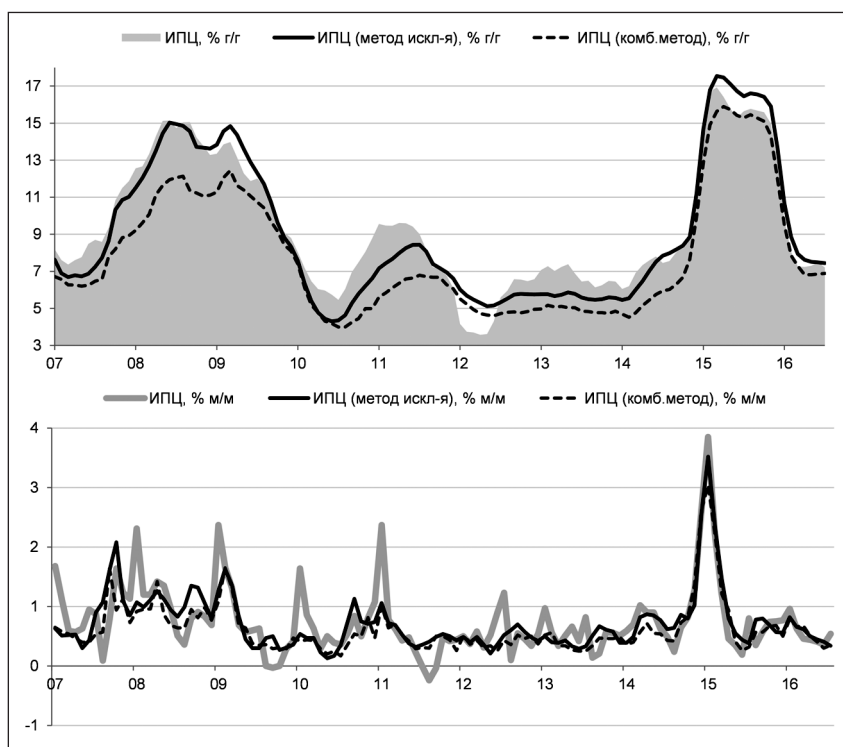


Рис. 15. Динамика ИПЦ и индексов



твам можно отнести следующие: несмещенность относительно долгосрочной ценовой динамики на продовольственные и непродовольственные товары; соответствие всем критериям Маркеса для общего ИПЦ, ИПЦ на продовольственные и непродовольственные товары; причинность для ИПЦ; стационарность; отсутствие сезонности; относительно небольшое отклонение от тренда ИПЦ.

На рис. 15 показана динамика официального ИПЦ, БИПЦ, рассчитанного по методологии Росста-

та, и БИПЦ, рассчитанного комбинированным методом.

Можно сделать вывод, что с начала 2015 года БИПЦ, рассчитанный по методологии Росстата, дает завышенную оценку годовой инфляции. В июле 2016 г. трендовый уровень инфляции составляет 6,9% г/г (БИПЦ, рассчитанный на основе комбинированного метода), а не 7,4% г/г (БИПЦ, рассчитанный методом исключения).

Вместе с тем, уровень месячной инфляции, который отражают эти индексы базовой инфляции в

июле 2016 г. совпадает и составляет 0,35% м/м.

Основная рекомендация, которую можно дать Федеральной Службе Государственной Статистики, состоит в том, чтобы наряду с ИПЦ и БИПЦ, рассчитываемом методом исключения, производить расчет БИПЦ, который представляет собой комбинацию описанных в этой работе методов. При проведении денежно-кредитной политики Центральному Банку Российской Федерации следует ориентироваться именно на этот показатель.

