



Банк России

**Оценка коэффициентов и прогнозных свойств
нелинейной кривой Филлипса с учетом
гетерогенной связи между деловой
активностью и компонентами ИПЦ**

Серия докладов об экономических исследованиях

№ 161 / январь 2026 года

Д. Овечкин

Данила Овечкин

Банк России, Уральское главное управление, Отделение Тюмень

E-mail: OvechkinDV@cbr.ru

Автор благодарит участников внутреннего исследовательского проекта в Банке России «Нелинейности в кривой Филлипса» за обсуждение нюансов моделирования и сбор данных. Автор выражает благодарность Юрию Перевышину (Департамент денежно-кредитной политики Банка России) за обсуждение и конструктивную критику. Также автор выражает признательность анонимным рецензентам за полезные замечания и предложения и благодарит коллег за обсуждение результатов на внутренних семинарах в Банке России.

Материалы доклада по экономическим исследованиям проходят процедуру анонимного рецензирования членами Консультативного совета Банка России по экономическим исследованиям и внешними рецензентами.

Содержание настоящего доклада по экономическим исследованиям отражает личную позицию автора. Результаты исследования являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

107016, Москва, ул. Неглинная, 12

Телефоны: +7 499 300-30-00, +7 495 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

Оглавление

Аннотация	4
1. Введение. Обзор литературы	4
2. Методика декомпозиции ИПЦ и оценки нелинейной кривой Филлипса	10
3. Данные и методы оценки трендов, разрывов и коэффициентов уравнений регрессии.....	16
4. Результаты оценки коэффициентов нелинейной кривой Филлипса	18
5. Методика прогноза	22
6. Результаты прогноза по нелинейной кривой Филлипса	25
7. Проверка робастности	28
8. Заключение	39
Список литературы	41

Аннотация

В работе исследуется гипотеза о нелинейной связи совокупного спроса и инфляции в российской экономике. Для обнаружения нелинейного эффекта агрегированный индекс потребительских цен был разделен на циклическую (более чувствительную к совокупному спросу) и ациклическую (менее чувствительную к совокупному спросу) составляющие. Используемая в работе методика декомпозиции позволила выявить устойчивую нелинейную связь совокупного спроса и инфляции. Показано, что наклон кривой Филлипса резко становится крутым, если одновременно выполняются два условия: 1) текущие темпы роста общего уровня цен выше долгосрочных инфляционных ожиданий; 2) разрыв выпуска больше 0. Кроме того, установлено, что использование нелинейной кривой Филлипса может значимо повысить точность прогноза, если предварительно была проведена декомпозиция ИПЦ на циклическую и ациклическую составляющие. При этом прогнозная точность асимметрична: прогнозы на основе кривой Филлипса (как линейной, так и нелинейной) оказываются более точными в кризисные периоды. Полученный результат оказывается робастным к смене метода оценки трендов, изменению условия нелинейности (только положительный разрыв выпуска), исключению из выборки резких изменений ИПЦ, сдвигу левой и правой границ выборки. Также показана устойчивость результата к используемой при декомпозиции ИПЦ процедуре контроля шумов: без данной процедуры сохраняется как возможность обнаружения нелинейной связи, так и повышенная (по крайней мере на горизонте от 9 до 12 месяцев) прогнозная точность.

Ключевые слова: кривая Филлипса, инфляция, деловой цикл, нелинейность.

JEL-коды: C22, C53, E31, E47.

1. Введение. Обзор литературы

В макроэкономической литературе кривая Филлипса (далее — КФ), описывающая взаимосвязь инфляции и уровня экономической активности, сохраняет статус ключевой концепции для анализа динамики цен и монетарной политики. Традиционные линейные спецификации КФ предполагают симметричное влияние разрыва выпуска на инфляцию: положительные и отрицательные отклонения выпуска от потенциального уровня оказывают равное по модулю, но противоположное по направлению воздействие. Однако эмпирические исследования оспаривают эту гипотезу, выявляя нелинейный характер зависимости. Условиями формирования нелинейности выступают:

- высокий уровень экономической активности (Benigno & Eggertsson, 2023);

- высокая текущая инфляция (Blanco et al., 2024).

При этом, как демонстрируют Forbes et al. (2021) на панельных данных, наиболее выраженная нелинейность наблюдается при совместном воздействии этих факторов.

Учет нелинейной связи инфляции и деловой активности важен для проведения эффективной денежно-кредитной политики и интерпретации экономических данных. Как показывают исследования (Huh et al, 2009; Karadi et al, 2025), следствием нелинейной КФ должна стать асимметричная реакция регулятора. Gagnon & Sarsenbayev (2022) подчеркивают, что, когда кривая Филлипса нелинейна, инфляция может соответствовать таргету центрального банка даже при значительном отрицательном разрыве выпуска, следовательно, стабильная низкая инфляция у цели может не гарантировать оптимальных макроэкономических результатов.

В отличие от детально изученной асимметрии переноса валютного курса (Андреев, 2019; Жураковский и др., 2021) нелинейное воздействие совокупного спроса на инфляцию в российской экономике на момент подготовки данной работы остается малоизученным. Существующие исследования, анализирующие КФ в российской экономике, ограничиваются ее линейной спецификацией. Более того, даже оценка линейной КФ на российских данных не всегда успешна. Так, в работе Зубарева (2018) коэффициент перед показателем деловой активности становится отрицательным при использовании потребительских цен в качестве зависимой переменной. Иноземцев и Кротова (2024) исследуют кривую Филлипса на панельных данных российских регионов и в пространственных моделях не обнаруживают значимого коэффициента перед разрывом выпуска.

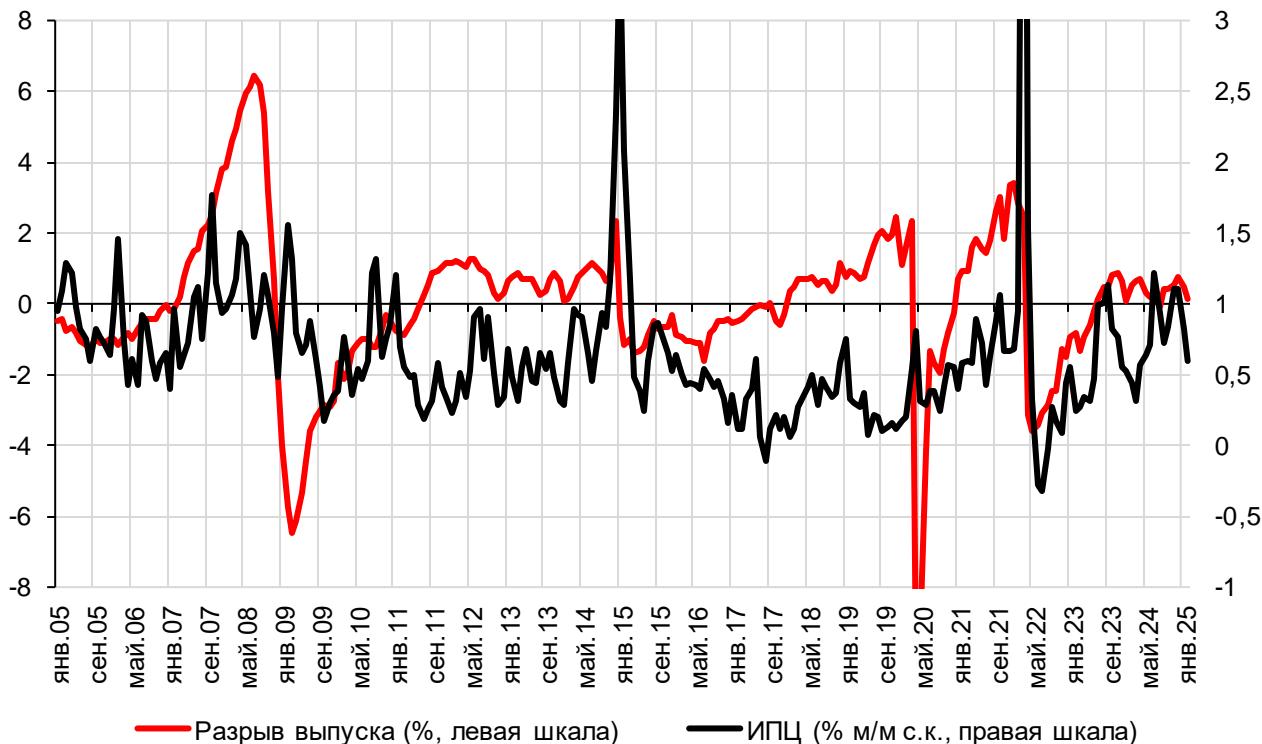
Трудности в обнаружении значимой и стабильной (как линейной, так и нелинейной) связи спроса и инфляции возникают из-за ряда особенностей данных по российской инфляции:

- 1) концентрация крупных шоков на коротком временном интервале;
- 2) сдвиг инфляционного тренда вследствие смены режима денежно-кредитной политики;
- 3) значительное нелинейное влияние других факторов (как упоминалось ранее, на текущий момент накоплено достаточно свидетельств нелинейного влияния валютного курса);
- 4) разнородная реакция компонент агрегированного ценового индекса на колебания деловой активности.

Обозначенные выше моменты существенно зашумляют данные и затрудняют поиск стилизованных фактов, ярко демонстрирующих разную реакцию инфляции на высокую и

низкую деловую активность. Как показано на рисунке 1¹, в российской экономической истории содержится довольно небольшое количество ярко выраженных шоков спроса, когда разрыв выпуска значительно рос или снижался при прочих равных условиях.

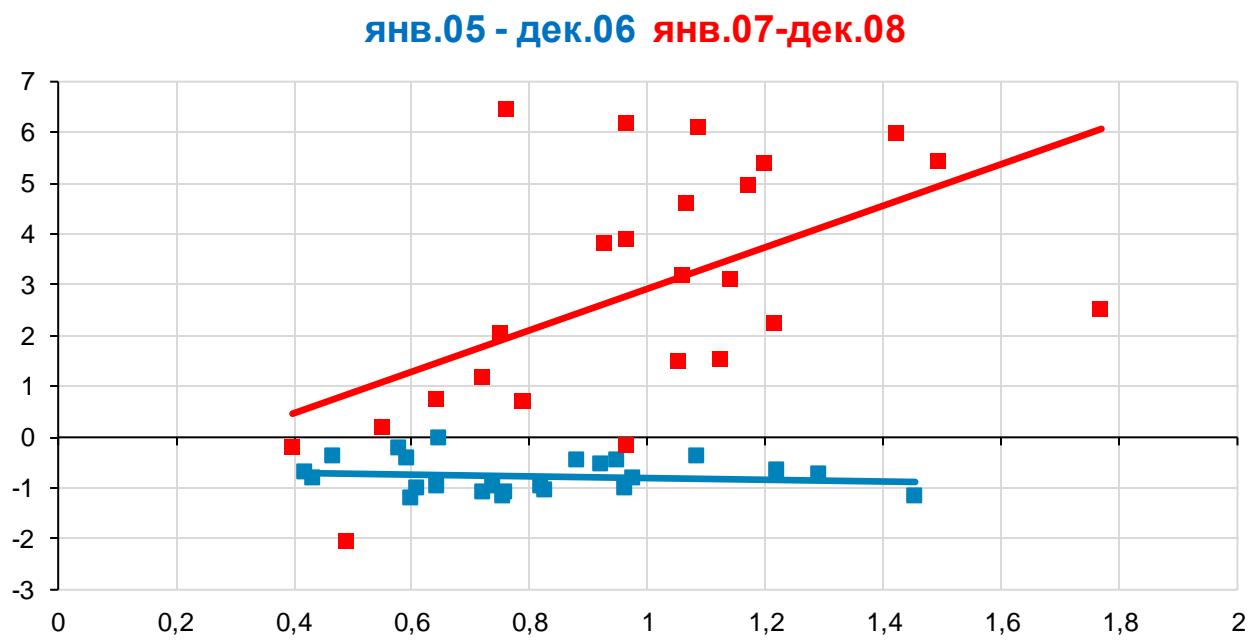
Рисунок 1. Инфляция и разрыв выпуска в России



Тем не менее, если проанализировать отдельные периоды, то можно выявить эпизоды как высокой, так и низкой корреляции разрыва выпуска и индекса потребительских цен. Как показано на рисунке 2, в период с января 2005 г. по декабрь 2006 г., когда разрыв выпуска находился несколько ниже нуля, корреляция ИПЦ и деловой активности практически отсутствовала. Но когда экономика начала перегреваться (январь 2007 – декабрь 2009 г.), между инфляцией общего уровня цен и деловой активностью проявилась заметная положительная корреляция.

