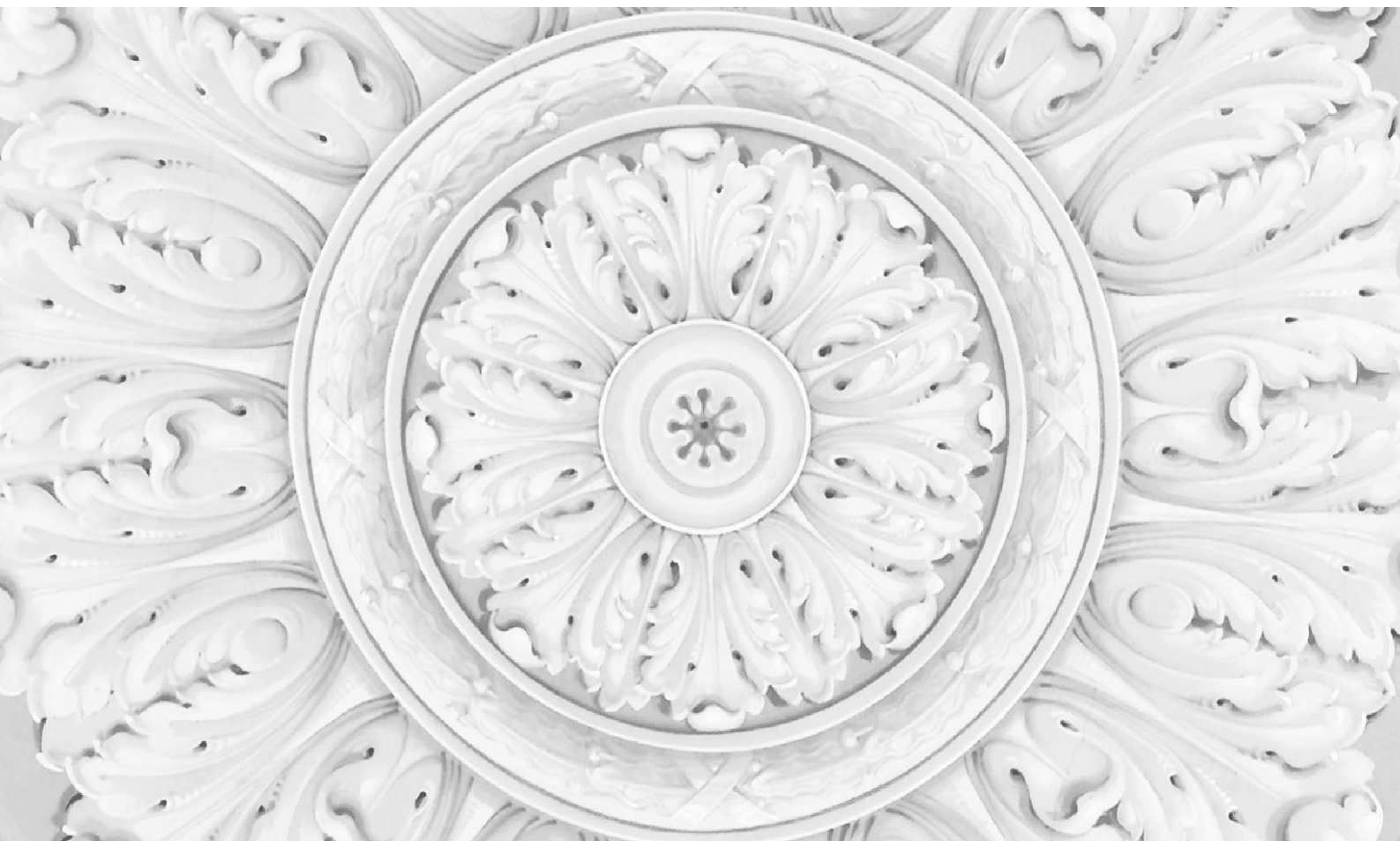




Банк России

Центральный банк Российской Федерации



СЕРИЯ ДОКЛАДОВ ОБ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

Елена Дерюгина
Алексей Пономаренко
Андрей Синяков
Константин Сорокин

**Оценка свойств показателей
трендовой инфляции для России**

№4 / Март 2015 г.

Елена ДерюгинаБанк России. Email: DeryuginaEB@cbr.ru**Алексей Пономаренко**Банк России. Email: PonomarenkoAA@cbr.ru**Андрей Синяков**Банк России. Email: SinyakovAA@cbr.ru**Константин Сорокин**НИУ-ВШЭ. Email: Konstantine.sorokin@gmail.com

Авторы выражают благодарность А. В. Дементьеву (НИУ ВШЭ), участникам совместного научного семинара лаборатории «Исследования проблем инфляции и экономического роста» и лаборатории «Макроэкономического анализа» НИУ ВШЭ за ценные замечания и комментарии. Все допущенные при публикации ошибки принадлежат авторам.

© Банк России, 2015

Адрес ул. Неглинная, 12, Москва, 107016
Телефоны +7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)
Сайт www.cbr.ru

Все права защищены. Содержание настоящего Доклада (настоящих докладов) выражает личную позицию автора (авторов) и может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание Доклада (докладов). Любое воспроизводство представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Резюме

Полезность показателей трендовой (базовой) инфляции для денежной политики таргетирующего инфляцию центрального банка определяется по тому, помогают ли такие показатели отделить изменение относительных цен от собственно инфляции, а также помогают ли они оценить среднесрочные инфляционные риски. На практике, как показывают исследования, ни один из многочисленных измерителей трендовой инфляции не обеспечивает одновременного выполнения всех требований, к ним предъявляемых. Применяя различные методы, часто используемые на практике, мы рассчитываем двадцать показателей трендовой инфляции для России в псевдореальном времени. К этим измерителям мы применяем три типа тестов: на экономическую содержательность, на способность прогнозировать будущую инфляцию и набор технических тестов. Мы обнаруживаем, что показатели инфляции, рассчитанные на основе динамических факторных моделей, оказываются победителями – оптимальными с позиций многокритериальной оптимизации. Динамика итогового диапазона мер трендовой инфляции в 2014 году и начале 2015 года в сравнении с общей инфляцией указывает, что ускорение роста потребительских цен не было в полной мере отражено в динамике трендовой инфляции.

Ключевые слова: трендовая инфляция, монетарная инфляция, базовая инфляция, динамическая факторная модель, Россия

JEL классификация: C32, E31, E32, E52

СОДЕРЖАНИЕ

Введение.....	5
1. Показатели трендовой инфляции.....	8
1.1 Метод исключения.....	10
1.2 Метод перевзвешивания ИПЦ.....	11
1.3 Показатели трендовой инфляции на основе метода усечения	12
1.4 Показатели трендовой инфляции на основе факторных моделей	14
2. Оценка свойства базовой инфляции	17
2.1 Технические свойства	17
2.2 Прогнозные свойства	18
2.3 Экономическая содержательность показателей	19
2.4 Итоговая оценка	21
Заключение	24
Литература	25
Приложения	28

ВВЕДЕНИЕ

Механизмом денежной политики Банка России с 2015 года становится таргетирование инфляции, где цель задается как инфляция по индексу потребительских цен Росстата на уровне 4% в среднесрочной перспективе¹. Лаг денежной политики² делает невозможным управление инфляцией внутри горизонта лага, поэтому, как отмечает L. Svensson, 1997, на практике центральные банки вынуждены таргетировать будущую среднесрочную инфляцию и любые ценовые шоки оценивать с точки зрения эффектов этих шоков на будущую инфляцию³. Банк России здесь не является исключением и, наблюдая изменение цен, ищет ответ на вопрос: что это изменение цен означает для инфляции в среднесрочной перспективе. Другими словами, центральный банк (далее ЦБ) стремится идентифицировать факторы наблюдаемой инфляции и дать прогноз динамики инфляции (учесть эффект наблюдаемых ценовых шоков, а также будущие ожидаемые изменения цен). В частности, ЦБ должен решить: отражает ли изменение индекса потребительских цен (далее – ИПЦ) изменение относительных цен, и, соответственно, насколько продолжительным окажется эффект изменения относительных цен на будущую инфляцию и прочие макроэкономические переменные, или изменение ИПЦ отражает изменение общего уровня цен и каково тогда видение ЦБ относительно фундаментальных факторов инфляции в среднесрочной перспективе.

Показатели трендовой инфляции, применяемые центральными банками, призваны помочь в поиске ответов на приведенные выше вопросы. Идеальная мера трендовой инфляции⁴ представляет часть средней инфляции (измеренной по ИПЦ), отражающую инфляционный тренд (среднесрочные инфляционные ожидания; изменение абсолютных, а не относительных цен; динамику денежных агрегатов). Иными словами, необходимый (идеальный) для принятия решений в области денежной политики показатель трендовой (базовой) инфляции призван помогать в идентификации релевантных для денежной политики шоков общей инфляции (изменение относительных цен против изменения абсолютных цен) и прогнозировать динамику будущей общей инфляции (по ИПЦ) или информировать о

¹ «Целью денежно-кредитной политики является снижение инфляции до 4% в 2017 году и дальнейшее ее поддержание вблизи указанного уровня» – «Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2015 год и период 2016–2017 гг.», Банк России, 2014.

² Продолжительность времени между применением инструмента ЦБ (в случае Банка России это изменение ключевой ставки процента) и реакцией инфляции. В литературе лаг денежной политики составляет по оценкам от полугода до двух лет для выпуска и от года до трех для инфляции, см., напр.: D. Mohanty, 2012, D. Gruen и соавт., 1997, P. Duguay, 1994.

³ Следствием такой практической особенности в выборе цели является тот факт, что центральный банк страны не отвечает за непопадание инфляции в цель из-за того, что в будущем могут произойти ценовые шоки, на которые центральный банк окажется неспособным повлиять мгновенно. В то же время превышение прогнозируемой инфляцией среднесрочной цели центрального банка создает основание для текущего изменения ключевой ставки, до такого уровня, который окажется достаточным для приведения прогноза инфляции ЦБ к цели.

⁴ См. обзор определений трендовой инфляции в M. Wynne, 2008, критику их применения на практике см. в J. Bullard, 2011.

текущих среднесрочных инфляционных ожиданиях. Например, расширение спреда между общей и трендовой инфляциями, при стабильности трендовой, не обязательно требует вмешательства центрального банка по причине того, что это отклонение может отражать изменение относительных цен, не имеющее ничего общего с инфляцией, см., напр.: R. Reis, M. Watson, 2010; M. Nessen, U. Soderstrom, 2001. Напротив, рост трендовой инфляции является сигналом роста инфляционных рисков в среднесрочной перспективе, что может указывать на необходимость изменений в области денежной политики⁵.

В литературе представлены разнообразные подходы к конструированию трендовой (базовой) инфляции не только и не столько как статистической меры, сколько как аналитического инструментария. Эти подходы принято разделять на статистические и структурные (основанные на моделях): M. Amstad и соавт., 2014; B. Meyer и соавт., 2014; L. Bilke, L. Stracca, 2008; M. Wynne, 2008, 1999; T. Lafleche, J. Armour, 2006; L. Aucremanne, R. Wouters, 1999; Dementiev A., Bessonov I., 2012; Tsyplakov A., 2004 для России. По причине того, что трендовая инфляция не является наблюдаемой, а количество различных подходов к ее измерению велико (то есть статистические и эконометрические техники позволяют реализовать основные черты определения такого показателя инфляции не единственным способом), возникает задача тестирования того, какая из мер трендовой инфляции является наилучшей с точки зрения критериев, отражающих ее определение. Такие тесты представлены в M. Amstad и соавт., 2014; A. Mankikar, J. Paisley, 2004; M. Silver, 2006. На практике может получиться так, что некоторые меры трендовой инфляции демонстрируют хорошие свойства по одним критериями, но плохие по другим. Например, меры, которые хорошо очищают инфляцию от экстремальных изменений цен (от изменения относительных цен, например, trimmed mean), могут оказаться излишне стабильными и малоинформативными для прогноза динамики инфляции⁶. Это происходит, когда сильные изменения отдельных компонент ИПЦ отражают зарождающийся инфляционный тренд, который может быть неверно воспринят как изменение относительных цен (см.: Mankikar A., Paisley J., 2004). Поэтому для практики в указанных выше исследованиях, тестиовавших меры трендовой инфляции, рекомендуется использовать целый спектр индикаторов трендовой инфляции. При

⁵ При этом важно понимать, что подмены таргетирования ИПЦ таргетированием трендовой инфляции не происходит. Как отмечено выше, центральный банк обычно выбирает в качестве цели общую инфляцию (ИПЦ) в среднесрочной перспективе. Текущее отклонение общей инфляции от трендовой при стабильности трендовой на уровне цели, если отклонение в действительности связано с изменением относительных цен (то есть мера трендовой инфляции является адекватной), является временным, а потому в среднесрочной перспективе не создает угрозы для цели, выраженной общей инфляцией. Здесь, конечно же, необходимо подчеркнуть, что политика центрального банка имеет необходимый уровень доверия, позволяющий центральному банку не вмешиваться в случае временных инфляционных шоков. Подробнее об изменении относительных цен и инфляции см., напр.: S. Fisher, 1981.

⁶ Важно также учитывать, что различные структурные изменения политики центрального банка или других параметров экономики способны изменить динамику трендовой инфляции, что, однако, может не найти отражения в ее оценках из-за неизменности параметризации используемых моделей (критика Лукаса). Это применимо и к используемым на практике показателям трендовой инфляции. Частичным решением этой проблемы является оценка параметров моделей в реальном времени (переоценка).