## Литература

1. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики. Центральный Банк Российской Федерации [Электронный ресурс]. – Режим доступа <http://www.cbr.ru>. – (Дата обращения: 17.08.2016).
2. Дерюгина Е.Б., Пономаренко А.А., Синяков А.А., Сорокин К.С. Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России // Серия докладов об экономических исследованиях Банка России. – 2015. – №4 – С. 44.
3. Marques, C. Evaluating core inflation indicators / C. Marques, P. Neves, L. Sarmento // Economic modelling. – 2003. – №20. – P. 765–775.
4. Gordon, Robert J. Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks / R.J. Gordon // Brookings Papers on Economic Activity. – 1975. – № 1.6(3) – p. 183–206.
5. Методологические рекомендации по расчету базового индекса потребительских цен (базовой инфляции) [Электронный ресурс]. – Режим доступа: [http://www.gks.ru/bgd/free/b99\\_10/isswww.exe/stg/d040/6-1-2.htm](http://www.gks.ru/bgd/free/b99_10/isswww.exe/stg/d040/6-1-2.htm). – (Дата обращения: 17.08.2016).
6. Mayer, B. Trimmed-Mean Inflation Statistics: Just Hit the One in the Middle / B. Meyer, G. Venkatu // Federal Reserve Bank of Atlanta. – 2014. – №3. – P. 27.
7. Бессонов И.О., Дементьев А. В. Индексы базовой инфляции в России; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – М.: Изд. дом «Высшей школы экономики», 2011. – С. 44.
8. Hogg R.V. Some observations on robust estimation // Journal of the American Statistical Association. – 1967. – p. 1179–1186.
9. Roger, S. Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement / S. Roger // Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper. – 1998. – №9. – P. 29.
10. Kirchgassner, G. Introduction to modern time series analysis / G. Kirchgassner, J. Walters, U. Hassler. – Springer, 2013. – P. 318.

## Сведения об авторе

**Арина Константиновна Сапова**  
Центральный Банк Российской Федерации,  
Эл. почта: [zarovaarina@gmail.com](mailto:zarovaarina@gmail.com)  
Москва, Россия

## References

1. Osnovnye napravleniya edinoi gosudarstvennoi denezhno-kreditnoi politiki. Tsentral'nyi Bank Rossiiskoi Federatsii [Elektronnyi resurs]. – Rezhim dostupa <http://www.cbr.ru>. – (Data obrashcheniya: 17.08.2016).
2. Deryugina E.B., Ponomarenko A.A., Sinyakov A.A., Sorokin K.S. Otsenka svoistv pokazatelei trendovoi inflyatsii dlya Rossii // Seriya dokladov ob ekonomicheskikh issledovaniyakh Banka Rossii. – 2015. – №4 – S. 44.
3. Marques, C. Evaluating core inflation indicators / C. Marques, P. Neves, L. Sarmento // Economic modelling. – 2003. – №20. – P. 765–775.
4. Gordon, Robert J. Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks / R.J. Gordon // Brookings Papers on Economic Activity. – 1975. – № 1.6(3) – p. 183–206.
5. Metodologicheskie rekomendatsii po raschetu bazovogo indeksa potrebitel'skikh tsen (bazovoi inflyatsii) [Elektronnyi resurs]. – Rezhim dostupa: [http://www.gks.ru/bgd/free/b99\\_10/isswww.exe/stg/d040/6-1-2.htm](http://www.gks.ru/bgd/free/b99_10/isswww.exe/stg/d040/6-1-2.htm). – (Data obrashcheniya: 17.08.2016).
6. Mayer, B. Trimmed-Mean Inflation Statistics: Just Hit the One in the Middle / B. Meyer, G. Venkatu // Federal Reserve Bank of Atlanta. – 2014. – №3. – P. 27.
7. Bessonov I.O., Dement'ev A. V. Indeksy bazovoi inflyatsii v Rossii; Nats. issled. un-t «Vysshaya shkola ekonomiki». – M.: Izd. dom «Vysshei shkoly ekonomiki», 2011. – С. 44.
8. Hogg R.V. Some observations on robust estimation // Journal of the American Statistical Association. – 1967. – p. 1179–1186.
9. Roger, S. Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement / S. Roger // Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper. – 1998. – №9. – P. 29.
10. Kirchgassner, G. Introduction to modern time series analysis / G. Kirchgassner, J. Walters, U. Hassler. – Springer, 2013. – P. 318.

## Information about the author

**Arina K. Sapova**  
The Central Bank of the Russian Federation,  
Эл. почта: [zarovaarina@gmail.com](mailto:zarovaarina@gmail.com)  
Moscow, Russia