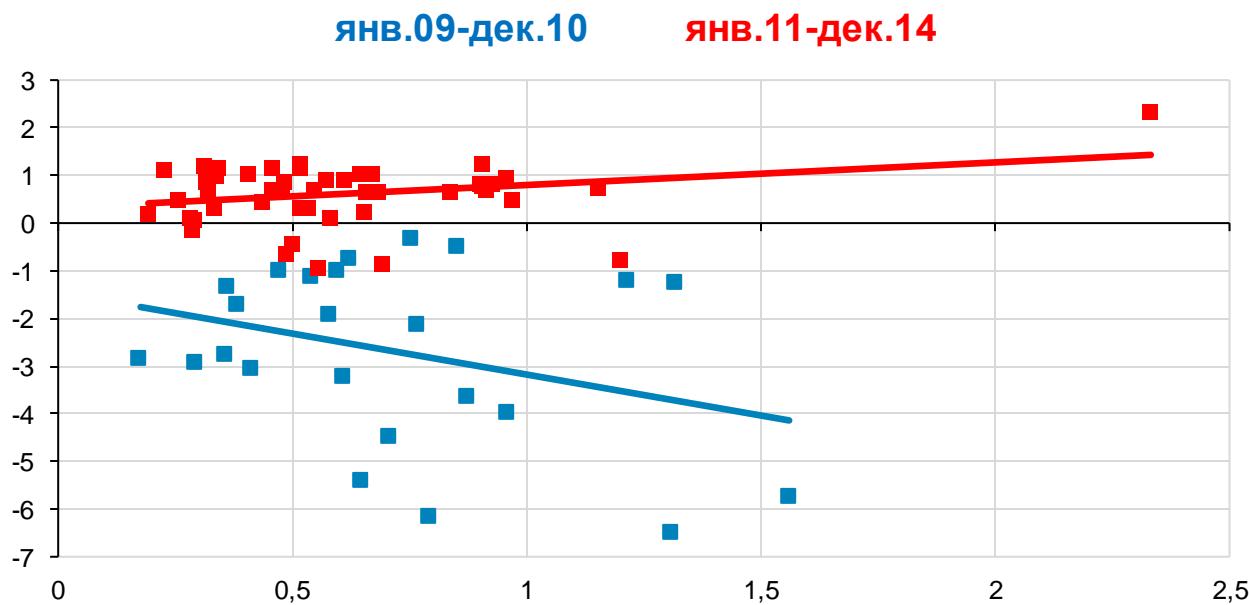
Рисунок 2. Корреляция разрыва выпуска (%), вертикальная шкала) и ИПЦ (% м/м с.к., горизонтальная шкала) в январе 2005 – декабре 2006 г. и январе 2007 – декабре 2008 г.

¹ В качестве показателя выпуска использован прокси-индикатор, рассчитываемый Департаментом исследований и прогнозирования. Оценка разрыва выпуска произведена с использованием двухстороннего фильтра Ходрика – Прескотта. Здесь и далее источником данных по сезонно сглаженной инфляции является официальный сайт Банка России.



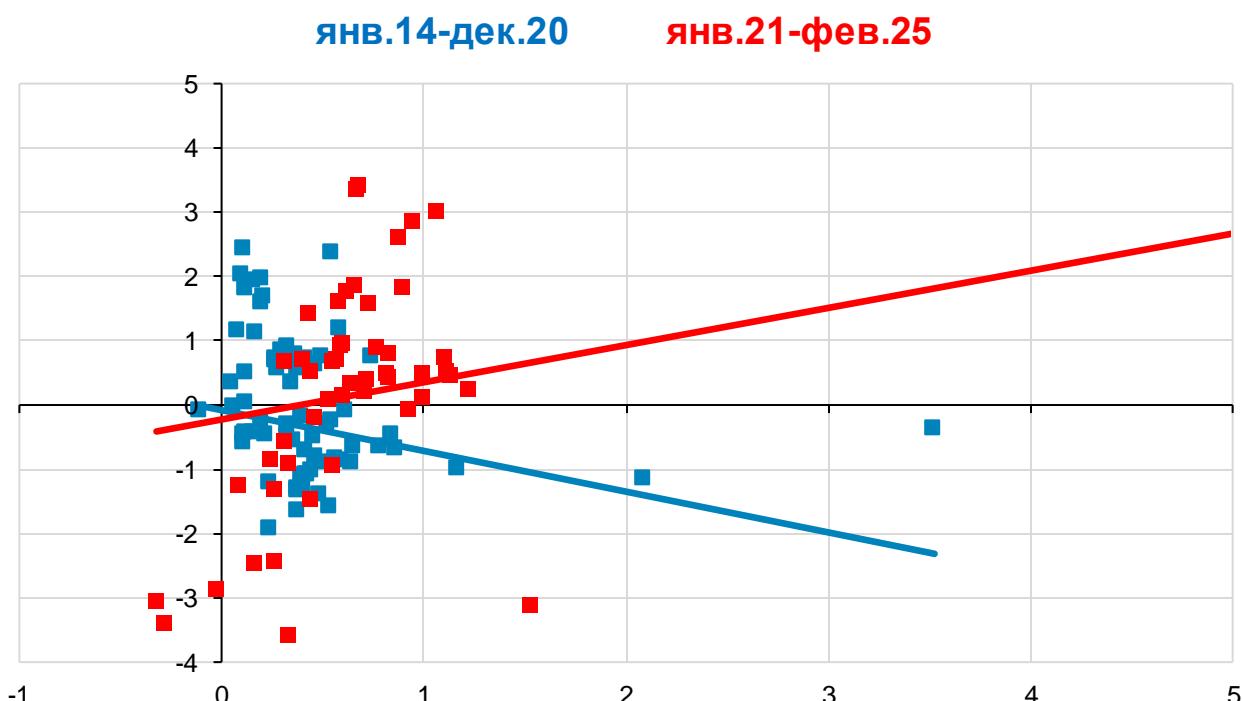
На рисунке 3 представлен эпизод кризиса 2008–2009 гг., а также период восстановления после этого кризиса и до конца 2014 года. Когда разрыв выпуска больше 0 (январь 2011 – декабрь 2014 г.), наблюдается слабая положительная корреляция деловой активности и инфляции. Когда разрыв выпуска отрицательный (январь 2009 – декабрь 2010 г.), вместо положительной корреляции обнаруживается отрицательная.

Рисунок 3. Корреляция разрыва выпуска (%), вертикальная шкала) и ИПЦ (% м/м с.к., горизонтальная шкала) в январе 2009 – декабре 2010 г. и январе 2011 – декабре 2014 г.



На рисунке 4 визуализирована корреляция ИПЦ и разрыва выпуска на оставшемся временном отрезке. В январе 2015 – декабре 2020 г. наблюдается отрицательная связь деловой активности и инфляции общего уровня цен. В январе 2021 – феврале 2025 г. корреляция сменилась на положительную.

Рисунок 4. Корреляция разрыва выпуска (% вертикальная шкала) и ИПЦ (% м/м с.к., горизонтальная шкала) в январе 2014 – декабре 2020 г. и январе 2021 - феврале 2025 г.



Таким образом, гипотеза о нелинейной связи инфляции и деловой активности является релевантной для российской экономики. В качестве решения обозначенных выше проблем, которые мешают полноценному модельному обнаружению этой связи, в данной работе предлагается:

1. Разделить компоненты ИПЦ на 2 группы: более чувствительную (циклическую) и менее чувствительную (ациклическую) к разрыву выпуска.
2. Оценить нелинейную связь выпуска отдельно по циклическим и ациклическим компонентам.

Как показано в ряде исследований (Shapiro, 2022; Zaman, 2019; Lian and Freitag, 2022; Ehrmann et al., 2018; Овечкин, 2025), декомпозиция агрегированного ценового индекса на

циклическую и ациклическую инфляцию может решить проблему «пропавшей» корреляции инфляции и деловой активности. Можно предположить, что данный прием окажется полезным для обнаружения нелинейной связи.

Помимо оценки нелинейной корреляции деловой активности и инфляции, в данной работе проводится анализ точности прогноза ИПЦ на основе нелинейной КФ. При этом в центре анализа окажется дезагрегированный прогноз ИПЦ, под которым понимается прогноз инфляции общего уровня цен по отдельным уравнениям для его компонент (в данном исследовании – по уравнениям для циклической и ациклической компоненты). В зарубежной и отечественной литературе есть свидетельства о снижении ошибки прогноза инфляции общего уровня цен, если агрегированный ценовой индекс прогнозируется покомпонентно (Birmingham and D'Agostino, 2014; Faust and Wright, 2013; Крамков, 2023).

Ряд эмпирических исследований ставит под сомнение превосходство кривой Филлипса над простыми альтернативами, которые используют только данные о прошлой инфляции (Atkeson & Ohanian, 2001; Ang et al., 2007). Хабибуллин (2019) приходит к выводу о том, что учет различных прокси деловой активности не повышает точность прогноза российской инфляции. Согласно результатам Saul (2021), добавление в прогнозную модель внутреннего и внешнего разрыва ухудшают точность прогноза.

Что касается вопроса о сравнении прогнозной точности линейной и нелинейной КФ, то в литературе нет однозначного ответа. Fuhrer and Olivei (2010) исследуют КФ с пороговыми эффектами и обнаруживают, что такое уравнение оказывается точнее наивной модели. Однако Dotsey et al. (2018) анализируют более широкую выборку и приходят к противоположному выводу: на данных с 1969 по 2014 г. кривая Филлипса с пороговыми эффектами проигрывает по точности как линейной КФ, так и простой модели, включающей только данные о прошлой инфляции.

Clark and McCracken (2006) анализируют причины неудовлетворительных результатов прогнозирования и приходят к выводу о том, что прогнозная точность КФ ухудшается из-за нестабильности коэффициента перед деловой активностью. Кроме того, в некоторых работах отмечается, что результаты прогнозирования по кривым Филлипса асимметричны. Dotsey et al. (2018) показывают, что точность КФ может зависеть от стадии экономического цикла: согласно расчетам авторов, КФ более точна, когда экономика в рецессии, и менее точна, когда экономика на подъеме. Кartaев и Беседовская (2023) исследуют прогнозную точность линейных кривых Филлипса за период с 2019 по 2022 г. на российских данных и приходят к схожему с Dotsey et al. (2018) выводу: кривые Филлипса работают лучше в кризисные годы. Это формирует вопросы, которые будут исследованы в данной работе:

1. Являются ли коэффициенты перед деловой активностью в нелинейной КФ значимыми и стабильными?
2. Существует ли прогнозное превосходство КФ при явной нелинейности связи деловой активности и инфляции?
3. Повышается ли прогнозная точность, если предварительно проведена декомпозиция ИПЦ на циклическую и ациклическую составляющие?
4. Зависит ли прогнозная точность нелинейной КФ от стадии экономического цикла?

Работа структурирована следующим образом. В разделе 2 приводится обзор методики декомпозиции инфляции и оценки коэффициентов нелинейной кривой Филлипса, а в разделе 3 представлены результаты. В разделе 4 обсуждается методика прогнозирования, а в разделе 5 приводится оценка точности прогноза. Раздел 6 посвящен проверке устойчивости полученных результатов, а заключение содержит краткое описание результатов статьи и направлений дальнейших исследований.

2. Методика декомпозиции ИПЦ и оценки нелинейной кривой Филлипса

Стандартная методика декомпозиции заключается в том, что для каждого товара и услуги, которые входят в агрегированный ценовой индекс, оцениваются коэффициенты обычной линейной кривой Филлипса (Shapiro, 2022; Zaman, 2019; Lian and Freitag, 2022; Ehrmann et al., 2018). Если коэффициент перед деловой активностью оказался статистически значимым (уровень значимости определяется исследователем) и согласованным с экономической теорией (положительный для разрыва выпуска и отрицательный для разрыва безработицы), то такой товар или услуга признается циклическим, а в остальных случаях – ациклическим.