таком подходе, в случае, когда диапазон оценок трендовой инфляции является достаточно узким, вероятность ошибки денежной политики только снижается, а доверие к решениям центрального банка растет, а когда диапазон оценок оказывается достаточно широким, у практиков денежной политики появляется возможность анализа разнонаправленной динамики индикаторов.

В статье мы приводим расчеты показателей трендовой инфляции для России, используемые на практике центральными банками и/или предложенные в научной литературе. Затем мы применяем к рассчитанным мерам ряд тестов, отражающих определение трендовой инфляции, в попытке найти идеальный показатель или определить диапазон из наиболее соответствующих определению показателей трендовой инфляции. Как и в исследованиях по другим странам мы приходим к выводу, что ни один из показателей трендовой инфляции, используемых центральными банками, на практике не проходит все предложенные тесты, поэтому мы предлагаем диапазон мер (медиану этого диапазона) трендовой инфляции к практическому использованию.

Статья состоит из двух частей. В первой части мы рассчитываем меры трендовой инфляции с описанием используемых данных и алгоритма наших расчетов, в частности опираясь на обзор, приведенный в работе Dementiev A., Bessonov I., 2012. Мы рассчитываем 20 показателей трендовой инфляции на основе методов исключения, изменения весов, усечения распределения месячных изменений цен, в том числе используя динамические факторные модели. Также мы включаем в рассмотрение базовый ИПЦ Росстата. Во второй части мы описываем тесты и их результаты, проводим отбор показателей трендовой инфляции, наиболее соответствующих приведенному определению. Тесты мы делим на технические, прогностические, содержательно-экономические. Мы демонстрируем практическую ценность использования полученных показателей трендовой инфляции на примере анализа динамики инфляции в России за последнее десятилетие. В заключении мы приводим выводы, полученные по результатам нашего исследования.

1. ПОКАЗАТЕЛИ ТРЕНДОВОЙ ИНФЛЯЦИИ

В практике центральных банков основной задачей расчета показателей трендовой инфляции является очищение динамики инфляции от изменения относительных цен и от изменений инфляции, которые не несут информации, полезной для понимания будущей инфляции. Целесообразность такого подхода объясняется следующими теоретическими соображениями.

В каждый момент времени действуют шоки, которые влияют на все цены одновременно (разовые изменения или one-off events) или которые являются специфическими для рынков отдельных товаров. Важность разделения относительных цен и инфляции отмечается, например, в R. Reis, M. Watson, 2010; S. Fisher, 1981. В теории отдельные изменения относительных цен не влияют на инфляцию в среднесрочной перспективе, а потому не требуют реакции со стороны монетарных властей (Nessen M., Soderstrom U., 2001) для критики в случае шока цен на нефть (Plante M., 2012, Bullard J., 2011). Аргументы в пользу невмешательства центрального банка основаны, во-первых, на эффекте замещения, во-вторых, – на особенностях динамики ИПЦ при изменении относительных цен и при разовых изменениях всех цен.

Эффект замещения. Теоретически замещение одного товара другим при изменении относительных цен способно полностью элиминировать эффект на измеренную инфляцию⁷. На практике, во-первых, цены являются жесткими. В ответ на изменение относительных цен цены одних товаров могут меняться быстрее, чем цены других, что ограничивает действие эффекта замещения, растягивая его во времени. Во-вторых, не все товары и услуги включены в расчет ИПЦ, таким образом не всегда удастся учесть эффект замещения на измеренную инфляцию. В-третьих, особенности измерения инфляции ограничивают учет эффекта замещения и усиливают эффект относительных цен на наблюдаемые темпы инфляции: так, веса потребительской корзины измеряются с лагом и как правило фиксируются на календарный год. В результате изменение относительных цен все же отражается в изменении наблюдаемой (измеренной статистически) инфляции. В этом случае для центрального банка важно, во-первых, идентифицировать изменения относительных цен в наблюдаемой инфляции, во-вторых, оценить, насколько продолжительным может быть их

⁷ Даже если на рынке данного товара происходит не сдвиг кривой предложения, а сдвиг кривой спроса, например, из-за изменения вкусовых предпочтений потребителей, и цена, и объем продаж (вес в потребительской корзине) растут; при этом спрос на другие товары сократится, и, следовательно, их цены (или инфляция цен) должны снизиться тоже. Это также оказывает балансирующий эффект на инфляцию в случае шоков спроса.

эффект на инфляцию и могут ли наблюдаться долгосрочные побочные эффекты (например, изменения ожиданий или индексация)⁸.

Динамика ИПЦ при изменении относительных цен. В случае изменения равновесных относительных цен подстройка к новому равновесию при жесткости цен может происходить с ускоряющейся, а затем замедляющейся инфляцией для данных товаров. Арифметически это найдет отражение в динамике общего индекса потребительских цен, который сначала будет расти с ускорением, а затем с замедлением, то есть инфляция будет снижаться.

Помимо изменения относительных цен, бывают *разовые изменения общего уровня цен*, такие как повышение налогов или акцизов. Для денежной политики важны только их вторичные эффекты, которые могут повлиять на инфляционный тренд в среднесрочной перспективе.

Предположительно показатели трендовой инфляции должны быть очищены именно от таких ценовых колебаний.

Общая черта всех наших расчетов – концепция псевдореального времени. Расчет мер трендовой инфляции выполнен в псевдореальном времени. Это означает, что для расчета трендовой инфляции для любого месяца мы используем только ту информацию, которая доступна в этот месяц в реальном времени. Использование псевдореального времени позволяет получить меру трендовой инфляции такую, которая была бы посчитана центральным банком в прошлом, когда оно было настоящим. Именно этот уровень трендовой инфляции (при параметризации моделей на основе имевшейся на тот момент информации) и является важной информацией для центрального банка при принятии решений в области денежной политики.

Мы оперируем месячной статистикой Росстата или Банка России с января 2002 года по декабрь 2014 года. Ежемесячный расчет призван обеспечить оперативность анализа динамики инфляции на основе показателей трендовой инфляции. В качестве ценовых показателей мы работаем с ИПЦ Росстата и базовым ИПЦ Росстата, а также используем 43 компоненты ИПЦ наивысшего уровня агрегации, которые в сумме дают 100% потребительской корзины для расчета ИПЦ (список приведен в приложении 1). По причине отсутствия данных до 2006 года по компонентам ИПЦ более низкого уровня агрегации мы решили оперировать только наиболее укрупненными категориями ИПЦ. В частности такие укрупненные категории как «прочие продовольственные товары», «прочие непродовольственные товары», «прочие услуги» мы рассматриваем как отдельную индивидуальную катего-

⁸ Центральные банки с отлаженной функцией реакции на шоки инфляции и с опытом таргетирования инфляции имеют больше возможностей не реагировать на шоки относительных цен, так как последние не влияют на долгосрочную инфляцию (инфляционные ожидания) именно по причине того, что если бы такое влияние было, то все бы понимали, что центральный банк вмешается и ужесточит монетарную политику.

рию ИПЦ, несмотря на их неоднородность. Сезонное сглаживание реализовано в программе TRAMO/SEATS Банка Испании.

Далее мы приводим описание 20 использованных нами показателей трендовой инфляции⁹. Из них восемь показателей рассчитаны в рамках метода исключения, один показатель – на основе метода перевзвешивания, четыре показателя – в рамках метода усечения, семь показателей – в рамках динамических факторных моделей и моделей с ненаблюдаемыми компонентами. К этому набору мы добавили базовый ИПЦ Росстата, который рассчитывается Росстатом по методу исключения. Динамика всех рассчитанных показателей трендовой инфляции (рекурсивные и финальные оценки) приводится в приложении 2.

1.1 Метод исключения

Первый метод называется «метод исключения». Из потребительской корзины для расчета ИПЦ исключаются отдельные компоненты, которые по каким-либо критериям (например, тест на относительный или абсолютный характер инфляции) не соответствуют определению трендовой инфляции. Вес оставшихся в корзине компонент ИПЦ корректируется, чтобы в сумме представлять 100% новой корзины, а рассчитанная средняя взвешенная из индексов компонент будет представлять индекс трендовой инфляции.

При расчете трендовой (базовой) инфляции обычно исключаются компоненты ИПЦ, характеризующиеся сильной исторической волатильностью (такие как цены энергии или топлива), ярко выраженной сезонностью (как цены овощей и фруктов) или являющиеся регулируемыми (как цены алкоголя или отдельных социально-значимых услуг). Волатильность (сезонность, регулируемость) этих цен является указателем на то, что изменяются именно относительные цены¹⁰.

Для последующих тестов нами были рассчитаны:

1. Стандартные и широко используемые ИПЦ без овощей и фруктов, энергии и топлива, регулируемых цен (а именно ЖКХ) – аналог базового ИПЦ США, представляющий в России 84% ИПЦ; непродовольственные товары без энергии и топлива, представляющие 33% ИПЦ. В эту же группу был включен БИПЦ Росстата, представляющий 80,5% ИПЦ (декабрь 2014 года).

⁹ В первоначальной версии статьи мы рассчитывали 40 показателей трендовой инфляции, но из-за их визуального сходства, что подтвердили и последующие тесты на качество мер трендовой инфляции, мы ограничились расчетом 20 показателей.

¹⁰ В литературе, например, J. Bullard, 2011, представлена критика такого подхода к устранению относительных цен. В частности отмечается, что изменение инфляции цен на энергию в 2000-е годы носило перманентный характер, связанный с ростом спроса в странах Азии, так что устранение показателя цен топлива из базовой инфляции приводит к систематическому занижению трендовой инфляции, из-за того что в инфляции остались компоненты, которые испытали понижающее давление со стороны спроса в результате роста доли расходов на топливо в бюджете домохозяйств США. Поэтому исключение цен энергии из базового ИПЦ в США не является оправданным.

2. ИПЦ без восьми наиболее волатильных компонент (Lafleche T., Armour J., 2006), где волатильность измеряется стандартным отклонением месячной инфляции отдельных компонент ИПЦ в скользящем двухлетнем окне. В приложении 3 представлены компоненты ИПЦ, наиболее часто исключаемые (наиболее волатильные) из расчета индекса трендовой инфляции для России по методологии Банка Канады.

3. В дополнение к исключению целого числа компонент, мы рассчитали базовую инфляцию без 50% и 75% наиболее волатильных компонент по их весу в потребительской корзине. В качестве меры волатильности, как и ранее, выбрано стандартное отклонение месячной инфляции в скользящем двухлетнем окне.

4. Показатели инфляции, представляющие 50% корзины ИПЦ, характеризующиеся наименьшей чувствительностью (в среднем) одновременно к трем типам шоков, часто являющихся часто источником изменения относительных цен: шоки мировых цен на нефть, шоки мировых цен на продовольственные товары, шоки валютного курса. Чувствительность отдельных компонент ИПЦ к указанным выше шокам определялась в рамках структурной VAR-модели с краткосрочными ограничениями на функции импульсного отклика (см.: Davis J.S., 2012; Fukas M., 2011; Bicchal M., 2010; для критики см.: Lenza M., 2011). Дополнительная проверка чувствительности проводилась с применением Local Projection Method (см.: Jorda O., 2005; Caselli F., Roitman A., 2014). Подробное описание алгоритма расчетов и их результаты, а именно, наиболее часто исключаемые компоненты ИПЦ приводятся в приложении 4.

5. Отбор компонент 50% ИПЦ на основе их способности прогнозировать инфляцию на 12 месяцев. Расчет производится для данных в виде «месяц к соответствующему месяцу предыдущего года». Аналогичный индекс приводится в L. Bilke, L. Stracca, 2008. Основная идея данного подхода состоит в следующем: из-за того что изменение относительных цен не должно отражаться в будущей инфляции, компоненты, которые подвержены частому изменению относительных цен (чья инфляция отражает изменение относительных цен), должны характеризоваться очень плохой прогностической способностью общей инфляции. Описание алгоритма расчета приводится в приложении 5.

1.2 Перевзвешивание ИПЦ

Близким к методу исключения является подход построения трендовой инфляции на основе перевзвешивания ИПЦ (см., напр.: Macklem T., 2001) с весами, обратно пропорциональными исторической волатильности месячной инфляции отдельных компонент ИПЦ, где волатильность рассчитывается в скользящем 24-месячном окне.

1.3 Показатели трендовой инфляции на основе метода усечения

Суть метода усечения состоит в отборе в индекс трендовой инфляции только части эмпирического распределения месячной инфляции отдельных компонент ИПЦ (где частоты распределения компонент заданы их весами в потребительской корзине). Обычно отсекаются хвосты распределения. Далее в отобранной части распределения месячной инфляции ищется среднее (медиана), которое и принимается за меру трендовой месячной инфляции (см., напр.: Meyer B. , Venkatu G., 2014). Первой особенностью этого подхода является меняющийся каждый месяц состав корзины для расчета базового ИПЦ, что затрудняет анализ динамики такого индекса. Вторая особенность – усечение строится не для волатильностей, как выше при применении метода исключения, а для уровней месячной инфляции. Третья особенность – из-за того что при построении индекса используется только информация о динамике потребительских цен в данном месяце, расчет в псевдореальном времени и финальный расчет всегда совпадают.

Усечение распределения, как и метод исключения, имеет целью отсечь те изменения цен в составе ИПЦ, которые могут быть связаны с изменением относительных цен (см., напр.: теоретическую модель Bryan M.F. and Cecchetti S.G., 1993).

В рамках данного подхода нами были рассчитаны четыре показателя трендовой инфляции.

Первый вопрос, который возникает при реализации этого подхода: какой уровень усечения выбрать и должен ли этот уровень быть симметричным.