В данной работе для проведения декомпозиции будет использована несколько скорректированная методика, представленная в исследовании Овечкина (2025). В отличие от более стандартных методик, ее характеризуют следующие особенности:

1. В качестве зависимой переменной используется не уровень инфляции, а отклонение уровня инфляции от своего тренда. Использование разрыва инфляции вместо уровня обусловлено как теоретическими, так и практическими соображениями. Как показывают Cogley and Sbordone (2008), КФ с уровнем инфляции является лишь частным случаем КФ с разрывом инфляции. Те же Cogley and Sbordone (2008), а также Hasenzagl et al. (2022) показывают, что включение инфляционного тренда в модель помогает точнее оценить связь инфляции и деловой активности. Кроме того, отметим, что данные по инфляции некоторых

компонент ИПЦ могут быть нестационарными на некоторых временных промежутках, в том числе из-за смены режима денежно-кредитной политики Банком России².

2. В качестве дополнительных регрессоров используется валютный курс, а также разрыв относительных цен. Первый регрессор важен для моделирования российской инфляции, его значимость и нелинейная связь с инфляцией выявлены во многих работах. Что касается второго, то он необходим для того, чтобы уловить механизм ценовой корректировки одних товаров и услуг относительно других, а также отразить возможные шоки предложения на отдельных рынках.

3. Перед регрессией кривой Филлипса к отдельным компонентам ИПЦ (разным товарам и услугам, а также циклической и ациклической инфляции) зависимые переменные корректируются на чувствительность к шоку инфляции общего уровня цен (с учетом того, что реакция на положительные и отрицательные шоки может быть различной). Такой прием позволяет получить более точные оценки коэффициентов перед деловой активностью и снизить вероятность неверной классификации компонент ИПЦ (Овечкин, 2025).

Итак, при проведении декомпозиции отдельно для каждого товара и услуги оцениваются коэффициенты кривой Филлипса:

$$\hat{\pi}'_{it} = c + \beta_1^{\hat{\pi}'} \hat{\pi}_{it-1} + \beta_2^{\hat{\pi}'} \hat{x}_{t-1} + \beta_3^{\hat{\pi}'} \widehat{reer}_{t-1} + \beta_4^{\hat{\pi}'} \widehat{rel}_{it-1}, \quad (1)$$

где:

$\hat{\pi}_{it}$ – разрыв инфляции (% м/м с.к. минус тренд) i-го товара или услуги в месяц t;

$\hat{\pi}'_{it}$ – скорректированный разрыв инфляции i-го товара или услуги в месяц t;

\hat{x}_{t-1} – показатель деловой активности (разрыв выпуска, разрыв безработицы и т. д.) в месяц t-1;

\widehat{reer}_{t-1} – разрыв реального эффективного валютного курса в месяц t-1;

\widehat{rel}_{it-1} – разрыв относительных цен i-го товара или услуги в месяц t-1.

Скорректированный разрыв инфляции определяется как остаток следующего уравнения:

$$\hat{\pi}_{it} = c + \rho_1^{\hat{\pi}} shkcpit DP_t + \rho_2^{\hat{\pi}} shkcpit DN_t, \quad (2)$$

где:

$shkcpit$ – шок ИПЦ в месяц t;

DP_t – дамми-переменная, которая равна 1, если шок ИПЦ больше 0, и равна 0 в остальных случаях;

² Как отмечают Cogley and Sbordone (2008), тренд инфляции не зависит от спроса и определяется действиями центрального банка, такими как смена режима денежно-кредитной политики.

DN_t – дамми-переменная, которая равна 1, если шок ИПЦ меньше 0, и равна 0 в остальных случаях.

Шок ИПЦ определяется как остаток следующего уравнения:

$$\widehat{cpi}_t = c + \beta_2^{\widehat{cpi}} \widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{rel}} \widehat{rel}_{t-1}. \quad (3)$$

Уравнения (1)–(3) оцениваются не одновременно, а последовательно в порядке (3), (2), а затем (1).

Разрывы определяются как отклонения фактических значений от своих трендов:

$$\widehat{\pi}_{it} = \pi_{it} - \bar{\pi}_{it} \quad (4)$$

$$\widehat{x}_t = x_t - \bar{x}_t \quad (5)$$

$$\widehat{rel}_{it} = rel_{it} - \bar{rel}_{it} \quad (6)$$

$$\widehat{cpi}_t = cpi_t - \bar{cpi}_t, \quad (7)$$

где:

π_{it} – фактический месячный темп прироста цены i -ой компоненты ИПЦ в месяц t ;

$\bar{\pi}_{it}$ – тренд темпа прироста цены i -ой компоненты ИПЦ в месяц t ;

x_t – фактическое значение показателя деловой активности в месяц t ;

\bar{x}_t – тренд показателя деловой активности в месяц t ;

rel_{it} – фактическое значение логарифма уровня относительных цен в месяц t ;

\bar{rel}_{it} – тренд логарифма уровня относительных цен в месяц t ;

cpi_t – фактическое значение ИПЦ (фактические темпы прироста общего уровня цен) в месяц t ;

\bar{cpi}_t – тренд ИПЦ.

Уровень относительных цен рассчитывается следующим образом:

$$REL_{it} = \frac{\prod_{t=1}^n (1 + \pi_{it})}{\prod_{t=1}^n (1 + cpi_t)}, \quad (8)$$

где:

REL_{it} – уровень относительной цены i -ой компоненты ИПЦ в месяц t .

Несмотря на то что такая методика по сравнению со стандартными позволяет получить более точную оценку коэффициентов перед деловой активностью (Овечкин, 2025), она нуждается в дополнении. Уже на этапе декомпозиции в уравнение КФ для отдельных

компонент ИПЦ необходимо добавить нелинейную связь валютного курса и деловой активности. Она будет учтена через дамми-переменную, которая принимает значение 1, когда \widehat{reer} отрицательный (валютный курс слабее относительно своего тренда), и 0 в остальных случаях. Вслед за Forbes et al. (2021) для моделирования нелинейного выпуска будет использована дамми-переменная, которая в данном исследовании равна 1 при одновременно высокой инфляции и деловой активности.

Таким образом, уравнение кривой Филлипса, которое ляжет в основу проведения декомпозиции ИПЦ в данном исследовании, будет выглядеть следующим образом:

$$\widehat{\pi}'_{it} = c + \beta_1^{\widehat{\pi}'} \widehat{\pi}_{it-1} + \beta_2^{\widehat{\pi}'} \widehat{x}_{t-1} + \beta_{2D}^{\widehat{\pi}'} D_{t-1}^{\widehat{x}} \widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{\pi}'} \widehat{reer}_{t-1} + \beta_{3D}^{\widehat{\pi}'} D_{t-1}^{\widehat{reer}} \widehat{reer}_{t-1} + \beta_4^{\widehat{\pi}'} \widehat{rel}_{it-1}, \quad (9)$$

где:

$D_{t-1}^{\widehat{x}}$ – дамми-переменная, которая равна 1, если \widehat{x} и \widehat{cpl} больше 0, и равна 0 в остальных случаях;

$D_{t-1}^{\widehat{reer}}$ – дамми-переменная, которая равна 1, если \widehat{reer} меньше 0, и равна 0 в остальных случаях.

Шок общего уровня цен будет определяться как остаток уравнения регрессии с такими же дамми-переменными для деловой активности и валютного курса:

$$\widehat{cpl}_t = c + \beta_2^{\widehat{cpl}} \widehat{x}_{t-1} + \beta_{2D}^{\widehat{cpl}} D_{t-1}^{\widehat{x}} \widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{reer}} \widehat{reer}_{t-1} + \beta_{3D}^{\widehat{reer}} D_{t-1}^{\widehat{reer}} \widehat{reer}_{t-1}. \quad (10)$$

При распределении товаров и услуг по группам «циклические» и «ациклические» необходимо обращать внимание не на 1, а на 2 коэффициента перед деловой активностью. Для определения того, является ли совокупная связь деловой активности и инфляции значимой, в данной работе будет использован тест Вальда. В качестве нулевой гипотезы предполагается, что сумма коэффициентов $\beta_2^{\widehat{\pi}'}$ и $\beta_{2D}^{\widehat{\pi}'}$ равна 0. Если знак суммы этих коэффициентов соответствует экономической теории, а нулевая гипотеза отвергается на уровне 10%, то товар или услуга будут признаны циклическими. Во всех остальных случаях – ациклическими.

После распределения товаров и услуг по группам можно рассчитать циклическую и ациклическую инфляцию как взвешенную сумму месячных темпов роста цен товаров и услуг из соответствующей категории. В качестве весов будут использованы доли в ИПЦ:

$$ci_t = \frac{\sum_{i=1}^n \pi_{it} w_{it}}{\sum_{i=1}^n w_{it}} \quad (11)$$

$$ai_t = \frac{\sum_{j=1}^m \pi_{jt} w_{jt}}{\sum_{j=1}^m w_{jt}}, \quad (12)$$

где:

ci_t – циклическая инфляция (ЦИ) в месяц t;
 w_{it} – доля i-ой циклической компоненты в ИПЦ в месяц t;
 π_{it} – месячный темп прироста цены i-ой циклической компоненты ИПЦ в месяц t;
 ai_t – ациклическая инфляция (АИ) в месяц t;
 π_{jt} – месячный темп прироста цены j-ой ациклической компоненты ИПЦ в месяц t;
 w_{jt} – доля j-ой ациклической компоненты в ИПЦ в месяц t.

После подсчета циклической и ациклической инфляции возможно провести оценку связи деловой активности с ЦИ и АИ, а также дезагрегированное прогнозирование ИПЦ по нелинейным кривым Филлипса, коэффициенты которых оценены по отношению к ЦИ и АИ. Когда в центре внимания исследователей оказывается вопрос прогнозирования по кривой Филлипса, то с целью снижения ошибки используются не просто линейные регрессии, а авторегрессионные модели с распределенными лагами (пример: Картавев и Беседовская, 2023). В данной работе кривые Филлипса для ЦИ и АИ, используемые как для оценки и интерпретации коэффициентов перед деловой активностью, так и для прогнозирования, будут также представлены в виде ARDL-моделей. При этом, как в случае уравнений для декомпозиции, уравнения для прогноза будут содержать скорректированные разрывы в левой части. Так, прогнозные уравнения ИПЦ по ЦИ и АИ будут выглядеть следующим образом:

$$\begin{aligned} \widehat{ci}'_t = & c + \beta_y^{\widehat{ci}'}(L)(\widehat{ci}'_{t-1}) + \beta_1^{\widehat{ci}'} \widehat{ci}_{t-1} + \beta_2^{\widehat{ci}'} \widehat{x}_{t-1} + \beta_{2D}^{\widehat{ci}'} D_{t-1}^{\widehat{x}} \widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{ci}'}(L) \widehat{reer}_{t-1} \\ & + \beta_{3D}^{\widehat{ci}'}(L) D_{t-1}^{\widehat{reer}} \widehat{reer}_{t-1} + \beta_4^{\widehat{ci}'} \widehat{rel}_{cit-1} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \widehat{ai}'_t = & c + \beta_y^{\widehat{ai}'}(L)(\widehat{ai}'_{t-1}) + \beta_1^{\widehat{ai}'} \widehat{ai}_{t-1} + \beta_2^{\widehat{ai}'} \widehat{x}_{t-1} + \beta_{2D}^{\widehat{ai}'} D_{t-1}^{\widehat{x}} \widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{ai}'}(L) \widehat{reer}_{t-1} \\ & + \beta_{3D}^{\widehat{ai}'}(L) D_{t-1}^{\widehat{reer}} \widehat{reer}_{t-1} + \beta_4^{\widehat{ai}'} \widehat{rel}_{ait-1}, \end{aligned} \quad (14)$$

где:

\widehat{ci}'_t – скорректированный разрыв циклической инфляции в месяц t;

\widehat{ai}'_t – скорректированный разрыв ациклической инфляции в месяц t.

Представленные выше модели сформулированы таким образом, что в уравнениях могут присутствовать лаги не только зависимой переменной, но и валютного курса, что позволяет избавиться от автокорреляции остатков. Для остальных переменных сохраняется только первый лаг.

Как и на этапе проведения декомпозиции, шок общего уровня цен будет определяться как остаток уравнения (10), а скорректированные разрывы ЦИ и АИ как остатки следующих уравнений:

$$\hat{c}_t = c + \rho_1^{\hat{c}} shkcpit DP_t + \rho_2^{\hat{c}} shkcpit DN_t \quad (15)$$

$$\hat{a}_t = c + \rho_1^{\hat{a}} shkcpit DP_t + \rho_2^{\hat{a}} shkcpit DN_t . \quad (16)$$

Отметим, что такая корректировка на шоки при оценке коэффициентов нелинейной кривой Филлипса хотя и показала хорошие результаты (Овечкин, 2025), но не является распространенной при оценке коэффициентов нелинейной кривой Филлипса. Это связано с тем, что в опубликованных работах, посвященных нелинейной связи инфляции и деловой активности, исследователи не проводят декомпозицию и в качестве зависимой переменной используют инфляцию общего уровня цен. Для модели с такой зависимой переменной более подходящей аппроксимацией инфляционного шока является разность между общим (headline) и базовым (core) индексами (пример: Benigno & Eggertsson, 2023): предполагается, что если в период t общий индекс вырос значительно сильнее базового, то в этот период произошел положительный инфляционный шок, и наоборот. В таблице 1 представлены наиболее крупные инфляционные шоки в российской экономике и соответствующие этим шокам ИПЦ, базовый ИПЦ, а также разность между ними. Согласно представленным данным, разность между ИПЦ и базовым ИПЦ ведет себя не так, как предполагается в зарубежных исследованиях, использующих подобные разности для контроля шоков. Не наблюдается никакого значительного превосходства ИПЦ над базовым ИПЦ в шоковые периоды. Более того, в марте 2023 г. и апреле 2023 г. эта разность стала заметно отрицательной. Таким образом, обсуждаемый показатель (разность между общим и базовым индексами) не является подходящим для контроля инфляционных шоков в российских условиях.

Таблица 1

Инфляционные шоки, ИПЦ и базовый ИПЦ

Дата	ИПЦ (% м/м с.к.)	Базовый ИПЦ (%) м/м с.к.)	ИПЦ минус базовый ИПЦ
Ноябрь 2014	1,16	0,96	0,2
Декабрь 2014	2,33	2,57	-0,24
Январь 2015	3,53	3,42	0,11
Февраль 2015	2,08	2,37	-0,28
Март 2022	7,5	8,94	-1,44
Апрель 2022	1,52	2,06	-0,54

3. Данные и методы оценки трендов, разрывов и коэффициентов уравнений регрессии

Источником данных по сезонно сглаженному ИПЦ и его компонентам, а также по индексу реального эффективного валютного курса является сайт Банка России. Месячные темпы роста валютного курса переведены в базисный индекс (к декабрю 2004 г.). Источником данных по весу компонент ИПЦ является Росстат. В качестве показателя деловой активности используется месячный прокси-ВВП, рассчитываемый Департаментом исследований и прогнозирования Банка России.

Для оценки тренда и разрыва выпуска, валютного курса и относительных цен применяется двухсторонний фильтр Ходрика – Прескотта. Предварительно эти переменные прологарифмированы и умножены на 100.

Что касается тренда инфляции общего уровня цен, то в научной литературе для его оценки могут быть использованы статистические фильтры (Зубарев, 2018), а также медианное значение компонент индекса общего уровня цен (Крамков, 2023). Кроме того, в качестве прокси инфляционного тренда могут быть использованы долгосрочные инфляционные ожидания аналитиков (Faust and Wright, 2013). Последний подход обладает полезным при прогнозировании преимуществом: при смене режима денежно-кредитной политики аналитики могут оперативно сменить свои прогнозы, в то время как оценки статистических фильтров достигнут заявленной центральным банком цели только после фактического изменения инфляции. Поэтому, вслед за Faust and Wright (2013) в данном исследовании тренд инфляции общего уровня цен будет аппроксимирован долгосрочными ожиданиями аналитиков. Дополнительным аргументом к использованию такого прокси инфляционного тренда является исследование Hasenzagl et al. (2022), авторы которого подчеркивают, что для правильной оценки связи инфляции и деловой активности необходимо наличие в модели тренда инфляции, выведенного из долгосрочных ожиданий. Источником данных по инфляционным ожиданиям аналитиков является [консенсус-прогноз НИУ ВШЭ](#). В качестве долгосрочных используются актуальные на месяц t -ожидания (переведенные в месячное выражение) по инфляции на конец последнего опросного года. Так, например, если в доступном на декабрь 2024 г. опросе ожидания по индексу потребительских цен на самый дальний временной горизонт составили 3,9%, то тренд ИПЦ принимается равным 0,319%. Так как опросы ежеквартальные, то месяцам внутри кварталов присваивалось одинаковое значение.

В исследованиях с использованием дезагрегированной инфляционной статистики (Faust and Wright, 2013; Крамков, 2023) трендовую часть инфляции разных компонент

ценового индекса часто аппроксимируют одной и той же переменной – трендом инфляции общего уровня цен. Такой подход упрощает моделирование и прогноз, но не является удовлетворительным с точки зрения наблюдаемой динамики инфляции. Так, например, во многих экономиках инфляция в услугах выше, чем в товарах (Ferrara, 2019). В данной работе будет предпринята попытка моделирования разной динамики инфляционных трендов. Итак, инфляционные тренды разных товаров и услуг можно представить, как сумму тренда ИПЦ (аппроксимируемого долгосрочными инфляционными ожиданиями) и определенной премии, которая может быть положительной или отрицательной для разных компонент ценового индекса:

$$\bar{\pi}_{it} = \bar{cpi}_t + prem_{it}, \quad (17)$$

где:

$prem_{it}$ – трендовая премия для i -ой компоненты ИПЦ.

Для аппроксимации этой премии в данной статье предлагается использование статистических фильтров к фактическим данным. Тренды, полученные при помощи статистических фильтров, с опозданием реагируют на структурные сдвиги инфляции общего уровня цен, но, предположительно, могут ухватить стабильную разность инфляции разных товаров и услуг. Так, уравнение для премии будет выглядеть следующим образом:

$$prem_{it} = \pi_{it}^* - cpi_t^*, \quad (18)$$

где:

π_{it}^* – сглаженное статистическим фильтром значение инфляции i -го товара или услуги в месяц t ;

cpi_t^* – сглаженное статистическим фильтром значение ИПЦ в месяц t .

Тренды для ЦИ и АИ рассчитываются аналогичным образом:

$$\bar{ci}_t = \bar{cpi}_t + ci_t^* - cpi_t^* \quad (19)$$

$$\bar{ai}_t = \bar{cpi}_t + ai_t^* - cpi_t^*, \quad (20)$$

где:

ci_t^* – сглаженное статистическим фильтром значение циклической инфляции в месяц t ;

ai_t^* – сглаженное статистическим фильтром значение ациклической инфляции в месяц t .

Для получения значений π_{it}^* , cpi_t^* , ci_t^* и ai_t^* в данной работе используется двухсторонний фильтр Ходрика – Прескотта.

Для оценок коэффициентов всех уравнений применяется МНК со стандартными ошибками в форме Ньюи – Уэста. При этом «ширина окна» при оценке ковариационной

матрицы не задается экзогенно, а выбирается автоматически по критерию Шварца. Также на основе критерия Шварца выбирается количество лагов в ARDL-моделях.

4. Результаты оценки коэффициентов нелинейной кривой Филлипса

Чтобы проверить устойчивость нелинейной корреляции деловой активности и инфляции, кривые Филлипса оценивались на трех выборках. Первая выборка начинается в январе 2005 г. и заканчивается в декабре 2013 года. Оценка коэффициентов на такой выборке интересна тем, что в центре внимания оказывается период, когда Банк России активно готовился, но еще не перешел к таргетированию инфляции. При этом в данную выборку еще не входят крупные инфляционные шоки конца 2014 года. Вторая выборка начинается в январе 2005 г. и заканчивается в декабре 2019 г. (до начала пандемии COVID-19). Полная выборка начинается в январе 2005 г. и заканчивается в феврале 2025 года. Процедура декомпозиции, а также оценка разрывов и трендов проводилась на каждой выборке отдельно. Результаты оценки коэффициентов нелинейной кривой Филлипса отдельно для ЦИ и АИ представлены в таблице 2.

Таблица 2

Оценка коэффициентов перед разрывом выпуска для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14))

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{C}I'}$	-0,003	-0,008	0,0177**
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{C}I'}$	0,079***	0,109***	0,0889***
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{A}I'}$	-0,037***	-0,007	-9,16E-05
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{A}I'}$	0,059***	0,0327**	0,0203

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%.

Значимый на уровне 1% коэффициент нелинейной связи разрыва выпуска и циклической инфляции наблюдается на каждой из исследуемых выборок. Коэффициент перед нелинейным разрывом выпуска для АИ оказался статистически значимым на двух подвыборках: январь 2005 – декабрь 2013 г. и январь 2005 – декабрь 2019 года. Однако на полной выборке статистическая значимость $\beta_{2D}^{\hat{A}I'}$ исчезает. То есть нелинейная связь разрыва выпуска и инфляции оказывается устойчивой характеристикой экономики России. Ее можно обнаружить в данных разных выборках. Так, например, на полной выборке, если условия

нелинейности не выполняются, то в ответ на рост разрыва выпуска в размере 1 п.п. месячная циклическая инфляция ускоряется на 0,0177 процентного пункта. При выполнении условий нелинейности ЦИ дополнительно ускоряется на 0,0889, а полная реакция ЦИ на рост разрыва выпуска, рассчитанная как сумма коэффициентов $\beta_2^{\hat{c}\nu}$ и $\beta_{2D}^{\hat{c}\nu}$, равна 0,1066. В то же время месячная ациклическая инфляция незначимо реагирует на рост разрыва выпуска при невыполнении условия нелинейности. Если же условие нелинейности выполняется, то АИ в ответ на рост разрыва выпуска в размере 1 п.п. ускоряется дополнительно на 0,0203 процентного пункта. Полная реакция АИ на рост выпуска (сумма коэффициентов $\beta_2^{\hat{a}\nu}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}\nu}$) также составляет 0,0203.

Обнаружение значимой (по крайней мере на подвыборках) смены наклона КФ для ациклической инфляции является интересным результатом, который, к сожалению, не поддается сравнению с имеющимися работами, так как на момент публикации данного исследования оценки нелинейной кривой Филлипса с ЦИ и АИ в качестве зависимых переменных не проводились. Если исследователи как-то проверяют связь ЦИ и АИ с разрывом выпуска, то делают это через оценку коэффициентов линейной кривой Филлипса (Lian and Freitag, 2022; Овечкин, 2025). Тем не менее, определяя ЦИ и АИ, авторы стараются придерживаться «мягкости»: так, Shapiro (2022) определяет циклическую и ациклическую инфляцию как более и менее чувствительную к деловой активности, что не исключает получение значимого коэффициента перед разрывом выпуска в регрессии с АИ. Представленные в таблице 2 результаты соответствуют такому нежесткому определению: разрыв выпуска всегда сильнее влияет на ЦИ и слабее на АИ. На каждой выборке сумма коэффициентов $\beta_2^{\hat{c}\nu}$ и $\beta_{2D}^{\hat{c}\nu}$ больше суммы коэффициентов $\beta_2^{\hat{a}\nu}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}\nu}$. Это может свидетельствовать о том, что декомпозиция проведена верно. Для дополнительной проверки проведенной декомпозиции проведем регрессии уравнений (13) и (14), исключив из них разрыв выпуска, умноженный на дамми-переменную. Результаты представлены в таблице 3.