Следуя работе Meyer, Venkatu, 2014, мы рассчитали оптимальные уровни усечения для российских данных. Пусть α обозначает нижний уровень усечения, то есть усечение компонент с наименьшим ростом цен за месяц, а β – верхний уровень усечения компонент ИПЦ с максимальным ростом цен за месяц. Базой для выбора уровней усечения послужили: 24-месячная центрированная скользящая средняя месячной инфляции и будущая месячная инфляция (через 24 месяца). Поиск оптимального уровня усечения был произведен как на полной выборке (2002 – 2014 годов), так и на посткризисной выборке (2010–2014 годы).

В качестве критерия сравнения была выбрана средняя квадратическая ошибка отклонения (Root Mean Squared Error, RMSE) для заданного α и β показателя трендовой инфляции от значения базы сравнения в рассматриваемой выборке данных (полной или только с 2010 года).

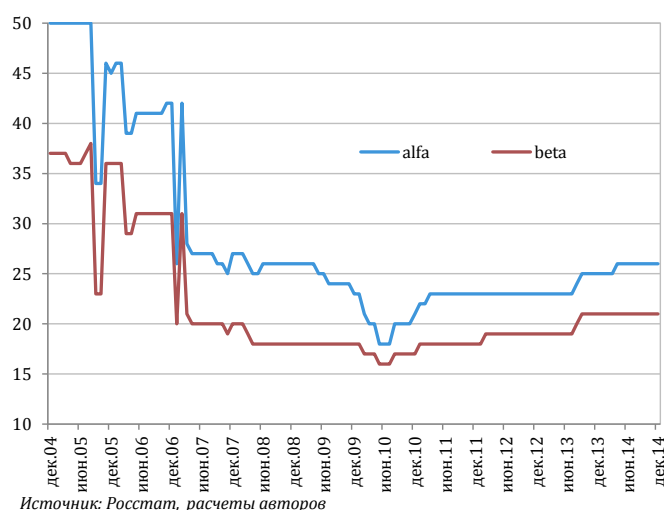
Распределение RMSE для различных уровней α и β , рассчитанное для двух выборок данных, представлено в приложении 6. В полной выборке минимум RMSE оказался равен 2.1 п.п. в терминах годовой инфляции ($\alpha=26\%$, $\beta=21\%$), и 1.7 п.п. в выборке,

начинающейся в 2010 году ($\alpha=24\%$, $\beta=22\%$), когда критерием оптимальности выступала длинная скользящая средняя.

Получив значения оптимальных уровней усечения, мы рассчитали две меры трендовой инфляции: по одной для двух критериев оптимальности – для центрированной 24-месячной скользящей средней и для будущей месячной инфляции, через 24 месяца. В приложении 6 представлены компоненты ИПЦ, которые наиболее часто исключались из расчета инфляции.

В связи с тем, что расчет мер трендовой инфляции выполнен нами в псевдореальном времени, поиск оптимальных уровней усечения сверху и снизу также необходимо выполнять в псевдореальном времени, то есть необходимо применять критерии оптимальности уровней усечения не к рассматриваемым нами конечным (финальным) выборкам, а к данным, имевшимся в прошлом в каждый момент времени. На основе такой ежемесячной реоптимизации мы рассчитали «супероптимальную» усеченную меру трендовой инфляции для случаев менее сильного сглаживания динамики цен (скользящее окно 12 месяцев) или более сильного сглаживания (окно 24 месяца). В частности, как показано на рисунке 1 для случая более сильного сглаживания, оптимальные уровни усечения сильно снижались перед кризисом. Это косвенно отражает то обстоятельство, что в динамике цен снижался вклад изменения относительных цен (вклад монетарной инфляции рос).

Рисунок 1. Оптимальные уровни усечения снизу (α , синяя линия) и сверху (β , красная линия) при расчетах в псевдореальном времени с 24-месячной скользящей средней в качестве критерия оптимальности



Мы дополнительно рассчитали показатель усеченной инфляции, где в качестве критерия оптимальности выступала будущая годовая инфляция (через 12 месяцев).

Наряду с оптимальными мерами усечения был рассчитан стандартный показатель трендовой инфляции – взвешенная медиана (вместо средней, которой является ИПЦ).

Расчет взвешенной медианы призван отразить более корректную меру центра распределения инфляции в случае несимметричности последнего.

1.4 Показатели трендовой инфляции на основе динамических факторных моделей

1.4.1 Стандартная модель

Основной задачей использования динамических факторных моделей является декомпозиция инфляции (на основе информации, содержащейся в широком наборе показателей) на две стационарных, ортогональных ненаблюдаемых компоненты – общую χ_{jt} и идиосинкразическую ε_{jt} :

$$\pi_{jt} = \chi_{jt} + \varepsilon_{jt},$$

где общая компонента формируется под воздействием небольшого количества общих факторов (шоков).

Общая компонента в свою очередь может быть разложена на долгосрочную (χ_{jt}^L) и краткосрочную (χ_{jt}^S) составляющие посредством выделения высокочастотных колебаний с периодичностью выше заданного порога h (см., напр.: Cristadoro R. и соавт., 2005):

$$\pi_{jt} = \chi_{jt}^L + \chi_{jt}^S + \varepsilon_{jt}.$$

Сглаженная (долгосрочная) общая компонента может быть получена суммированием волн с периодичностью $[-\pi/h, \pi/h]$ используя спектральную декомпозицию. Эта долгосрочная компонента и будет являться мерой трендовой инфляции. Данная мера не будет содержать идиосинкразических шоков, которые не являются общими для всех компонент ИПЦ, а также краткосрочных колебаний, не являющихся релевантными для денежно-кредитной политики. Мы делаем расчеты для двух альтернативных пороговых периодов $h=12$ и $h=24$, а также рассчитываем показатель на основе динамической факторной модели без использования спектральных фильтров.

В общем виде модель может быть записана как:

$$\pi_{jt} = b_j(L)f_t + \varepsilon_{jt},$$

где: $f_t = (f_{1t}, \dots, f_{qt})'$ – q динамических факторов; $b_j(L)$ – лаговый оператор порядка s .

Если $F_t = (f_t', f_{t-1}', \dots, f_{t-s}')'$, то статическое представление модели:

$$\pi_{jt} = \lambda_j F_t + \varepsilon_{jt},$$

где: $b_j(L)f_t = \lambda_j F_t$.

Таким образом, модель с q динамическими факторами содержит $r = q(s + 1)$ статических факторов. Мы выбираем количество динамических факторов так, чтобы каждый следующий фактор увеличивал долю дисперсии нашего набора данных, объясненной общей компонентой, не менее чем на 10% (Forni M. и соавт., 2000). В результате мы используем $q=3$. Мы предполагаем $s=2$ (соответственно $r=9$).

Наш набор данных состоит из сезонно сглаженных месячных приростов 44-х ценовых индикаторов¹¹ (ИПЦ и его компонент). Эконометрическая процедура оценивания была реплицирована в соответствии с R. Cristadoro и соавт., 2005.

В результате мы получили три альтернативных показателя трендовой инфляции в зависимости от выбранной пороговой частоты. Мы также тестируем простые показатели трендовой инфляции, рассчитанные исключительно на основе спектральных фильтров.

1.4.2 Модель «чистой» инфляции

В качестве альтернативного подхода к спецификации динамической факторной модели может рассматриваться концепция чистой инфляции (Reis R., Watson M., 2010). В рамках этого подхода предполагается, что рост цен разложен на три составляющие:

$$\pi_t = v_t + \rho_t + \varepsilon_t$$

Чистая инфляция (v), отражающая рост цен под воздействием монетарных факторов, должна не просто присутствовать в динамике всех товаров и услуг, но и быть равно пропорциональной. Этот рост должен быть отделен от опережающего/запаздывающего роста отдельных ценовых индексов, являющегося изменением относительных цен (ρ_t). ε_t является идиосинкразическим колебанием ИПЦ.

Мы использовали тот же набор данных, что и для стандартных динамических факторных моделей. Эконометрическая процедура оценивания была реплицирована в соответствии с (Reis R., Watson M., 2010). В модели использовались три общих фактора и два лага в моделях авторегрессии.

1.4.3 Модель монетарной инфляции

В качестве еще одной альтернативной модели мы используем монетарный подход к определению трендовой инфляции (подробнее см.: E. Deryugina, A. Ponomarenko, 2013). Мы формулируем динамическую факторную модель в представлении пространства состояний (state-space) (подробнее см.: Stock J.H., Watson M., 2011):

$$X_{it} = a_i F_t + v_{it}$$

$$F_t = \mu + \sum_{j=1}^L D_j F_{t-j} + e_t$$

$$e_t = R u_t$$

Уравнения измерения представляют собой зависимость набора (подробнее см.: приложение 7) ценовых и монетарных переменных (X_{it}) от статических ненаблюдаемых

¹¹ Мы использовали только ценовые показатели, как и D. Giannone and T.D. Matheson, 2007, M. Khan и соавт., 2013.. Использование более широкого набора макроэкономических показателей R. Cristadoro и соавт., 2005; M. Amstadt и соавт., 2014 не приводит к улучшению результатов.

факторов (F_t). Объясненная часть ($a_i F_t$) рассматривается в качестве общего компонента, а необъясненная (v_{it}) – в качестве идиосинкразического. Уравнения перехода представляют собой VAR-модель из статических факторов. Структурные шоки (u_t) могут быть впоследствии извлечены из остатков VAR-модели (e_t). Таким образом, по аналогии со структурными VAR-моделями могут быть рассчитаны функции импульсных откликов, связанные с данными шоками, и исторические декомпозиции для статических факторов (и соответственно наблюдаемых индикаторов). Мы оцениваем модель байесовскими методами как предлагается в работе A. Blake, H. Mumtaz, 2012. Количество статических факторов и их лагов выбирается по такому же критерию, как и для стандартных моделей. В результате количество статических факторов составило два ($F_t=2$) и количество лагов также $L=2$.

Структурная интерпретация динамических факторных моделей проводится редко, но не является беспрецедентной (см.: Forni M. и соавт., 2009; Forni M., Gambetti L., 2010). Мы полагаем, что анализ макроэкономических свойств структурных шоков может быть полезен для идентификации той части инфляции, которую мы можем считать трендовой. С этой целью мы раскладываем остатки e_t на независимые шоки u_t с помощью метода главных компонент (Forni M. и соавт., 2009)¹². Функции импульсных откликов на один из двух идентифицированных шоков (приложение 7) представляется экономически содержательным. Монетарный шок приводит к мгновенному ускорению роста монетарных показателей, который сохраняется на протяжении последующих 5 кварталов. Ускорение темпов роста ценовых показателей начинается позже, достигает максимума через 6–8 кварталов (для цен на недвижимость – 4 квартала) и прекращается через 10–12 кварталов. Такая динамика вполне соответствует теоретическим представлением о лаговом характере взаимосвязи между темпами роста денежной массы и инфляцией (см., напр.: Nicoletti-Altissimi S., 2001), при этом импульсные отклики на второй структурный шок такими свойствами не обладают.

На этом основании мы исключаем из меры трендовой инфляции не только идиосинкразическую часть (v_t), но также и колебания, обусловленные немонетарными структурными шоками.

¹² Использование декомпозиции Холецкого для этой цели не приводит к существенным изменениям результатов.

2. ОЦЕНКА СВОЙСТВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ТРЕНДОВОЙ ИНФЛЯЦИИ

Существует набор критериев, на основе которых можно оценить релевантность альтернативных мер трендовой инфляции. Данные тесты могут быть разделены на три широкие категории (см., напр.: Wypne M., 1999).

2.1 Технические свойства

Первая категория критериев позволяет оценить технические свойства мер трендовой инфляции:

- **Волатильность.** Мы измеряем волатильность как среднее абсолютное отклонение значения годового темпа роста инфляции от среднего значения на скользящем 25-месячном периоде.
- **Несмещенность.** Мы измеряем кумулятивное отклонение трендовой инфляции от фактической за период 2003–2014 годы.
- **Стабильность оценок в реальном времени.** Мы измеряем отклонение итоговых оценок годовых темпов трендовой инфляции от рекурсивных оценок, полученных в реальном времени.

Полученные результаты в целом не являлись определяющими при оценке качества мер трендовой инфляции. Результаты приводятся в приложении 8.

2.2 Прогнозные свойства

Наиболее распространенным критерием для оценки качества мер трендовой инфляции является их способность прогнозировать фактическую инфляцию. Мы используем стандартную модель (см., напр.: Lafleche T., Armour J., 2006) для оценки этого свойства на горизонте 12 месяцев как временного горизонта релевантного для денежно-кредитной политики:

$$(\pi_{t+12} - \pi_t) = \alpha + \beta (\pi_t^U - \pi_t) + u_{t+12} \quad (1)$$

где: π_t – годовые темпы роста ИПЦ; π_t^U – годовые темпы роста трендовой инфляции.

Для оценивания модели мы используем рекурсивные оценки темпов трендовой инфляции, чтобы учесть возможную нестабильность модели. Оценивание производится по выборке с июля 2006 года по сентябрь 2014 года. В качестве показателя качества модели мы используем R^2 . Мы также проводим тест Вальда для $\alpha=0$ и $\beta=1$. В случае прохождения

теста можно утверждать, что текущий уровень трендовой инфляции является хорошим ориентиром для оценки будущей фактической инфляции¹³.

Кроме этого, мы проводим тест на экзогенность будущего значения трендовой инфляции по отношению к текущему значению фактической инфляции. Если это свойство не выполняется, то можно предположить либо нестабильность последних оценок модели, либо свидетельствовать о том, что из показателя тренда были ошибочно исключены колебания, которые являются релевантными для дальнейшей динамики других ее компонентов. Для этого мы оцениваем¹⁴ уравнение вида:

$$(\pi_{t+12}^U - \pi_t^U) = \delta + \gamma (\pi_t^U - \pi_t) + \varepsilon_{t+12} \quad (2)$$

Тест на экзогенность считается пройденным, если γ не является положительным статистически значимым коэффициентом.