Таблица 3

Оценка коэффициентов перед разрывом выпуска для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14) с исключением переменной $D_{t-1}^{\hat{x}} \hat{x}_{t-1}$)

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{c}\nu}$	0,045***	0,034*	0,039***
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{c}\nu}$	-	-	-
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{a}\nu}$	0,0016	0,009	0,007

Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{a}I}$	-	-	-
---	---	---	---

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%.

В соответствии с (Lian and Freitag, 2022; Овечкин, 2025) при оценке коэффициентов линейной кривой Филлипса ЦИ показывает статистически значимую связь с линейным разрывом выпуска. В то же время для АИ связь оказывается незначимой. Совпадение этих результатов с имеющимися в опубликованной литературе также свидетельствует в пользу того, что декомпозиция проведена верно. А представленные в таблице 2 результаты можно объяснить предположением о том, что при одновременно высокой инфляции и положительном разрыве выпуска шоки спроса настолько велики, что этот прилив поднимает все корабли, но в разной степени: ЦИ ускоряется намного сильнее, чем АИ.

Связь деловой активности со всем индексом потребительских цен можно оценить как взвешенную (в качестве весов используются доли ЦИ и АИ в ИПЦ) сумму коэффициентов $\beta_2^{\hat{c}I}$ и $\beta_2^{\hat{a}I}$, а также $\beta_{2D}^{\hat{c}I}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}I}$. Результаты представлены в таблице 4.

Таблица 4

Взвешенная сумма коэффициентов перед деловой активностью

Выборка	Январь 2005-декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005-февраль 2025
доля ЦИ в ИПЦ на последний месяц выборки	58,85%	52,06%	58,41%
доля АИ в ИПЦ на последний месяц выборки	41,15%	47,94%	41,59%
взвешенная сумма коэффициентов $\beta_2^{\hat{c}I}$ и $\beta_2^{\hat{a}I}$ (линейная связь деловой активности и ИПЦ)	-0,017	-0,0075	0,0103
взвешенная сумма коэффициентов $\beta_{2D}^{\hat{c}I}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}I}$ (дополнительная связь деловой активности и ИПЦ при выполнении условий нелинейности)	0,071	0,0724	0,0604

Как было показано ранее, абсолютное значение коэффициентов $\beta_{2D}^{\hat{c}I}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}I}$ заметно менялось. Можно было предположить, что и нелинейная связь деловой активности и инфляции общего уровня цен будет изменчивой. Тем не менее за счет подвижности в весах ЦИ и АИ в ИПЦ, сумма коэффициентов $\beta_{2D}^{\hat{c}I}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}I}$ остается относительно стабильной: 0,071 на первой выборке, 0,0724 на второй выборке и 0,0604 на третьей выборке.

Сравним, насколько отличается оценка коэффициентов кривой Филлипса по ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14)), от оценок коэффициентов кривой Филлипса, примененной по

отношению к агрегированному ИПЦ. Для сопоставимости сравнения уравнение КФ для ИПЦ будет, как в случае с КФ для ЦИ и АИ, представлять собой ARDL-модель:

$$\widehat{cpi}_t = c + \beta_1^{\widehat{cpi}}(L)\widehat{cpi}_{t-1} + \beta_2^{\widehat{cpi}}\widehat{x}_{t-1} + \beta_{2D}^{\widehat{cpi}}D_{t-1}\widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{cpi}}(L)\widehat{reer}_{t-1} + \beta_{3D}^{\widehat{cpi}}(L)D_{t-1}\widehat{reer}_{t-1} \quad (21)$$

Результаты представлены в таблице 5. Коэффициент $\beta_{2D}^{\widehat{cpi}}$ показал статистическую значимость на выборках январь 2005 – декабрь 2013 г. и январь 2005 – декабрь 2019 г., но оказался незначимым на выборке январь 2005 – февраль 2025 года. Кроме того, отмечается нестабильность его абсолютного значения: $\beta_{2D}^{\widehat{cpi}}$ составил 0,106 на первой выборке, 0,0389 на второй выборке и 0,107 на третьей выборке. Также можно отметить нестабильное поведение коэффициента $\beta_2^{\widehat{cpi}}$. Если, оцененный отдельно по ЦИ и АИ, он оказался близким к 0 на всех рассматриваемых выборках, то в случае регрессии уравнения (21), коэффициент $\beta_2^{\widehat{cpi}}$ оказался значимо отрицательным на выборке январь 2005 – декабрь 2013 года.

Таблица 5

Оценка коэффициентов перед деловой активностью для ИПЦ (уравнение (21))

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\widehat{cpi}}$ (линейная связь деловой активности и ИПЦ)	-0,059**	-0,0008	0,0112
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\widehat{cpi}}$ (дополнительная связь деловой активности и ИПЦ при выполнении условий нелинейности)	0,106***	0,0389***	0,107

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%.

Таким образом, в данном разделе подтверждена гипотеза о наличии нелинейной связи деловой активности и ИПЦ: корреляция инфляции общего уровня и динамики разрыва выпуска значимо увеличивается, когда разрыв выпуска больше 0 и инфляция выше долгосрочных ожиданий аналитиков. Этот результат оказывается относительно стабильным на разных выборках, если проведена декомпозиция ИПЦ, а связь оценена отдельно для ЦИ и АИ по представленной в данном исследовании методике. Без предварительной декомпозиции также можно обнаружить нелинейную связь инфляции деловой активности, однако оценки коэффициентов при линейном и нелинейном разрывах выпуска не отличаются такой же устойчивостью к смене выборки. Далее проверим, позволит ли учет нелинейности улучшить качество прогноза.

5. Методика прогноза

В данной работе будет использован рекурсивный подход к прогнозированию. При таком подходе оценивается модель прогноза на 1 период вперед, а прогнозы инфляции на большее число периодов (в данном исследовании – до 12 включительно) получаются подстановкой в модель полученных прогнозов на предшествующие периоды. Декомпозиция ИПЦ (проводится по представленной в пункте 2 методике) и оценка коэффициентов прогнозных уравнений будет производиться на тренировочной выборке, а прогноз и его проверка производятся на тестовой. В качестве первой тренировочной выборки используется период с января 2005 г. по декабрь 2011 года. Полная выборка включает в себя данные с января 2005 г. по февраль 2025 года.

После того как будут сделаны прогнозы на все исследуемые горизонты, тренировочная выборка расширяется на 1 месяц вперед. Таким образом будет получено 158 прогнозных точек для прогноза на 1 месяц вперед, 157 прогнозных точек для прогноза на 2 месяца вперед, 156 прогнозных точек для прогноза на 3 месяца вперед, 155 прогнозных точек для прогноза на 4 месяца вперед, 154 прогнозные точки для прогноза на 5 месяцев вперед, 153 прогнозные точки для прогноза на 6 месяцев вперед, 152 прогнозные точки для прогноза на 7 месяцев вперед, 151 прогнозная точка для прогноза на 8 месяцев вперед, 150 прогнозных точек для прогноза на 9 месяцев вперед, 149 прогнозных точек для прогноза на 10 месяцев вперед, 148 прогнозных точек для прогноза на 11 месяцев вперед, 147 прогнозных точек для прогноза на 12 месяцев вперед.

Коэффициенты прогнозных уравнений переоцениваются каждый раз, когда расширяется выборка. Однако проведение декомпозиции с такой частотой представляется несколько излишним. По мнению автора, оптимальным является проведение декомпозиции ИПЦ на ЦИ и АИ один раз в год каждый декабрь.

В исследовании будут использованы уже представленные ранее ARDL-модели: 1) КФ для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14); 2) КФ для агрегированного ИПЦ (уравнение (21)). Как было показано ранее, оценки нелинейной корреляции разрыва выпуска и ИПЦ этих моделей существенно отличаются. Представляется интересным сравнить, насколько отличия в оценке коэффициентов нелинейной КФ повлияют на прогнозную точность.

Для сравнения прогнозной точности линейной и нелинейной КФ будут составлены прогнозы по такому уравнению, в котором корреляция разрыва выпуска и ИПЦ строго линейна:

$$\widehat{cpi}_t = c + \beta_1^{\widehat{cp}l}(L)\widehat{cpi}_{t-1} + \beta_2^{\widehat{cp}l}\widehat{x}_{t-1} + \beta_3^{\widehat{cp}l}(L)\widehat{reer}_{t-1} + \beta_{3D}^{\widehat{cp}l}(L)\widehat{D}_{t-1}^{reer}\widehat{reer}_{t-1} \quad (22)$$

Традиционно прогнозная точность КФ сравнивается с простыми моделями, в которых используется только информация о прошлой инфляции. Поэтому последняя прогнозная модель не будет содержать в качестве регрессоров деловую активность и валютный курс, а показатель инфляции будет представлять собой привычный индекс потребительских цен без вычитания тренда:

$$cpi_t = c + \beta_1^{cpi}(L)cpi_{t-1} \quad (23)$$

Спецификация представленных выше прогнозных уравнений предполагает наличие прогнозных значений деловой активности и валютного курса. В работах по прогнозированию инфляции по кривым Филлипса факторы инфляции часто прогнозируются отдельными простыми авторегрессионными уравнениями. Поэтому в данном исследовании деловая активность и разрыв валютного курса будут прогнозироваться отдельными ARDL-моделями, в которых единственными регрессорами выступят лаги зависимых переменных:

$$\hat{x}_t = c + \beta_1^{\hat{x}}(L)\hat{x}_{t-1} \quad (24)$$

$$\widehat{reer}_t = c + \beta_1^{\widehat{reer}}(L)\widehat{reer}_{t-1} \quad (25)$$

Уравнения (13) и (14) описывают динамику скорректированных разрывов ЦИ и АИ. Как отмечалось в разделе 2, скорректированные ЦИ и АИ – это остатки уравнений (15) и (16). Чтобы перейти от прогнозов скорректированных разрывов к прогнозу обычных разрывов, необходимо, согласно уравнениям (15) и (16), прибавить константы и прогнозы переменной $shkcri$, умноженные на соответствующие коэффициенты. Так как переменная $shkcri$ представляет собой шок ИПЦ с нулевым математическим ожиданием, то ее прогнозные значения просто будут приравнены к 0. Что касается констант, то их значения, полученные после оценки уравнений (15) и (16) на тренировочной выборке, будут продлеваться на тестовую выборку.

Чтобы из прогнозных значений разрывов получить прогнозы темпов прироста, необходимо к первым прибавить прогнозные значения трендов. Для трендов ЦИ, АИ и ИПЦ не предусмотрено отдельных прогнозных уравнений: их прогнозные значения в периодах $t+1 - t+12$ будут приравнены к фактическому значению в периоде t .

Чтобы получить прогноз разрыва относительных цен, необходимо отдельное прогнозное уравнение для трендовой части, а прогноз уровня относительных цен может быть посчитан через прогнозные значения ЦИ, АИ и ИПЦ. Прогнозное уравнение тренда относительных цен представляет собой следующую ARDL-модель:

$$d(\overline{rel}_{cit}, 2) = c + \beta_1^{\overline{rel}_{ci}}(L)d(\overline{rel}_{cit-1}, 2) \quad (26)$$

$$d(\overline{rel}_{ait}, 2) = c + \beta_1^{\overline{rel}_{ai}}(L)d(\overline{rel}_{ait-1}, 2), \quad (27)$$

где:

$d(\overline{rel}_{cit}, 2)$ – вторая разность тренда относительных цен для циклических компонент в месяц t ;

$d(\overline{rel}_{ait}, 2)$ – вторая разность тренда относительных цен для ациклических компонент в месяц t .

Взятие второй разности обусловлено тем, что данные переменные являются интегрированными второго порядка.

Таким образом, в данном исследовании будет проведено сравнение нескольких прогнозных моделей:

Модель 1. Дезагрегированный (или покомпонентный по ЦИ и АИ) прогноз по КФ с нелинейной связью разрыва выпуска и инфляции (далее – ДНКФ), уравнения (13) и (14).

Модель 2. Агрегированный прогноз ИПЦ по КФ с нелинейной связью разрыва выпуска и инфляции (далее – АНКФ), уравнение (21);

Модель 3. Агрегированный прогноз ИПЦ по КФ с линейной связью разрыва выпуска и инфляции (далее – АЛКФ), уравнение (22);

Модель 4. Агрегированный прогноз ИПЦ без разрыва выпуска и валютного курса в прогнозной модели (далее – бенчмарк), уравнение (23).