Результаты тестов приведены в таблице 1. По величине R^2 уравнения 1 три показателя трендовой инфляции на основе DFM заняли пять из семи первых мест, а также прошли тест Вальда и тест на экзогенность (за исключением чистой инфляции).

Таблица 1. Результаты оценки прогнозных свойств показателей трендовой инфляции

Показатель	R^2 уравнения (1)	Показатели, которые прошли тест Вальда ($\alpha=0$ и $\beta=1$ в уравнении 1) на 5% уровне значимости	Показатели, которые прошли тест на экзогенность (t-статистика < 1.96 для γ в уравнении 2)
DFM (монетарная инфляция)	0,44	*	*
Спектральный фильтр (частота > 12 месяцев)	0,41		*
DFM (частота > 12 месяцев)	0,33	*	*
DFM (частота > 24 месяцев)	0,32	*	*
DFM (все частоты)	0,22	*	*
Инфляция без 75% наиболее волатильных компонент	0,22	*	
DFM (чистая инфляция)	0,14	*	
Инфляция без 50% наиболее волатильных компонент	0,14	*	
Спектральный фильтр (частота > 24 месяцев)	0,11	*	*
Непродовольственные товары без энергии и топлива	0,08		

¹³ Данный тип тестов является стандартным в исследованиях свойств трендовой инфляции. Мы обнаруживаем, однако, что в случае России, большое число показателей проходят этот тест, но имеют очень слабое качество подгонки (которое из-за использования данных в псевдореальном времени скорее отражает вневыборочные свойства). Поэтому мы включаем показатель R^2 в анализ.

¹⁴ Значимость коэффициентов уравнений 1 и 2 оценивались с поправкой Ньюи-Уеста.

50% ИПЦ наилучших предсказателей будущей инфляции	0,05	*	*
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: будущая инфляция	0,05	*	*
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: скользящая средняя	0,04	*	*
ИПЦ без овощей и фруктов, энергии и ЖКХ	0,04	*	*
Взвешенная по волатильности инфляция	0,03	*	
Нечувствительные к шокам в SVAR 50% ИПЦ	0,03	*	*
БИПЦ	0,03	*	
Исключение восьми наиболее волатильных компонент	0,02	*	
Нечувствительные к шокам в LPM 50% ИПЦ	0,01	*	*
Взвешенная медиана	0,01	*	
Супероптимальная усеченная инфляция	0,01	*	*

2.3 Экономическая содержательность показателей трендовой инфляции

Другой категорией свойств, которыми предположительно должны обладать меры трендовой инфляции, является их более тесная связь (по сравнению с фактической инфляцией) с фундаментальными показателями. В первую очередь это факторы, отражающие совокупный спрос. Так, M.F. Bryan and S.G. Cecchetti, 1993 тестируют связь показателей трендовой инфляции с денежной массой, M. Andrieu и соавт., 2013 и M. Khan и соавт., 2013 – с показателями делового цикла.

Для тестирования этого свойства мы оцениваем стандартное уравнение (см.: Filardo A. и соавт., 2014):

$$\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^L \Theta_j X_{t-j} + e_t \quad (3)$$

где: π – показатель годовых темпов роста трендовой инфляции; X – вектор объясняющих переменных (годовые темпов роста широкой денежной массы и разрыв выпуска¹⁵).

Оценивание производилось на квартальных данных в период с 2002 по 2014 годы. Количество лагов $L=4$. Мы использовали показатель R^2 в качестве показателя тесноты связи.

Помимо показателей совокупного спроса, характеристикой макроэкономической содержательности мер трендовой инфляции может служить их связь с вторичными эффектами (то есть изменением инфляционных ожиданий, индексацией заработных плат), возникающими при росте цен. Так, можно предположить, что нерелевантные колебания инфляции не будут отражаться в росте номинальных переменных. Соответственно, меры инфляции, очищенные от таких колебаний, будут иметь лучшие характеристики в качестве объ-

¹⁵ На основе HP-фильтра.

ясняющего фактора для динамики заработной платы. Для тестирования этого свойства мы оцениваем стандартное уравнение (см.: W. Zhang, D. Law, 2010):

$$w_t = \mu + \lambda \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^L \Theta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^L \Omega_j w_{t-j} + e_t \quad (4)$$

где: w – квартальный темп роста средней номинальной заработной платы; π – показатель годовых темпов роста трендовой инфляции; X – вектор других объясняющих переменных (безработица и квартальный прирост производительности¹⁶).

Оценивание производилось на квартальных данных в период с 2002 по 2014 годы. Количество лагов $L=4$. Информативность показателя инфляции для динамики заработной платы характеризуется значимостью (положительного) коэффициента λ .

Результаты тестов приведены в таблице 2. По показателю R^2 в уравнении 3 большинство показателей трендовой инфляции превосходят ИПЦ, при этом три наилучших показателя являются индикаторами на основе динамических факторных моделей. Два из них оказались статистически значимыми в качестве объясняющего показателя для динамики номинальной заработной платы.

Таблица 2. Результаты оценки экономической содержательности показателей трендовой инфляции

Показатель	R^2 уравнения (3)
DFM (частота > 24 месяцев) *	0,80
DFM (монетарная инфляция) *	0,79
DFM (частота > 12 месяцев)	0,77
Инфляция без 75% наиболее волатильных компонент *	0,76
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: будущая инфляция	0,76
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: скользящее среднее	0,75
Нечувствительные к шокам в SVAR 50% ИПЦ	0,74
БИПЦ	0,73
Взвешенная медиана	0,72
Супероптимальная усеченная инфляция	0,70
ИПЦ без овощей и фруктов, энергии и регулируемых цен	0,68
DFM (все частоты)	0,68
Инфляция без 50% наиболее волатильных компонент	0,67
Взвешенная по волатильности инфляция	0,67
Исключение 8 наиболее волатильных компонент	0,64
ИПЦ (справочно)	0,61
Спектральный фильтр (частота > 24 месяцев)	0,60
Спектральный фильтр (частота > 12 месяцев)	0,60
Непродовольственные товары без энергии и топлива	0,58

¹⁶ Отношение реального ВВП к количеству занятых.

Нечувствительные к шокам в LPM 50% ИПЦ	0,56
DFM (чистая инфляция)	0,48
50% ИПЦ наилучших предсказателей будущей инфляции	0,34

* Показатели, для которых t-статистика > 1.96 для λ в уравнении 4.

2.4 Итоговая оценка

По результатам тестирования мы приходим к выводу, что индикаторы трендовой инфляции, рассчитанные на основе динамических факторных моделей (за исключением показателя, рассчитанного с помощью стандартной модели без использования спектральной фильтрации), обладают необходимыми свойствами во всех аспектах, имеющих отношение к требованиям, предъявляемым к мерам трендовой инфляции. Ни один из других показателей (в том числе БИПЦ Росстата) не обладает балансом свойств, необходимых для получения удовлетворительных результатов при разностороннем оценивании. В связи с этим представляется целесообразным использование этой методологии для целей денежно-кредитной политики. Мы формируем диапазон (рис. 2) из трех индикаторов: на основе стандартной динамической факторной модели с порогами частоты 12 и 24 месяца и монетарной инфляции (рекурсивные оценки данного диапазона представлены на рис. 3).

Мы можем утверждать, что колебания полученного диапазона вполне поддаются интерпретации и в целом соответствуют представлению о макроэкономических процессах, происходивших в российской экономике на протяжении последнего десятилетия. Так, в период, предшествовавший кризису 2008–2009 годов, мы видим четко выраженную фазу дезинфляции в 2003–2005 годах на фоне роста спроса на деньги в этот период (дедолларизация), которая сменилась периодом ускорения роста цен в 2006–2008 годах, что согласуется с представлением о перегреве экономики в предкризисный период. Можно также отметить, что показатели трендовой инфляции в этот период оказались бы более содержательными ориентирами для денежно-кредитной политики, чем наблюдаемые индексы ИПЦ и БИПЦ (рост которых продолжал быстро замедляться вплоть до второй половины 2007 года, что не предполагало необходимости ужесточения монетарных условий). В период после кризиса динамика показателей трендовой инфляции также представляется информативной для целей денежно-кредитной политики. Так, если в период после рецессии 2009 года трендовая инфляция замедлялась вместе с фактическим ИПЦ (что являлось отражением воздействия фундаментальных факторов со стороны совокупного спроса), то в период 2010–2012 годов темпы трендовой инфляции оставались достаточно стабильными, несмотря на резкие изменения темпов роста ИПЦ. Учитывая, что эти колебания были связаны с разовыми краткосрочными факторами (засуха в 2010 году и изменение порядка индексации регулируемых цен в 2012 году), индексы трендовой инфляции, которые были от них очищены, были более релевантными для целей денежно-кредитной политики и в этот период. Их ди-

намика указывает на некоторое восстановление темпов роста цен в 2010–2011 годы, что совпадает с периодом восстановления уровня экономической активности, и последующее постепенное замедление инфляции в 2012–2013 годах. Медианное значение диапазона оценок трендовой инфляции в конце 2014 года составило 8,5%. В феврале 2015 года отмечен его рост до уровня 10,4%. Резкий отрыв общей инфляции от трендовой с сентября 2014 года с точки зрения модели отражает влияние на инфляцию временных факторов, например, связанных с разовой корректировкой уровня цен импортных товаров из-за ослабления курса рубля и корректировкой уровня цен продовольственных товаров после введения Россией продуктовых контрсанкций летом 2014 года. Февральский пересмотр исторической динамики трендовой инфляции вверх тоже является информативным. Масштаб этого пересмотра отражает неопределенность вокруг текущих оценок трендовой инфляции. Сейчас эта неопределенность выросла.

Рисунок 2. Диапазон показателей трендовой инфляции на основе динамических факторных моделей (годовые темпы роста, %)

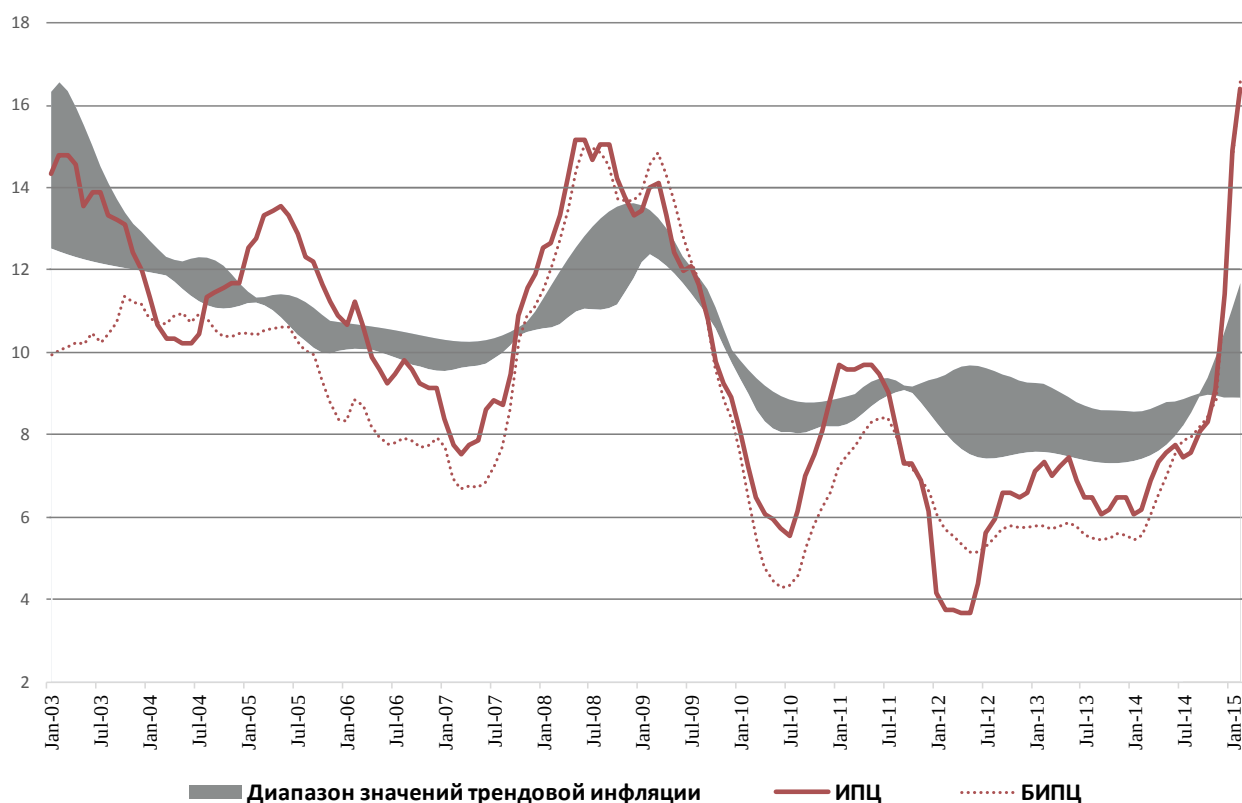
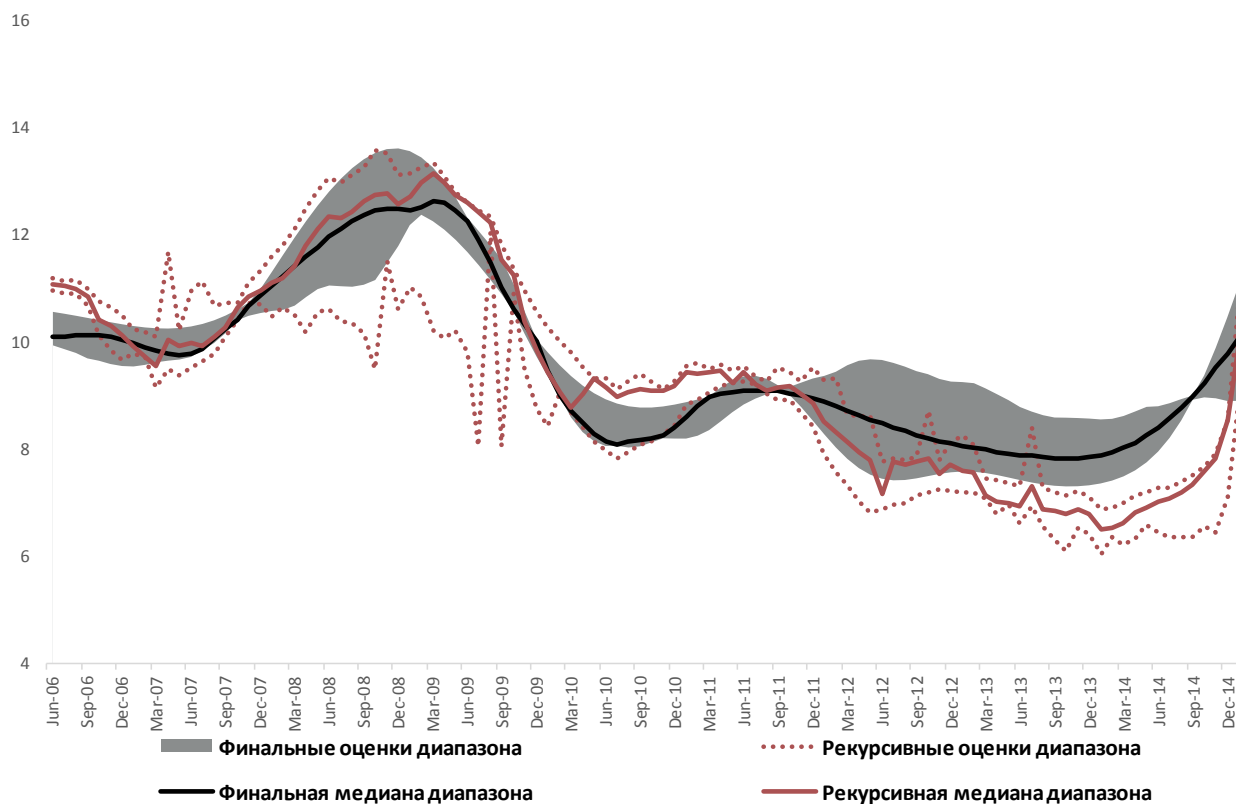


Рисунок 3. Диапазон и медианные значения показателей трендовой инфляции на основе динамических факторных моделей (годовые темпы роста, %): финальная оценка и расчет в псевдореальном времени



ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Показатель трендовой инфляции, то есть показатель инфляции, очищенный от нерелевантных для денежно-кредитной политики шоков, является ключевым индикатором для центрального банка, основной задачей которого является поддержание ценовой стабильности. Использование данного индикатора может, с одной стороны, позволить своевременно выявить инфляционные риски, а с другой стороны, – придать денежно-кредитной политике более сбалансированный характер, не допуская механистического реагирования на уже реализовавшиеся изменения цен независимо от их природы. В то же время, на практике не существует общепринятого метода определения шоков, нерелевантных для денежно-кредитной политики. Вместо этого существует несколько методологий, позволяющих рассчитать индикатор трендовой инфляции, и ряд критериев (которые не являются взаимоисключающими, но и не обязательно взаимосвязаны), на основе которых можно осуществить имплицитную оценку свойств полученных индикаторов. Такая работа была проделана в рамках данного исследования.

Мы рассчитали 20 показателей трендовой инфляции, используя четыре альтернативных подхода: методы исключения, перевзвешивания, усечения и оценки ненаблюдаемого тренда на базе динамических факторных моделей. Полученные индексы были оценены с помощью тестов, характеризующих три аспекта их свойств: технические свойства, прогнозную силу и экономическую содержательность. Мы пришли к выводу, что показатели трендовой инфляции, рассчитанные с помощью динамических факторных моделей, показывают наилучшие результаты исходя из формальных тестов. Так, данные показатели оставались стабильными в период ценовых шоков в 2010 и 2012 годах, однако отразили усиление инфляционного давления в 2007–2008 годы и его снижение в 2009 году. В результате эти показатели во все периоды оставались информативными относительно будущей инфляционной динамики в среднесрочной перспективе и были тесно связаны с колебаниями совокупного спроса. Мы полагаем, что данные индикаторы обладают необходимыми свойствами для их применения в целях денежно-кредитной политики.

Литература

- Andrle M., Bruha J., Solmaz S. Inflation and output comovement in the euro area: Love at second sight? // IMF WP. 2013. № 13. P. 192.
- Amstad M., Potter S.M., Rich R. The FRBNY staff underlying inflation gauge: UIG // BIS WP. 2014. P. 453.
- Aucremanne L., Wouters R. A Structural VAR approach to core inflation and its relevance for monetary policy, in measures of underlying inflation and their role in the conduct of monetary policy // Proceedings of the workshop of Central Bank model builders held at the BIS. 1999. 18–19 February.
- Bicchai M. Monetary policy and inflation in India // Artha Vijnana. 2010. Vol. 53.
- Bilke L., Stracca L. A Persistence. Weighted measure of core inflation in the euro area // ECB WP. 2008. Series 905.
- Blake A., Mumtaz H. Applied Bayesian econometrics for central bankers // CCBS Technical Handbook. 2012. № 4.
- Bryan M.F., Cecchetti S.G. Measuring core inflation // NBER WP. 1993. Vol. 4303.
- Bullard J. Measuring inflation: the core is rotten // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 2011. № 93 (4) (July/August). P. 223–233.
- Caselli F., Roitman A. Exchange rate path-through in emerging markets // IMF. Mimeo. 2014.
- Cristadoro R., Forni M., Reichlin L., Veronese G. A core inflation indicator for the euro area // Journal of Money, Credit and Banking. 2005. Vol. 37. № 3. P. 539–560.
- Davis J. S. The effect of commodity price shocks on underlying inflation: The role of Central Bank credibility // The Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working. 2012. P. 134.
- Dementiev A., Bessonov I. Core inflation indices in Russia // HSE Economic Journal. 2012. № 1.
- Deryugina E., Ponomarenko A. Money-based inflation risk indicator for Russia: A structural dynamic factor model approach // CCBS Joint Research Paper. 2013. № 3.
- Duguay P. Empirical evidence on the strength of the monetary transmission mechanism in Canada: An aggregate approach // Journal of Monetary Economics. 1994. Vol. 33. № 1 (February). P. 39–61.
- Fisher S. Relative shocks, relative price variability and inflation // Brooking Papers on Economic Activity. 1981. № 2.
- Forni M., Gambetti L. The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach // Journal of Monetary Economics. 2010. № 57. P. 203–216.
- Forni M., Giannone D., Lippi M., Reichlin L. Opening the black box: structural factor models with large cross-sections // Econometric Theory. 2009. Vol. 25. P. 1319–1347.

- Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L. The generalized dynamic factor model: identification and estimation // *The Review of Economics and Statistics*. 2000. Vol. 82. P. 540–554.
- Fukac M. Have rising oil prices become a greater treat to price stability? // *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. 2011. № 4.
- Filardo A., Genber H., Hofmann D. Monetary analysis and the global financial cycle: an Asian central bank perspective // *BIS Working*. 2014. P. 463.
- Giannone D., Matheson T.D. A new core inflation indicator for New Zealand // *International Journal of Central Banking*. 2007. December. P. 145–180.
- Gruen D., Romalis J., Chandra N. The lags of monetary policy // *Reserve Bank of Australia. Research Discussion*. 1997. P. 9702.
- Jordà Ò. Estimation and inference of impulse responses by local projections // *American Economic Review*. 2005. № 95 (1). P. 161–182.
- Khan M., Morel L., Soubrin P. The common component of CPI: An alternative measure of underlying inflation for Canada // *Bank of Canada WP*. 2013. № 35.
- Lafleche T., Armour J. Evaluating measures of core inflation // *Bank of Canada Review*. 2006. Summer.
- Lenza M. Revisiting the information content of core inflation // *ECB Research Bulletin*. 2011. № 14.
- Macklem T. A New measure of core inflation // *Bank of Canada Review*. 2001. Autumn.
- Mankikar A., Paisley J. Core inflation: A critical guide // *Bank of England WP*. 2004. P. 242.
- Marques C., Neves P., Sarmento L. Evaluating core inflation indicators // *Economic modelling*. 2003. Vol. 20.
- Meyer B., Venkatu G. Trimmed mean inflation statistics: Just hit the one in the middle // *Federal Reserve Bank of Cleveland WP*. 2012. P. 12–17.
- Mohatny D. Evidence of interest rate channel of monetary policy transmission in India // *RBI WP*.
- Nessen M., Soderstrom U. Core inflation and monetary policy // *International finance*. 2001. № 4 (3). P. 401–439.
- Nicoletti-Altimari S. Does money lead inflation in the euro area? // *European Central Bank WP*. 2001. Series 63.
- Plante M. How should monetary policy respond to changes in relative price of oil? Considering Supply and Demand Shocks // *Federal Reserve Bank of Dallas WP*. 2012. Series 12.
- Reis R., Watson M. Relative good's prices, pure inflation, and the phillips correlation // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2010. № 2 (3). P. 128–157.
- Silver M. Core inflation measures and statistical issues in choosing among them // *IMF WP*. 2006. Series /06/97.

- Stock J.H., Watson M. Dynamic factor models // Oxford Handbook of Forecasting, Michael P. Clements and David F. Hendry (eds) // Oxford University Press. 2011.
- Svensson L. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets // European Economic Review. 1997. № 41 (6). P. 1111–1146.
- Tsyplakov A. Constructing core inflation index for Russia // EERC WP. 2004.
- Wynne M. Core inflation: A Review of Some Conceptual Issues // ECB WP. 1999. Series 5.
- Wynne M. Core inflation: A review of some conceptual issues // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 2008. May/June. Part 2.
- Zhang W., Law, D. What drives China's food-price inflation and how does it affect the aggregate inflation? // Hong Kong Monetary Authority WP. 2010. Series 6.

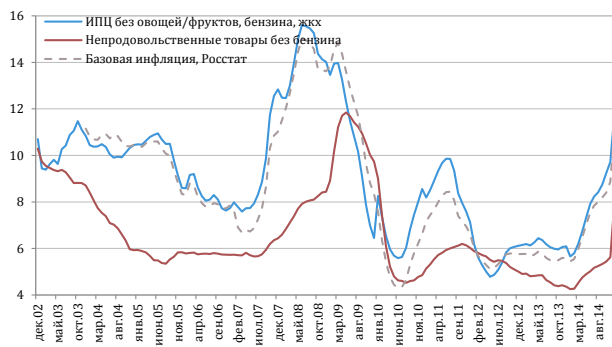
ПРИЛОЖЕНИЕ I

Список 43 компонент ИПЦ Росстата (с весами на декабрь 2014 года)

№.	Название	вес в ИПЦ, %
1	Мясопродукты	10.1
2	Рыбопродукты	2.0
3	Масло и жиры	1.1
4	Молоко и молочная продукция	2.9
5	Сыр	1.1
6	Яйца	0.4
7	Сахар	0.5
8	Кондитерские изделия	2.5
9	Чай, кофе	0.9
10	Хлеб и хлебобулочные изделия	1.7
11	Макаронные и крупяные изделия	0.7
12	Фруктоовощная продукция, включая картофель	3.4
13	Алкогольные напитки	5.5
14	Общественное питание	2.5
15	Одежда и белье	5.1
16	Меха и меховые изделия	0.7
17	Трикотажные изделия	1.2
18	Обувь кожаная, текстильная и комбинированная	2.2
19	Моющие и чистящие средства	0.8
20	Парфюмерно-косметические товары	1.4
21	Галантерея	0.9
22	Табачные изделия	1.1
23	Мебель	2.2
24	Электротовары и другие бытовые приборы	1.5
25	Печатные издания	0.4
26	Телерадиотовары	0.6
27	Персональные компьютеры	0.6
28	Средства связи	0.6
29	Строительные материалы	1.3
30	Легковые автомобили	7.3
31	Бензин автомобильный	3.3
32	Медицинские товары	2.0
33	Бытовые услуги	2.9
34	Услуги пассажирского транспорта	2.7
35	Услуги связи	2.7
36	Жилищно-коммунальные услуги	8.9
37	Услуги в системе образования	2.3
38	Услуги организаций культуры	0.4
39	Услуги в сфере туризма	2.3
40	Медицинские услуги	1.5
41	Прочие продовольственные товары	2.2
42	Прочие непродовольственные товары	3.8
43	Прочие услуги	1.9
	Всего:	100.0

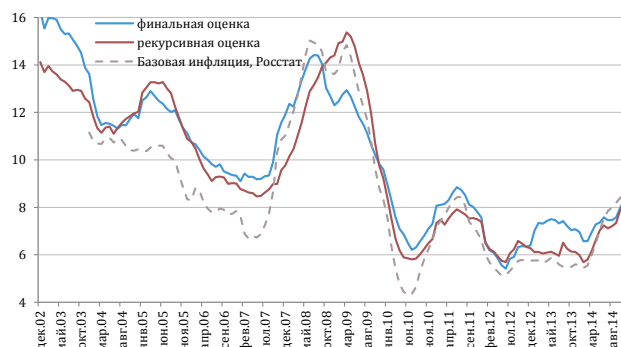
Приложение 2

Инфляция по "ИПЦ без овощей и фруктов, бензина, жсх"; "ИПЦ: непродовольственные товары без бензина" и по базовому ИПЦ Росстата, % за год