В качестве показателя ошибки в данной работе используется средняя абсолютная ошибка (MAE). Чтобы проверить значимость различия в ошибках будет проведен тест Диболда – Мариано (Diebold and Mariano, 1995) с поправками для малой выборки (HLN adjusted). Нулевая гипотеза – бенчмарк и другие прогнозные модели имеют одинаковую точность прогноза (по абсолютной ошибке). Альтернативная гипотеза – точность бенчмарка и других прогнозных моделей – различается. Так как модель-бенчмарк не содержит никаких инфляционных трендов, то для сопоставимости сравнения ошибки будут посчитаны для прогнозных ИПЦ в виде % м/м с.к., а не разности ИПЦ и тренда.

Оценка коэффициентов прогнозных моделей будет произведена при помощи МНК со стандартными ошибками в форме Нью-Уэста, а количество лагов во всех прогнозных моделях подбирается автоматически по критерию Шварца.

6. Результаты прогноза по нелинейной кривой Филлипса

Результаты сравнения прогнозных моделей представлены в таблице 6. Агрегированный прогноз ИПЦ по линейной КФ и простая ARDL-модель не имеют значимых различий в точности ни на одном горизонте прогнозирования. Этот результат согласуется с исследованиями, авторы которых не обнаруживают никакого значимого превосходства линейной кривой Филлипса по сравнению с простыми авторегрессионными моделями.

АНКФ показывает себя несколько лучше. На долгосрочных горизонтах прогноз по нелинейной КФ оказывается значимо точнее бенчмарка. Уже на этом этапе сравнения можно сделать вывод о том, что учет нелинейной связи разрыва выпуска и инфляции позволил улучшить прогнозную точность, по крайней мере на горизонте 10–12 месяцев.

Наилучшие результаты показывает дезагрегированный прогноз ИПЦ по ЦИ. Декомпозиция повышает прогнозную точность КФ с нелинейной связью разрыва выпуска и инфляции: ДНКФ оказывается значимо точнее бенчмарка на всех прогнозных горизонтах, кроме $t+1$. Относительно высокая точность ДНКФ может быть связана с тем, что дезагрегированный прогноз ИПЦ по нелинейным КФ для ЦИ и АИ сочетает несколько преимуществ:

1. Учет нелинейной связи инфляции и разрыва выпуска повышает относительную прогнозную точность на дальних горизонтах даже без предварительной декомпозиции ИПЦ.

2. Методика декомпозиции, используемая в данной работе, позволяет получить более точную оценку коэффициентов перед деловой активностью.

3. Оценки нелинейной связи деловой активности и ИПЦ по отдельным КФ для ЦИ и АИ показали свою стабильность на разных выборках (таблица 4). Clark and McCracken (2006) постулируют стабильность коэффициентов перед деловой активностью в качестве ключевого условия высокой точности прогнозов по кривой Филлипса.

Таблица 6

Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк (ARDL)
t+1	0,256 (95,38%)	0,287 (106,76%)	0,290 (107,99%)	0,268
t+2	0,300* (85,01%)	0,370 (104,83%)	0,374 (106,04%)	0,353
t+3	0,318** (83,18%)	0,400 (104,61%)	0,407 (106,27%)	0,383
t+4	0,324** (82,13%)	0,405 (102,72%)	0,414 (105,01%)	0,395
t+5	0,336**	0,406	0,408	0,396

	(84,82%)	(102,51%)	(103,08%)	
t+6	0,344** (87,28%)	0,408 (103,43%)	0,410 (104,07%)	0,394
t+7	0,342** (86,76%)	0,403 (102,22%)	0,409 (104,02%)	0,394
t+8	0,344** (87,20%)	0,389 (98,74%)	0,409 (103,70%)	0,394
t+9	0,344** (87,14%)	0,384 (97,19%)	0,402 (101,60%)	0,395
t+10	0,338*** (85,14%)	0,376** (94,66%)	0,398 (100,33%)	0,397
t+11	0,332*** (83,53%)	0,370*** (93,21%)	0,397 (100,00%)	0,397
t+12	0,328*** (82,50%)	0,373*** (93,89%)	0,395 (99,39%)	0,397

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%. В скобках указано процентное соотношение MAE моделей к MAE бенчмарка.

В целом для всех моделей наблюдается схожий паттерн: MAE кривых Филлипса относительно простой ARDL-модели снижается с увеличением прогнозного горизонта. Этот долгосрочный выигрыш может объясняться тем, что кривые Филлипса оказались более точными в предсказании времени сходимости инфляции к своему долгосрочному тренду. Такой результат встречается в литературе. Так, например, согласно представленным в таблице 1 работы Dotsey et al. (2018) результатам, на горизонте 2 кварталов RMSE кривой Филлипса выше бенчмарка (IMA) на 9,8% (1,748 против 1,592), а на горизонте 8 кварталов – только на 1,6% (1,811 против 1,782).

Для верификации гипотезы о зависимости прогнозной силы от фазы делового цикла проведем сравнительный анализ точности моделей в условиях положительного и отрицательного разрывов выпуска. Для этого на полной выборке двухсторонним фильтром Ходрика – Прескотта оценим разрыв выпуска. Затем пересчитаем средние ошибки таким образом, чтобы в формулу расчета MAE попали только те прогнозные значения, которые пришли на периоды с положительным/отрицательным разрывом выпуска.

Результаты для прогнозных точек с отрицательным разрывом выпуска представлены в таблице 7. Если на всей выборке не наблюдалось значимых различий в точности АЛКФ и бенчмарка, то, когда экономика на спаде, агрегированный прогноз ИПЦ по линейной КФ выигрывает на долгосрочном горизонте (10–12 месяцев). Добавление нелинейности несколько улучшило качество прогноза: АНКФ оказывается точнее бенчмарка на горизонте 9–12

месяцев. Точность дезагрегированного прогноза ИПЦ по ЦИ и АИ (ДНКФ) также повышается, когда экономика на спаде.

Таблица 7

Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза (отрицательный разрыв выпуска в прогнозных точках)

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк
t+1	0,219 (71,11%)	0,344 (111,15%)	0,355 (114,83%)	0,309
t+2	0,299** (66,66%)	0,472 (105,07%)	0,487 (108,59%)	0,449
t+3	0,313*** (63,66%)	0,518 (105,51%)	0,542 (110,32%)	0,491
t+4	0,307*** (60,64%)	0,515 (101,72%)	0,539 (106,55%)	0,507
t+5	0,309*** (62,50%)	0,499 (100,98%)	0,519 (104,83%)	0,495
t+6	0,319*** (66,48%)	0,473 (98,48%)	0,504 (104,98%)	0,479
t+7	0,304*** (64,75%)	0,455 (96,73%)	0,486 (103,37%)	0,469
t+8	0,306*** (66,51%)	0,431 (93,74%)	0,461 (100,19%)	0,459
t+9	0,305*** (67,48%)	0,409** (90,39%)	0,429 (94,97%)	0,452
t+10	0,295*** (65,58%)	0,389*** (86,54%)	0,416* (92,46%)	0,449
t+11	0,285*** (63,70%)	0,377*** (84,23%)	0,408*** (91,23%)	0,447
t+12	0,279*** (62,62%)	0,381*** (85,28%)	0,413*** (92,55%)	0,447

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано:
*** - 1%, ** - 5%, * - 10%. В скобках указано процентное соотношение МАЕ моделей к МАЕ бенчмарка.

Результаты для прогнозных точек с положительным разрывом выпуска представлены в таблице 8. Когда экономика на подъеме, АЛКФ оказывается значимо менее точным по сравнению с простой ARDL-моделью на горизонтах 7–12 месяцев. АНКФ проигрывает бенчмарку на горизонтах 6 и 7 месяцев. ДНКФ показал значимо меньшую точность только на самом коротком горизонте.

Таблица 8

Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза (положительный разрыв выпуска в прогнозных точках)

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк
t+1	0,279** (114,22%)	0,252 (103,36%)	0,251 (102,68%)	0,244
t+2	0,301 (102,34%)	0,307 (104,59%)	0,304 (103,63%)	0,294
t+3	0,321 (102,22%)	0,326 (103,73%)	0,322 (102,31%)	0,315
t+4	0,335 (103,36%)	0,336 (103,71%)	0,335 (103,49%)	0,324
t+5	0,352 (106,01%)	0,346 (103,96%)	0,337 (101,42%)	0,332
t+6	0,360 (106,28%)	0,366* (107,95%)	0,350 (103,23%)	0,339
t+7	0,366 (106,34%)	0,369** (107,11%)	0,360* (104,61%)	0,344
t+8	0,369 (105,04%)	0,362 (103,05%)	0,375*** (106,73%)	0,351
t+9	0,370 (103,75%)	0,368 (102,93%)	0,383** (107,19%)	0,357
t+10	0,367 (101,55%)	0,366 (101,48%)	0,386** (106,94%)	0,361
t+11	0,364 (100,20%)	0,366 (100,76%)	0,386** (106,26%)	0,363
t+12	0,364 (100,27%)	0,368 (101,18%)	0,382** (105,19%)	0,363

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано:

*** -1%, ** -5%, * -10%. В скобках указано процентное соотношение МАЕ-моделей к МАЕ бенчмарка.

7. Проверка робастности

В данном разделе будут даны ответы на следующие вопросы: 1) устойчивы ли полученные результаты к смене метода оценки трендов; 2) сохраняется ли нелинейная связь разрыва выпуска и инфляции, а также высокая прогностическая способность нелинейной кривой Филлипса, если определить условия нелинейности по-другому; 3) насколько оценки связи ЦИ и АИ и деловой активности чувствительны к контролю на шоки; 4) сохраняется ли значимая нелинейность кривой Филлипса при сдвиге левой границы выборки; 5) насколько полученные результаты подвержены влиянию инфляционных выбросов 2014, 2015 и 2022 годов.

Для ответа на первый вопрос проведенные в пунктах 4 и 5 процедура оценки коэффициентов и прогнозирование были повторены с альтернативным способом выделения

трендовой компоненты. Требуется проверка робастности полученных результатов, так как фильтру Ходрика – Прескотта присущ ряд недостатков, которые могут повлиять на полученный результат: смещения значений на концах выборки, зависимость от выбора параметра сглаживания λ , способность искусственно создавать циклические колебания в данных, которые представляют собой случайное блуждание (Hamilton, 2018).

Несмотря на релевантную критику фильтра Ходрика – Прескотта, предложенная Hamilton (2018) альтернатива в данной работе использоваться не будет. Moura (2024), используя те же данные, что и Hamilton (2018), показал, что фильтр Гамильтона обладает такими же недостатками (например, так же может создавать циклические паттерны в данных, которые представляют собой случайное блуждание). Также Moura (2024) показывает, что тренд, полученный фильтром Гамильтона, может практически полностью повторять тренд, полученный фильтром Ходрика – Прескотта, просто с двухгодовой задержкой. Как следствие, такой тренд может выглядеть неправдоподобно с точки зрения экономического смысла. Так, Hall and Thomson (2021), Dritsaki and Dritsaki (2022) применяют фильтр Гамильтона к ВВП и показывают, что оцененный потенциальный выпуск устойчиво растет во время глубоких кризисов и начинает падать, когда экономика уже начала восстанавливаться.

Таким образом, использование фильтра Гамильтона не только не устраняет недостатки НР, но и вносит новые, поэтому он не будет применяться в данной работе. В качестве альтернативы фильтру Ходрика – Прескотта в данной работе будет использован полиномиальный тренд. При этом для всех переменных используется единая кубическая спецификация:

$$y_t = c + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3, \quad (28)$$

где:

y_t – переменная, подвергаемая детрендированию;

t – индекс времени.

Выбор полинома третьей степени обусловлен тем, что он является компромиссом между гибкостью и стабильностью. Он позволяет уловить не только линейные и квадратичные тренды, но и более сложные, S-образные изменения, при этом избегая излишней волатильности, присущей полиномам более высоких степеней.