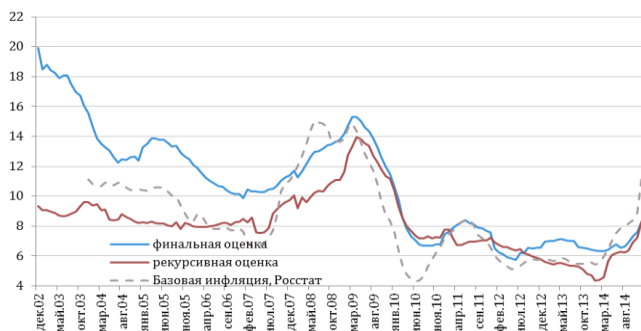
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция по ИПЦ без 8 наиболее волатильных компонент и по базовому ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



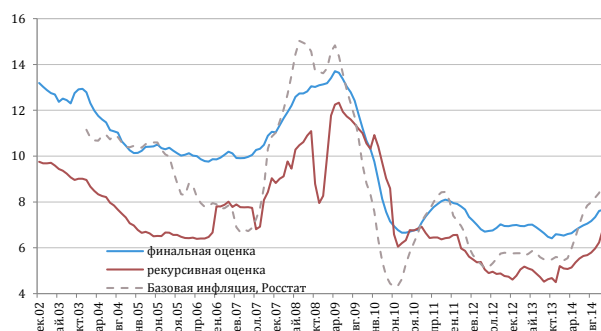
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция по ИПЦ без 50% наиболее волатильных компонент и по базовому ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



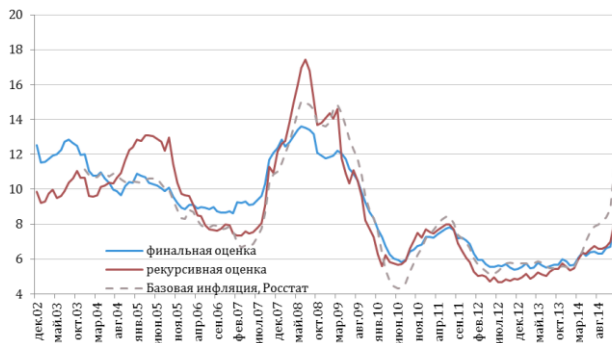
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция по ИПЦ без 75% наиболее волатильных компонент и по базовому ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



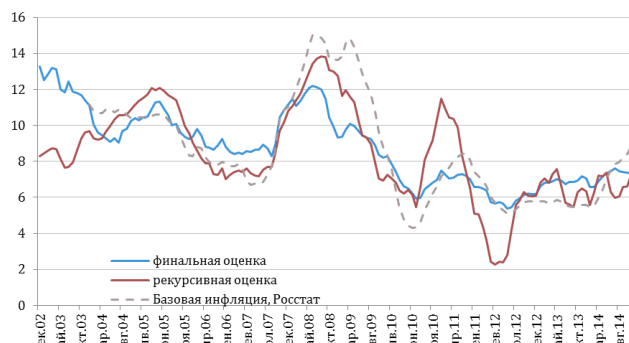
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция по ИПЦ без 50% наиболее чувствительных к шокам компонент в SVAR и по базовому ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



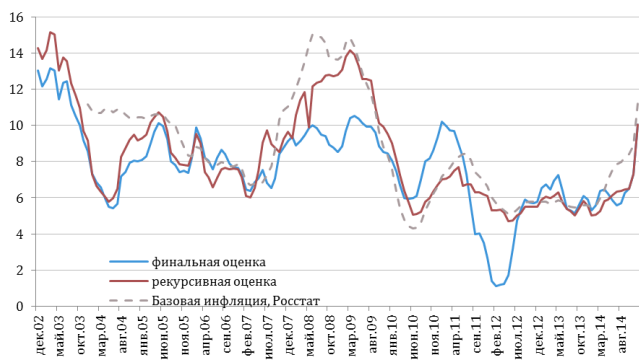
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция по ИПЦ без 50% наиболее чувствительных к шокам компонент в LPM и по базовому ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



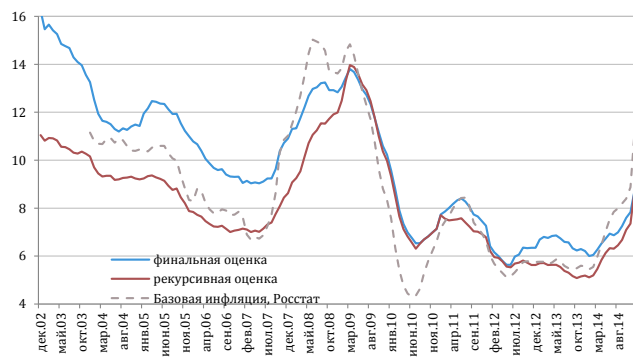
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция по ИПЦ из 50% хорошо прогнозирующих будущую инфляцию компонент и по базовому ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



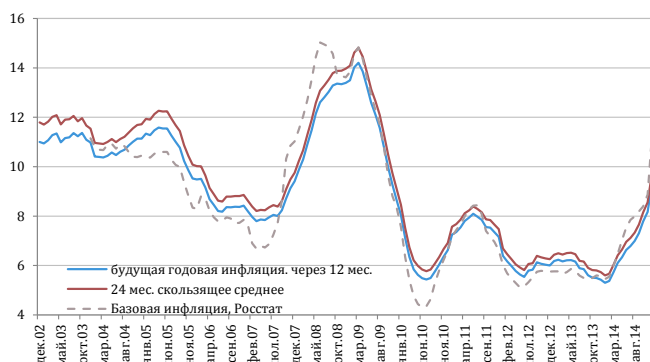
источник: Росстат, расчеты авторов

Инфляция взвешенная по волатильности и базовый ИПЦ Росстата, финальный расчет и рекурсивные оценки, % за год



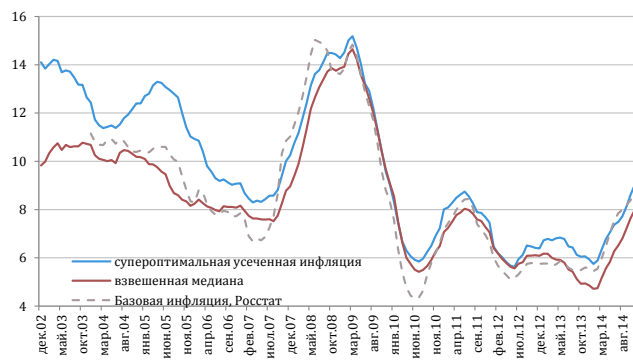
источник: Росстат, расчеты авторов

Оптимальная усеченная инфляция и инфляция по базовому ИПЦ Росстата, % за год



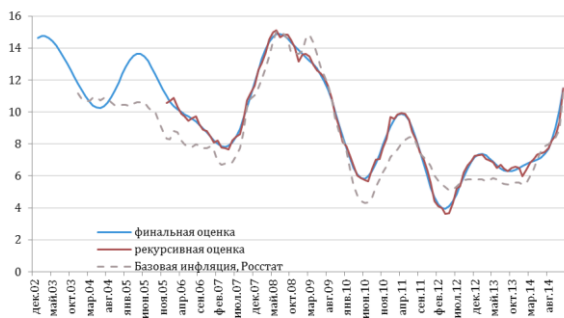
источник: Росстат, расчеты авторов

Супер-оптимальная усеченная инфляция, взвешенная медиана и инфляция по базовому ИПЦ Росстата, % за год



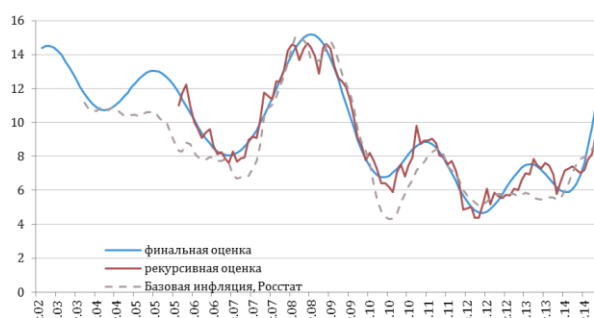
источник: Росстат, расчеты авторов

Спектральный фильтр (частота > 12 месяцев), % за год



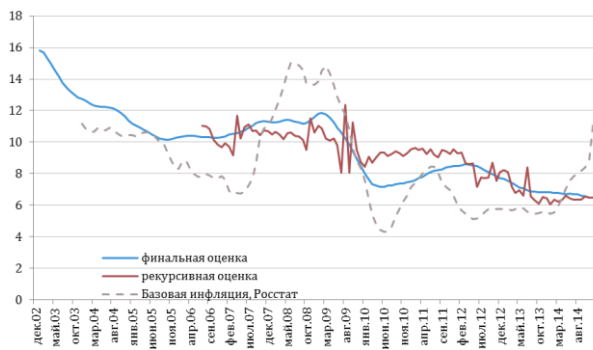
источник: Росстат, расчеты авторов

Спектральный фильтр (частота > 24 месяцев), % за год



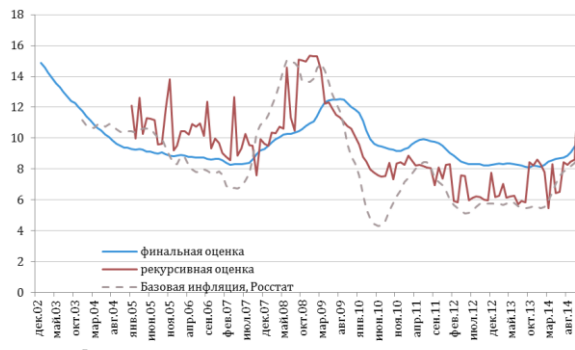
источник: Росстат, расчеты авторов

DFM ("монетарная" инфляция), % за год



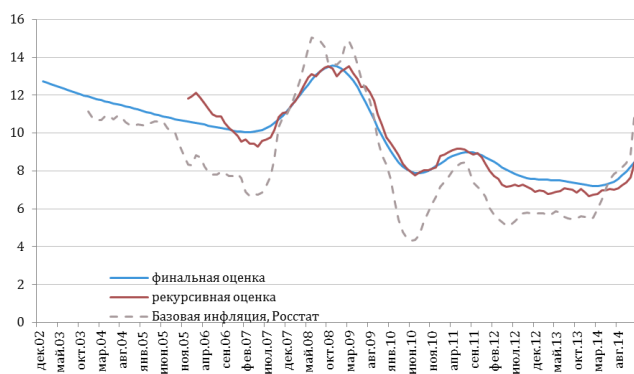
источник: Росстат, расчеты авторов

DFM ("чистая" инфляция), % за год



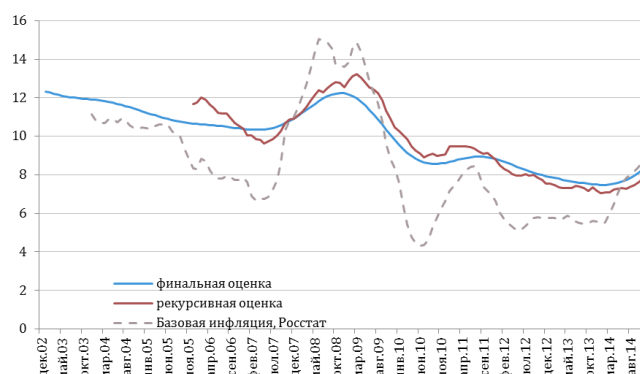
источник: Росстат, расчеты авторов

DFM (частота > 12 месяцев), % за год



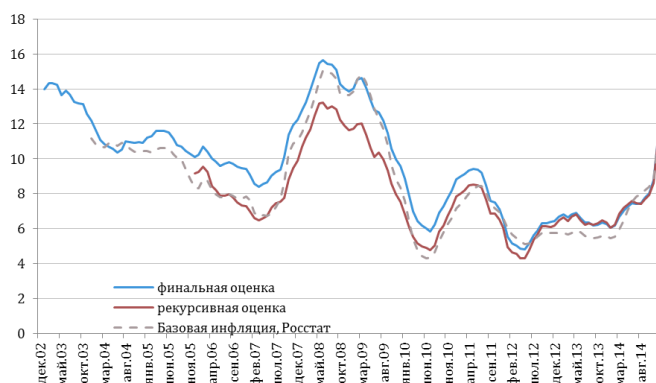
источник: Росстат, расчеты авторов

DFM (частота > 24 месяцев), % за год



источник: Росстат, расчеты авторов

DFM (все частоты), % за год



источник: Росстат, расчеты авторов

Приложение 3

Наиболее часто исключаемые компоненты ИПЦ при расчете трендовой инфляции по методу, представленному в T. Lafleche и J. Armour, 2006, в скользящем 24-месячном окне (процент от всех 132 выборов).

Яйца	100
Сахар	100
Фруктоовощная продукция, включая картофель	100
Бензин автомобильный	99
Сыр	87
Макаронные и крупяные изделия	61
Услуги связи	54
Масло и жиры	46
Прочие услуги	45
Молоко и молочная продукция	27
Услуги пассажирского транспорта	19
Прочие продовольственные товары	19
Медицинские товары	11
Хлеб и хлебобулочные изделия	10
Мясопродукты	7
Алкогольные напитки	4
Средства связи	3
Чай, кофе	3
Телерадиотовары	3
Рыбопродукты	1
Персональные компьютеры	1
Жилищно-коммунальные услуги	1
все остальные компоненты...	0

Как следует из таблицы, компонентами ИПЦ с наиболее нестабильной месячной инфляцией являются яйца, сахар, фрукты и овощи, бензин, сыр, услуги связи, макароны и крупа – все эти компоненты включались в расчет индекса трендовой инфляции менее чем в 50% случаев.

Приложение 4

Описание алгоритма: исключение компонент ИПЦ на основе их чувствительности к отдельным шокам, отражающим изменение относительных цен.

Для получения меры трендовой инфляции посредством исключения 25% (50%, 75%) потребительской корзины, наиболее чувствительной к трем шокам (мировым ценам на нефть марки Brent, мировым ценам продовольственных товаров, измеренных индексом IMF, валютному курсу рубля к бивалютной корзине), мы оценили структурную VAR-модель с краткосрочными ограничениями. В дополнение оценка влияния указанных переменных на динамику отдельных компонент ИПЦ была сделана с помощью Local Projection Method (см.: O. Jorda, 2005, F. Caselli, A. Roitman, 2014).

Структурная VAR-модель

Чтобы получить меру нечувствительной к шокам трендовой инфляции, мы применили следующий алгоритм к расширяющейся выборке псевдореальных данных с 2006 года (выборка для первоначального оценивания модели ограничена 2002–2005 годами):

1. Для каждой компоненты ИПЦ (из 43 компонент) мы оценили структурную VAR-модель на месячных данных с двумя экзогенными переменными (месячным изменением цены на нефть и индексом МВФ цены сельскохозяйственных товаров) и четырьмя эндогенными переменными. В качестве эндогенных переменных были выбраны: валютный курс, одна компонента ИПЦ, одна переменная реального сектора экономики (индекс базовых отраслей, индекс промышленного производства, индекс Росстата настроений бизнеса), одна переменная «инструмент политики» (денежная база или процентная ставка на межбанковском денежном рынке).

Проблема с оцениванием структурной VAR-модели в таком виде состоит в том, что не учитываются взаимодействия компонент ИПЦ (мы не можем включить в модель все 43 компоненты одновременно из-за ограниченного числа степеней свободы). Отсюда возникает другая проблема: в структурной модели инструмент денежной политики оказывается реагирующим не на общую инфляцию, а на инфляцию отдельной компоненты ИПЦ, поэтому идентификация шоков денежной политики может оказаться некорректной, равно как и шоков валютного курса.

2. Для получения структурных шоков и оценивания функций отклика на импульс к оцененной VAR-модели мы применили декомпозицию Холецкого. В другом случае на этом шаге мы оценивали Local Projection Model (см.: O. Jorda, 2005).

3. Функции импульсного отклика на шоки каждой из трех переменных проверялись на статистическую значимость (на 10% уровне значимости). Статистически незначимые

функции импульсного отклика полагались равными нулю. Ниже на диаграммах представлена динамика откликов некоторых компонент ИПЦ на шоки цен на нефть, цен сельскохозяйственных товаров, валютного курса. Серая линия – динамика пикового отклика на шок (одно стандартное отклонение стандартизированного шока, то есть шока, имеющего единичную дисперсию) при последовательном добавлении в модель по одному наблюдению (одному месяцу) и переоценке модели.

Оценки влияния шоков валютного курса на цены электробытовых приборов в SVAR модели, процентных пунктов в ответ на 1 ст. отклонение шока RUR/USD,

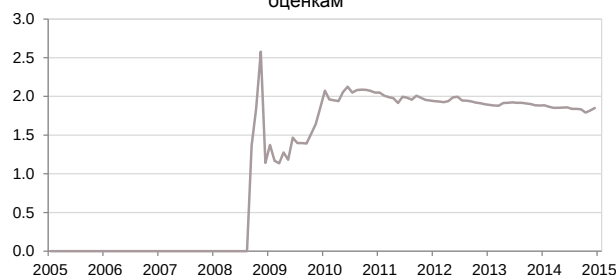


источник: Росстат, МВФ, Блумберг, расчеты авторов

Оценки влияния шоков валютного курса на цены медицинских товаров в SVAR модели, процентных пунктов в ответ на 1 ст. отклонение шока RUR/USD, нули соответствуют статистически незначимым оценкам



Оценки влияния шоков цен на нефть (Brent) на цену бензина в SVAR модели, процентных пунктов в ответ на 1 ст. отклонение шока цены нефти, нули соответствуют статистически незначимым оценкам



Оценки влияния шоков валютного курса на цену одежды в SVAR модели, процентных пунктов в ответ на 1 ст. отклонение шока RUR/USD, нули соответствуют статистически незначимым оценкам



Оценки влияния шоков мировых цен продовольствия на цену макарон и крупы в SVAR модели, процентных пунктов в ответ на 1 ст. отклонение шока цен по индексу МВФ, нули соответствуют статистически незначимым оценкам



Оценки влияния шоков мировых цен продовольствия на цену хлеба в SVAR модели, процентных пунктов в ответ на 1 ст. отклонение шока цен по индексу МВФ, нули соответствуют статистически незначимым оценкам



4. Так как оценки функций отклика на импульс сопоставимы друг с другом для всех трех шоков (это отклики на шок случайной величины с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией), их можно суммировать. Мы посчитали усредненный отклик на три шока каждой из 43 компонент ИПЦ.

5. Из-за того что инфляция компонент ИПЦ имеет разную дисперсию, для ранжирования компонент ИПЦ по их чувствительности к шокам мы должны были предварительно учесть волатильность компонент ИПЦ, что мы и сделали, поделив усредненный отклик на

стандартное отклонение каждой из компонент (стандартные отклонения, равно как и отклики рассчитывались в псевдореальном времени).

6. Имея распределение из 43 мер чувствительности к шокам (для каждого из подиндексов ИПЦ), мы построили их эмпирическое распределение, где в качестве частот использовали веса компонент ИПЦ в потребительской корзине (которые суммируются в 100%).

7. Из этого распределения мы выбрали 25% (50% и 75%) квантили, которые исключили из индекса нечувствительной к шокам инфляции и подсчитали после перевзвешивания месячную инфляцию по новому индексу.

8. Выбирать можно или целое число компонент, или точные квантили распределения. Во втором случае, из-за того что Росстат меняет веса от года к году, при восстановлении исторических значений нечувствительной к шокам инфляции для каждой заданной параметризации модели VAR, возможны небольшие отклонения от точных значений квантилей. На основе отобранных компонент или рассчитанных значений месячной инфляции мы восстанавливали значения трендовой инфляции в терминах «год-к-году».

Для дальнейших тестов были отобраны два измерителя инфляции, нечувствительной к шокам относительных цен:

- один показатель для структурной VAR-модели: 50% ИПЦ, наименее чувствительных к шокам;
- один показатель на основе Local Projection Model с 50% ИПЦ.

В таблице 3 представлены наиболее часто исключаемые компоненты ИПЦ (при расчете 50% потребительской корзины, наименее чувствительной к трем шокам относительных цен в структурном VAR).

Таблица 3. Наиболее часто исключаемые компоненты ИПЦ, % всех выборок в псевдореальном времени, то есть доля всех параметризаций VAR-модели для определения чувствительности к шокам (всего 120 наблюдений с января 2005 года)

Мясопродукты	100
Рыбопродукты	100
Масло и жиры	100
Сахар	100
Чай, кофе	100
Хлеб и хлебобулочные изделия	100
Макаронные и крупяные изделия	100
Флодоовощная продукция, включая картофель	100
Табачные изделия	100
Электротовары и другие бытовые приборы	100
Телерадиотовары	100
Персональные компьютеры	100
Средства связи	100
Бензин автомобильный	100
Медицинские товары	100
Жилищно-коммунальные услуги	100
Прочие продовольственные товары	100
Прочие услуги	100
Кондитерские изделия	89
Мебель	73
Парфюмерно-косметические товары	43
Молоко и молочная продукция	0
<i>все прочие...</i>	0

Приложение 5

Исключение компонент ИПЦ на основе их способности прогнозировать будущую инфляцию

В данном случае трендовая инфляция определяется как та часть ИПЦ, те компоненты, которые наилучшим образом способны прогнозировать будущую инфляцию на среднесрочном горизонте. Начиная с оценок на выборке за 2003–2004 годы, мы оценивали следующее уравнение для каждой из 43 компонент ИПЦ:

$$\pi_{t+12} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^i - \pi_t) + \varepsilon_{t+12},$$

где:

- π_t – %YoY инфляция по ИПЦ в месяц t ;
- π_{t+12} – %YoY инфляция по ИПЦ в месяц $t+12$;
- π_t^i – %YoY инфляция i -й компоненты ИПЦ в месяц t ;
- ε_{t+12} – iid случайная переменная.

1. Для проверки прогностических свойств отдельных компонент ИПЦ мы оценивали приведенную выше регрессию на расширяющейся выборке (начиная с первой оценки на выборке за 2003–2004 годы).
2. Получив оценки коэффициентов, мы строили вневыборочные прогнозы в псевдореальном времени. Это значит, что живя в январе 2006 года, мы имели возможность сравнить наш прогноз, сделанный в январе 2005 года на январь 2006 года с фактом (инфляцией в январе 2006 года).
3. Получив оценку такого псевдореального для января 2006 года вневыборочного прогноза, мы могли рассчитать среднюю квадратическую ошибку прогноза или RMSE (равную квадрату ошибки в случае одного наблюдения).
4. Далее мы ранжировали все 43 компоненты ИПЦ по возрастанию величины их RMSE и строили их эмпирическое распределение с частотами, соответствующими весам компонент в ИПЦ.
5. Получив эмпирическое распределение, мы отбирали отдельные квантили в новый индекс, состоящий из наилучших по прогностической способности компонент, представляющих $X\%$ потребительской корзины (где $X\%$ – квантиль распределения).
6. В феврале 2006 года мы наблюдали второй вневыборочный прогноз в псевдореальном времени (сделан в феврале 2005 года на основе имевшейся на тот момент параметризации модели для прогнозирования). Усредняя две ошибки вневыборочного прогноза (за январь–февраль 2006 года), мы повторяли шаги 4–5 алгоритмов.

В итоге мы рассчитали один показатель трендовой инфляции, представляющий 50% ИПЦ и состоящий из наилучших по прогностической способности компонент.

Приложение 6

Рисунок 4. Распределение RMSE для различных уровней усечения снизу (α) и сверху (β). Расчет в полной выборке для 24-месячной центрированной скользящей средней в качестве критерия оптимальности.

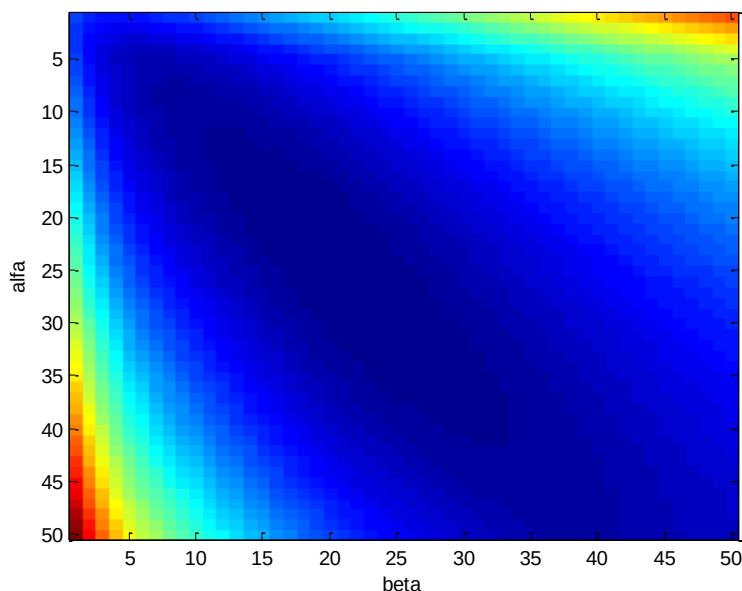
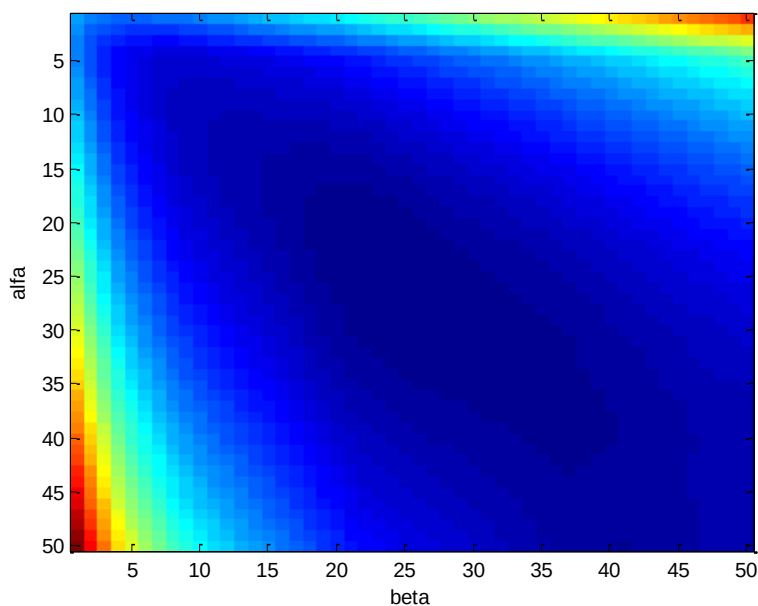


Рисунок 5. Распределение RMSE для различных уровней усечения снизу (α) и сверху (β). Расчет в выборке с 2010 года для 24-месячной центрированной скользящей средней в качестве критерия оптимальности



Оптимальный уровень усечения почти симметричен и составляет 20–25%. После кризиса оптимальное усечение лишь немного сдвинулось в область более высоких уровней (как α , так и β).