Оценки коэффициентов нелинейной кривой Филлипса по отношению к циклической и ациклической инфляции на трех выборках представлены в таблице 9. Как и в базовой спецификации, при выполнении условий нелинейности и циклическая, и ациклическая

инфляция значимо реагируют на изменение разрыва выпуска (при этом первая реагирует намного сильнее). В отличие от базовой спецификации коэффициент $\beta_{2D}^{\widehat{a}l'}$ оказался значимым при проведении регрессии на полной выборке.

Таблица 9

Оценка коэффициентов перед разрывом выпуска для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14)),
полиномиальные тренды

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\widehat{c}u'}$	-0,0006	-0,003	0,003
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\widehat{c}u'}$	0,095***	0,097***	0,098***
Оценка коэффициента $\beta_2^{\widehat{a}l'}$	-0,023***	-0,001	0,003
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\widehat{a}l'}$	0,054***	0,027***	0,026***

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%.

В таблице 10 представлена связь деловой активности и всего индекса потребительских цен как взвешенная сумма коэффициентов $\beta_2^{\widehat{c}u'}$ и $\beta_2^{\widehat{a}l'}$, а также $\beta_{2D}^{\widehat{c}u'}$ и $\beta_{2D}^{\widehat{a}l'}$. Сравнивая результаты, представленные в таблицах 10 и 4, можно заметить, что смена метода выделения тренда довольно заметно отразилась на результатах декомпозиции: при использовании полиномиального тренда доля ЦИ в ИПЦ растет более выраженно. В целом суммы бета-коэффициентов не имеют существенных различий по сравнению с базовой спецификацией. Выделяется только сумма $\beta_{2D}^{\widehat{c}u'}$ и $\beta_{2D}^{\widehat{a}l'}$ на выборке январь 2005 – декабрь 2019 г., которая при использовании полиномиального тренда равна 0,056, а при детрендировании фильтром Ходрика – Прескотта – 0,0724.

Таблица 10

Взвешенная сумма коэффициентов перед деловой активностью (полиномиальные
тренды)

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
доля ЦИ в ИПЦ на последний месяц выборки	44,37%	41,78%	61,24%
доля АИ в ИПЦ на последний месяц выборки	55,63%	58,22%	38,76%
взвешенная сумма коэффициентов $\beta_2^{\widehat{c}u'}$ и $\beta_2^{\widehat{a}l'}$ (линейная связь деловой активности и ИПЦ)	-0,013	-0,0018	0,003

взвешенная сумма коэффициентов $\beta_{2D}^{\hat{c}u}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}u}$ (дополнительная связь деловой активности и ИПЦ при выполнении условий нелинейности)	0,072	0,056	0,07
---	-------	-------	------

Таким образом, вывод о статистически значимой нелинейной связи разрыва выпуска и инфляции подтверждается и при использовании принципиально иного метода детрендирования. Наблюдаемые количественные расхождения в оценках коэффициентов являются ожидаемыми и обусловлены различиями в методологии выделения трендовой компоненты. Однако их несущественный характер подтверждает робастность полученных выводов.

Чтобы проверить, повлияла ли смена метода оценки тренда на прогнозную точность, сравним результаты агрегированных и дезагрегированных прогнозов по линейной и нелинейной кривым Филлипса, используя те же самые прогнозные модели, что и в разделе 5. Отметим, что, как и при применении фильтра Ходрика - Прескотта, при использовании полиномиального тренда идет контроль на утечку информации из будущего (look-ahead bias). Уравнение (28) оценивается строго на тренировочной выборке без «подглядывания» в тестовую. Как и ранее, тренды и разрывы либо прогнозируются отдельными уравнениями, либо фиксируются на своем последнем наблюдении в тестовой выборке. Также отметим, что смена метода оценки тренда потребовала лишь одного изменения в моделях: в уравнениях (26) и (27) тренды относительных цен будут представлены в виде четвертой, а не второй разности. Результаты представлены в таблице 11.

Таблица 11

Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза (полиномиальные тренды)

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк
t+1	0,258 (95,99%)	0,282 (104,97%)	0,280 (104,13%)	0,268
t+2	0,295* (83,65%)	0,343 (97,14%)	0,350 (99,13%)	0,353
t+3	0,308*** (80,42%)	0,347** (90,6%)	0,355 (92,67%)	0,383
t+4	0,314*** (79,65%)	0,361** (91,56%)	0,369 (93,39%)	0,395
t+5	0,313*** (79,2%)	0,363* (91,76%)	0,362* (91,52%)	0,396
t+6	0,325*** (82,37%)	0,374 (94,77%)	0,371 (94,05%)	0,394
t+7	0,323*** (81,93%)	0,376 (95,54%)	0,376 (95,39%)	0,394
t+8	0,319***	0,375	0,382	0,394

	(80,83%)	(95,02%)	(96,82%)	
t+9	0,319*** (80,77%)	0,379 (95,8%)	0,384 (97,07%)	0,395
t+10	0,321*** (80,96%)	0,375** (94,54%)	0,389 (98,04%)	0,397
t+11	0,323*** (81,36%)	0,375** (94,43%)	0,391 (98,37%)	0,397
t+12	0,326*** (81,98%)	0,374*** (94,03%)	0,392 (98,75%)	0,397

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано:

*** - 1%, ** - 5%, * - 10%. В скобках указано процентное соотношение MAE-моделей к MAE бенчмарка.

По сравнению с таблицей 6, представленные в таблице 11 MAE оказались ниже для всех прогнозных моделей. Это может быть связано с тем, что оценка трендовой составляющей стала более точной. Смена способа оценки тренда хотя и повысила прогнозную точность всех кривых Филлипса, но не изменила иерархию: самым точным относительно простой ARDL-модели оказался ДНКФ, вторым по точности – АНКФ, а агрегированный прогноз по линейной кривой Филлипса (АЛКФ) показал значительно меньшую ошибку по сравнению с бенчмарком только на горизонте 5 месяцев. Таким образом, ответ на первый вопрос о робастности к методу выделения тренда является положительным.

Для ответа на второй вопрос мы повторим процедуру декомпозиции ИПЦ, оценки коэффициентов кривой Филлипса и прогнозирования с использованием фильтра Ходрика – Прескотта, но с измененными условиями нелинейности. Ранее в статье предполагалось, что кривая Филлипса становится более крутой при положительном разрыве выпуска и высокой инфляции одновременно. В данном разделе будет исследовано, достаточно ли только положительного разрыва выпуска для того, чтобы кривая Филлипса стала более крутой. То есть во всех уравнениях дамми-переменная $D^{\hat{x}}$ будет принимать значение 1, когда \hat{x} больше 0, а \widehat{cr}_t не будет приниматься во внимание.

В таблице 12 представлены оценки коэффициентов нелинейной кривой Филлипса по отношению к ЦИ и АИ, когда ориентиром для дамми-переменной является только разрыв выпуска. Изменение условия нелинейности привело к незначительному изменению абсолютных оценок коэффициентов. Что касается их статистической значимости, то для $\beta_2^{\hat{cr}_t}$ и $\beta_{2D}^{\hat{cr}_t}$ по сравнению с базовой спецификацией не наблюдается изменений ни на одной выборке. Статистическая значимость коэффициента $\beta_2^{\widehat{ai}_t}$ по сравнению с базовой спецификацией снизилась на выборке январь 2005 – декабрь 2013 г. и не изменилась на других выборках. Значимость коэффициента, отражающего нелинейную связь разрыва выпуска и ациклической

инфляции, несколько снизилась на выборке январь 2005 – декабрь 2019 г. и выросла на выборке январь 2005 – февраль 2025 года. Как и в базовой спецификации, при выполнении условий нелинейности ЦИ ускоряется намного сильнее, чем АИ.

Таблица 12

Оценка коэффициентов перед разрывом выпуска для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14), условие нелинейности – только положительный разрыв выпуска

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{C}I}$	-0,006	-0,008	0,026**
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{C}I}$	0,084***	0,096***	0,097***
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{A}I}$	-0,023*	-0,006	-0,0001
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{A}I}$	0,048***	0,0399*	0,028*

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%.

Как представлено в таблице 13, абсолютные значения коэффициентов остались близкими к базовой спецификации.

Таблица 13

Взвешенная сумма коэффициентов перед деловой активностью (условие нелинейности – только положительный разрыв выпуска)

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
доля ЦИ в ИПЦ на последний месяц выборки	48,47%	57,52%	47,09%
доля АИ в ИПЦ на последний месяц выборки	51,53%	42,48%	52,91%
взвешенная сумма коэффициентов $\beta_2^{\hat{C}I}$ и $\beta_2^{\hat{A}I}$ (линейная связь деловой активности на ИПЦ)	-0,014	-0,007	0,012
взвешенная сумма коэффициентов $\beta_{2D}^{\hat{C}I}$ и $\beta_{2D}^{\hat{A}I}$ (дополнительное связь деловой активности и ИПЦ при выполнении условий нелинейности)	0,065	0,072	0,0605

Оценка прогнозной точности кривых Филлипса при измененном условии нелинейности представлена в таблице 14. Прогнозная точность АЛКФ не изменилась, так как смена условий

нелинейности по определению не влияет на прогноз по линейной кривой Филлипса. Что касается прогнозов по нелинейным кривым Филлипса, то после смены условия нелинейности значительного изменения точности ДНКФ и АНКФ не наблюдается. Иерархия прогнозных моделей сохранилась: АНКФ точнее, чем АЛКФ, а ДНКФ точнее, чем АНКФ.

Таблица 14

Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза (условие нелинейности – только положительный разрыв выпуска)

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк
t+1	0,276 (102,78%)	0,291 (108,42%)	0,290 (107,99%)	0,268
t+2	0,316 (89,47%)	0,374 (106,0%)	0,374 (106,04%)	0,353
t+3	0,323** (84,36%)	0,407 (106,32%)	0,407 (106,27%)	0,383
t+4	0,324*** (82,03%)	0,411 (104,17%)	0,414 (105,01%)	0,395
t+5	0,335** (84,67%)	0,406 (102,59%)	0,408 (103,08%)	0,396
t+6	0,343** (87,03%)	0,409 (103,78%)	0,410 (104,07%)	0,394
t+7	0,339*** (86,10%)	0,404 (102,58%)	0,409 (104,02%)	0,394
t+8	0,340*** (86,14%)	0,393 (99,66%)	0,409 (103,70%)	0,394
t+9	0,340*** (86,15%)	0,387 (97,89%)	0,402 (101,60%)	0,395
t+10	0,333*** (83,95%)	0,378** (95,30%)	0,398 (100,33%)	0,397
t+11	0,329*** (82,92%)	0,373** (94,03%)	0,397 (100,00%)	0,397
t+12	0,330*** (83,03%)	0,376** (94,56%)	0,395 (99,39%)	0,397

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано:

*** -1%, ** -5%, * -10%. В скобках указано процентное соотношение МАЕ моделей к МАЕ бенчмарка.

Для ответа на третий вопрос необходимо оценить коэффициенты уравнений (13) и (14) так, чтобы зависимыми переменными были нескорректированные на шоки ЦИ и АИ (при этом ряды ЦИ и АИ также будут получены по представленной в пункте 2 методике с коррекцией на шоки и с использованием фильтра Ходрика – Прескотта). Результаты представлены в таблице 15.

Таблица 15

Оценка коэффициентов перед разрывом выпуска для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14)
без коррекции ЦИ и АИ на шоки ИПЦ)

Выборка	Январь 2005 – декабрь 2013	Январь 2005 – декабрь 2019	Январь 2005 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{C}_l}$	-0,021	-0,014*	0,002
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{C}_l}$	0,088***	0,094***	0,105*
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{A}_l}$	-0,089**	0,001	-0,015
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{A}_l}$	0,094**	0,015	0,074

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** -1%, ** -5%, * -10%.