Таблица 4. Частота появления отдельных компонент ИПЦ в трендовой инфляции по методу усечения (для базы сравнения в качестве 24-месячной центрированной скользящей средней в полной выборке), процент от числа всех 156 наблюдений месячной инфляции с 2003 года.

Средства связи	6
Яйца	10
Персональные компьютеры	10
Сахар	11
Флодоовощная продукция, включая картофель	11
Телерадиотовары	13
Сыр	24
Бензин автомобильный	24
Услуги связи	24
Макаронные и крупяные изделия	31
Электротовары и другие бытовые приборы	31
Табачные изделия	34
Прочие услуги	36
Хлеб и хлебобулочные изделия	42
Масло и жиры	44
Услуги пассажирского транспорта	51
Легковые автомобили	51
Медицинские товары	51
Молоко и молочная продукция	52
Жилищно-коммунальные услуги	52
Услуги в сфере туризма	53
Услуги организаций культуры	56
Рыбопродукты	57
Прочие продовольственные товары	58
Чай, кофе	63
Моющие и чистящие средства	63
Меха и меховые изделия	64
Медицинские услуги	65
Строительные материалы	68
Услуги в системе образования	68
Мясопродукты	71
Прочие непродовольственные товары	73
Парфюмерно-косметические товары	74
Печатные издания	76
Алкогольные напитки	80
Бытовые услуги	81
Кондитерские изделия	82
Общественное питание	82
Обувь кожаная, текстильная и комбинированная	85
Галантерея	88
Мебель	88
Трикотажные изделия	93
Одежда и белье	97

Приложение 7

Таблица 5. Переменные, используемые в монетарной динамической факторной модели

Монетарные показатели	Ценовые показатели
М1 сектор ДХ	ИПЦ
М1 корп. сектор	БИПЦ
Срочные депозиты населения в рублях	Цены на непродовольственные товары
Срочные депозиты нефинансовых организаций в рублях	Цены продовольственных товаров
Индекс Дивизиа М2	Цены услуг
М2У	Дефлятор инвестиций в основной капитал
	Цены на жилье (первичный рынок)
	Цены на жилье (вторичный рынок)

Рисунок 6. Функции импульсных откликов на первый (монетарный) структурный шок

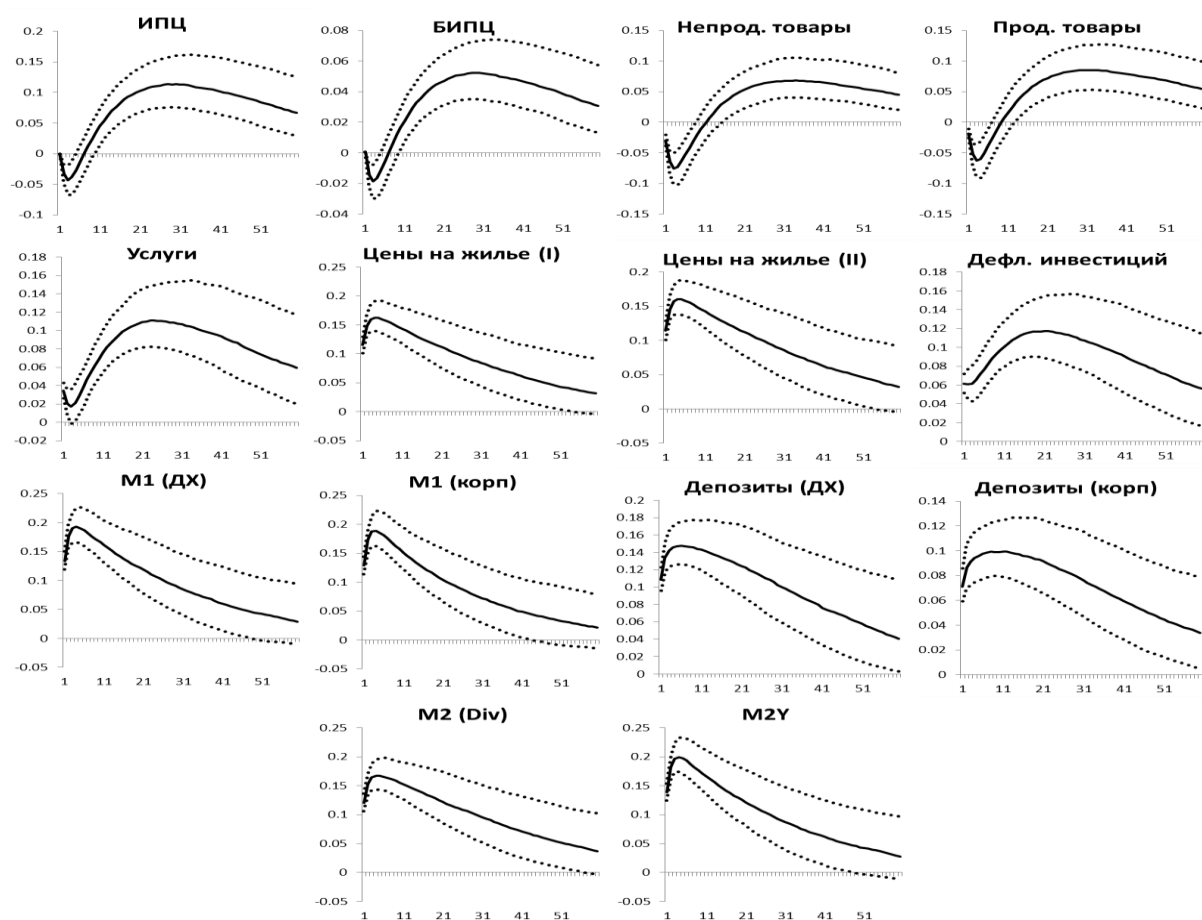
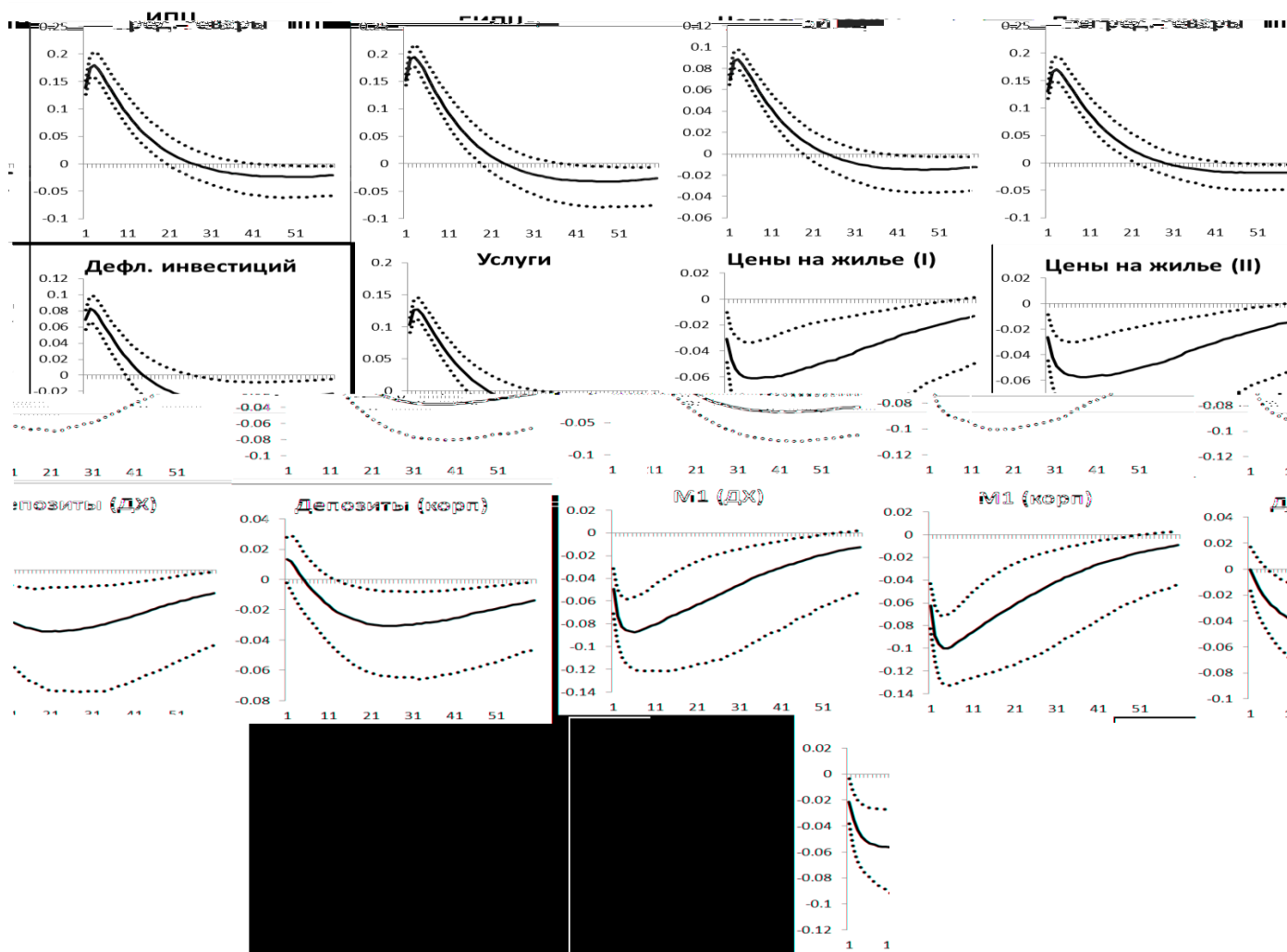


Рисунок 7. Функции импульсных откликов на второй структурный шок



Приложение 8

Таблица 6. Среднее абсолютное отклонение значения годового темпа роста инфляции от среднего значения на скользящем 25-месячном периоде (п.п.)

Показатель	Волатильность
DFM (частота > 24 месяцев)	0,2
DFM (монетарная инфляция)	0,3
DFM (частота > 12 месяцев)	0,4
DFM (чистая инфляция)	0,4
Инфляция без 75% наиболее волатильных компонент	0,5
Непродовольственные товары без энергии и топлива	0,6
Нечувствительные к шокам в LPM 50% ИПЦ	0,6
Нечувствительные к шокам в SVAR 50% ИПЦ	0,6
Взвешенная по волатильности инфляция	0,7
Взвешенная медиана	0,8
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: будущая инфляция	0,8
Инфляция без 50% наиболее волатильных компонент	0,8
Исключение 8 наиболее волатильных компонент	0,8
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: скользящая средняя	0,8
DFM (все частоты)	0,9
Супероптимальная усеченная инфляция	0,9
ИПЦ без овощей и фруктов, энергии и ЖКХ	1,0
Спектральный фильтр (частота > 24 месяцев)	1,0
Спектральный фильтр (частота > 12 месяцев)	1,3
50% ИПЦ наилучших предсказателей будущей инфляции	1,3

Таблица 7. Кумулятивное отклонение трендовой инфляции от фактической за период 2003–2014 годы, %

Показатель	Отклонение
Инфляция без 50% наиболее волатильных компонент	5,9
DFM (частота > 24 месяцев)	2,1
DFM (частота > 12 месяцев)	1,8
Исключение 8 наиболее волатильных компонент	0,9
Спектральный фильтр (частота > 24 месяцев)	0,8
DFM (все частоты)	0,4
Спектральный фильтр (частота > 12 месяцев)	0,2
DFM (чистая инфляция)	-0,2

Супероптимальная усеченная инфляция	-0,5
Взвешенная по волатильности инфляция	-1,6
Инфляция без 75% наиболее волатильных компонент	-2,3
DFM (монетарная инфляция)	-3,0
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: скользящая средняя	-4,8
ИПЦ без овощей и фруктов, энергии и ЖКХ	-5,2
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: будущая инфляция	-9,1
Нечувствительные к шокам в SVAR 50% ИПЦ	-9,4
Нечувствительные к шокам в LPM 50% ИПЦ	-11,4
Взвешенная медиана	-11,8
50% ИПЦ наилучших предсказателей будущей инфляции	-20,5
Непродовольственные товары без энергии и топлива	-29,1

Таблица 8. Отклонение итоговых оценок годовых темпов трендовой инфляции от рекурсивных оценок, полученных в реальном времени, п.п.

Показатель	Отклонение
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: скользящая средняя	0,0
Оптимальная усеченная инфляция, критерий: будущая инфляция	0,0
Взвешенная медиана	0,0
Супероптимальная усеченная инфляция	0,0
Непродовольственные товары без энергии и топлива	0,0
ИПЦ без овощей и фруктов, энергии и ЖКХ	0,0
Спектральный фильтр (частота > 12 месяцев)	0,2
DFM (частота > 12 месяцев)	0,4
DFM (частота > 24 месяцев)	0,5
Спектральный фильтр (частота > 24 месяцев)	0,5
Нечувствительные к шокам в SVAR 50% ИПЦ	0,9
Исключение 8 наиболее волатильных компонент	0,9
DFM (монетарная инфляция)	0,9
Взвешенная по волатильности инфляция	0,9
Нечувствительные к шокам в LPM 50% ИПЦ	1,2
DFM (все частоты)	1,2
Инфляция без 50% наиболее волатильных компонент	1,3
50% ИПЦ наилучших предсказателей будущей инфляции	1,5
DFM (чистая инфляция)	1,6
Инфляция без 75% наиболее волатильных компонент	1,7