Отсутствие контроля на шоки ожидаемо изменило абсолютные значения коэффициентов. Несмотря на это, полученный вывод о наличии значимой нелинейной связи разрыва выпуска и инфляции подтверждается. Циклическая инфляция всегда ускоряется сильнее в ответ на рост разрыва выпуска, если он больше 0, а ИПЦ выше своего долгосрочного тренда: коэффициент $\beta_{2D}^{\hat{C}_l}$ оказывается статистически значимым на всех выборках (на выборке январь 2005 – февраль 2025 г. значимость снижается до 10% уровня), а его абсолютное значение не демонстрирует слишком резких колебаний. Наиболее заметные изменения от отсутствия контроля на шоки наблюдаются в оценке коэффициентов для уравнения ациклической инфляции. Изменение наклона кривой Филлипса для АИ все также наблюдается, что можно заметить по сохранившему положительное значение коэффициенту $\beta_{2D}^{\hat{A}_l}$. Однако на выборках январь 2005 – декабрь 2019 г. и январь 2005 – февраль 2025 г. он перестал быть статистически значимым.

Метрика точности дезагрегированного прогноза по нелинейной кривой Филлипса без коррекции ЦИ и АИ на шоки представлена в таблице 16. Прогнозная ошибка ДНКФ заметно выросла по сравнению с представленными в таблице 6 результатами. Дезагрегированный прогноз ИПЦ по ЦИ и АИ без контроля шоков на тренировочной выборке показывает значимо большую ошибку относительно бенчмарка на горизонте $t+1$ и значимо меньшую ошибку на горизонтах $t+9 - t+12$.

Таблица 16

Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза (ДНКФ без коррекции ЦИ и АИ на шоки ИПЦ)

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк
t+1	0,298* (111,02%)	0,287 (106,76%)	0,290 (107,99%)	0,268
t+2	0,359 (101,73%)	0,370 (104,83%)	0,374 (106,04%)	0,353
t+3	0,399 (104,35%)	0,400 (104,61%)	0,407 (106,27%)	0,383
t+4	0,409 (103,59%)	0,405 (102,72%)	0,414 (105,01%)	0,395
t+5	0,417 (105,37%)	0,406 (102,51%)	0,408 (103,08%)	0,396
t+6	0,409 (103,70%)	0,408 (103,43%)	0,410 (104,07%)	0,394
t+7	0,399 (101,28%)	0,403 (102,22%)	0,409 (104,02%)	0,394
t+8	0,378 (95,84%)	0,389 (98,74%)	0,409 (103,70%)	0,394
t+9	0,369*** (93,45%)	0,384 (97,19%)	0,402 (101,60%)	0,395
t+10	0,358*** (90,12%)	0,376** (94,66%)	0,398 (100,33%)	0,397
t+11	0,348*** (87,66%)	0,370*** (93,21%)	0,397 (100,00%)	0,397
t+12	0,347*** (87,41%)	0,373*** (93,89%)	0,395 (99,39%)	0,397

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано:

*** -1%, ** -5%, * -10%. В скобках указано процентное соотношение МАЕ-моделей к МАЕ бенчмарка.

Для ответа на четвертый вопрос будет проведена декомпозиция ИПЦ и оценка коэффициентов уравнений (13) и (14) со сдвигом левой границы выборки. Как было показано во введении, до проведения регрессионного анализа можно визуально выделить несколько периодов смены корреляции ИПЦ и разрыва выпуска:

- 1) январь 2005 – декабрь 2006 – период оклонулевой корреляции;
- 2) январь 2007 – декабрь 2008 – период положительной корреляции;
- 3) январь 2009 – декабрь 2010 – период отрицательной корреляции;
- 4) январь 2011 – декабрь 2014 – период положительной корреляции;
- 5) январь 2015 – декабрь 2020 – период отрицательной корреляции;
- 6) январь 2021 – февраль 2025 – период положительной корреляции.

Результаты представлены в таблице 17.

Таблица 17
Оценка коэффициентов перед разрывом выпуска для ЦИ и АИ (уравнения (13) и (14)
со сдвигом левой границы выборки

Выборка	Январь 2005 – февраль 2025 (полная выборка)	Январь 2007 – февраль 2025	Январь 2009 – февраль 2025	Январь 2011 – февраль 2025	Январь 2015 – февраль 2025
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{c}u}$	0,0177**	0,017**	0,023*	0,023*	0,057
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{c}u}$	0,0889***	0,094***	0,167**	0,215***	0,299***
Оценка коэффициента $\beta_2^{\hat{a}u}$	-9,16E-05	0,006	0,005	0,009	0,0048
Оценка коэффициента $\beta_{2D}^{\hat{a}u}$	0,0203	0,02	0,014	-0,009	-0,0125

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости: *** - 1%, ** - 5%, * - 10%.

Статистическая значимость коэффициентов перед нелинейным разрывом выпуска ($\beta_{2D}^{\hat{c}u}$ и $\beta_{2D}^{\hat{a}u}$) не меняется при сдвиге левой границы выборки. Однако, что является ожидаемым при изменении выборки, меняется абсолютное значение коэффициентов: $\beta_{2D}^{\hat{c}u}$ последовательно растет, а $\beta_{2D}^{\hat{a}u}$, напротив, снижается.

Для ответа на пятый вопрос проведем переоценку средних абсолютных ошибок с исключением тех наблюдений, в которых ИПЦ наиболее высок: ноябрь 2014, декабрь 2014, январь 2015, февраль 2015, март 2022, апрель 2022 (см. таблицу 1). Результаты представлены в таблице 18.

Таблица 18
Модели и МАЕ-метрики точности их прогноза (без учета выбросов 2014, 2015 и 2022 гг.)

Прогнозная точка	Модель			
	ДНКФ	АНКФ	АЛКФ	Бенчмарк
t+1	0,188 (106,59%)	0,198 (111,74%)	0,203* (114,7%)	0,177
t+2	0,223* (78,98%)	0,304 (107,56%)	0,31 (109,88%)	0,283
t+3	0,23*** (74,98%)	0,323 (105,35%)	0,333 (108,54%)	0,307

t+4	0,227*** (71,57%)	0,325 (102,38%)	0,336 (105,94%)	0,317
t+5	0,235*** (73,59%)	0,325 (101,69%)	0,330 (103,2%)	0,319
t+6	0,243*** (76,08%)	0,328 (102,8%)	0,333 (104,58%)	0,319
t+7	0,239*** (74,61%)	0,323 (102,24%)	0,335 (104,65%)	0,319
t+8	0,234*** (73,75%)	0,303 (95,49%)	0,330 (104,04%)	0,318
t+9	0,231*** (72,43%)	0,297* (93,12%)	0,322 (101,06%)	0,319
t+10	0,219*** (68,63%)	0,288*** (89,72%)	0,318 (99,22%)	0,321
t+11	0,212*** (66,04%)	0,282*** (87,85%)	0,315 (98,09%)	0,321
t+12	0,212*** (65,97%)	0,285*** (88,72%)	0,315 (98,26%)	0,321

Примечание. Звездочками обозначены уровни значимости теста Диболда – Мариано:
*** - 1%, ** - 5%, * - 10%. В скобках указано процентное соотношение MAE моделей к MAE бенчмарка.

Исключение выбросов ожидаемо снизило прогнозные ошибки всех моделей. Тем не менее полученные выводы по поводу относительной точности моделей не изменились. Нелинейная спецификация кривой Филлипса оказывается точнее линейной. Кроме того, ее ошибка прогноза снижается, если проведена декомпозиция и прогноз ИПЦ осуществлен отдельно по ЦИ и АИ с использованием представленных в исследовании прогнозных уравнений.

Таким образом, можно сделать вывод о робастности полученных результатов. При смене способа оценки трендов и условия нелинейности сохраняется значимая нелинейная связь инфляции и деловой активности, а также относительно высокая прогнозная точность нелинейной кривой Филлипса с предварительной декомпозицией ИПЦ. Результаты регрессии ЦИ и АИ без контроля на шоки свидетельствуют в пользу того, что нелинейная корреляция инфляции и деловой активности не является специфическим результатом этой процедуры. Хотя значимая смена наклона кривой Филлипса (по крайней мере для ЦИ) не исчезает, полученные без коррекции на шоки оценки коэффициентов позволяют получить значительно меньшую относительно бенчмарка ошибку только на горизонте 9–12 месяцев. При сдвиге левой границы выборки нелинейная корреляция разрыва выпуска и инфляции обнаруживается, но значение коэффициентов заметно меняется. При удалении инфляционных

выбросов все прогнозные модели ожидаемо становятся точнее, сохраняя свою иерархию: АНКФ точнее АЛКФ, а ДНКФ точнее АНКФ.

8. Заключение

В работе проведена оценка КФ с нелинейной связью деловой активности и инфляции. Обзор имеющейся литературы показывает, что нелинейность может возникать при условии высокого уровня деловой активности и (или) высокой инфляции. Полученные для других стран результаты подтверждаются на российских данных: корреляция между разрывом выпуска и инфляцией потребительских цен значимо увеличивается, если разрыв выпуска положительный и ИПЦ выше своего долгосрочного тренда. При этом нелинейная связь оказывается относительно стабильной на разных выборках. Для ее обнаружения необходима предварительная декомпозиция ИПЦ на циклическую и ациклическую составляющие по представленной в исследовании методике.

Учет нелинейной связи инфляции и деловой активности помогает повысить точность прогноза. Без проведения декомпозиции нелинейная кривая Филлипса (АНКФ) оказывается значимо точнее бенчмарка только на долгосрочном горизонте (10–12 месяцев). Если декомпозиция была проведена, то нелинейная КФ оказывается точнее простой ARDL-модели практически на всех рассмотренных в исследовании горизонтах прогнозирования.

Дополнительно была проверена гипотеза о зависимости точности прогноза по кривой Филлипса от фазы делового цикла. Исследования показывают, что в сравнении с простыми авторегрессионными моделями прогноз на основе КФ оказывается более точным, когда экономика на спаде, и менее точной, когда экономика на подъеме. Эта гипотеза подтвердилась в отношении России. При этом в периоды спада иерархия рассмотренных моделей сохраняется: нелинейная КФ с декомпозицией ИПЦ оказывается наиболее точной, а линейная КФ – наименее.

Полученные результаты демонстрируют устойчивость к изменениям базовой спецификации. Статистически значимое изменение наклона кривой Филлипса, а также превосходство в точности дезагрегированного прогноза ИПЦ на основе нелинейных кривых Филлипса сохраняются при замене метода оценки тренда (полиномиальный тренд вместо фильтра Ходрика – Прескотта) и при изменении условия нелинейности (использование только положительного разрыва выпуска вместо комбинации с положительным отклонением ИПЦ от тренда). Значимая нелинейная связь разрыва выпуска и инфляции (по крайней мере ее циклической компоненты) обнаруживается при сдвиге границы выборки слева и справа.

Исключение инфляционных выбросов не меняет результатов исследования. Кроме того, значимая связь между разрывом выпуска и циклической инфляцией сохраняется без применяемой процедуры контроля на шоки ИПЦ, а повышенная по сравнению с альтернативами точность дезагрегированного прогноза сохраняется на промежутке 9–12 месяцев.

Данное исследование ограничено определенными рамками, а потому обладает направлениями для дальнейшего развития. Представленный подход к декомпозиции и оценке коэффициентов нелинейной кривой Филлипса обладает потенциалом к интеграции в структурные и полуструктурные модели. Кроме того, данное исследование может быть адаптировано на региональный уровень. Также выявленную нелинейность можно интегрировать в фильтр Калмана, который оценивает разрыв выпуска или безработицы исходя из их связи с инфляцией.

Список литературы

- Андреев А. (2019). Исследование асимметрии и нелинейности переноса динамики обменного курса в инфляцию. Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях, (45).
- Жураковский В.П., Новопашина А.Н., Тарантаев А.Д. (2021). Региональная разнородность эффекта переноса валютного курса на инфляцию. Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях.
- Зубарев А.В. (2018). Об оценке кривой Филлипса для российской экономики. Экономический журнал Высшей школы экономики, 22 (1), 40–58.
- Иноземцев Е.С., Кротова Ю.И. (2024). Кривая Филлипса с пространственными эффектами на данных регионов России. Журнал Новой экономической ассоциации, 2 (63), 35–56.
- Картаев Ф.С., Беседовская М.Н. (2023). Полезна ли кривая Филлипса для прогнозирования инфляции в России? Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика, (6), 24–43.
- Крамков В. (2023). Улучшает ли учет компонентов ИПЦ качество прогнозов инфляции? Банк России. Серия докладов Банка России об экономических исследованиях, (112).
- Овечкин Д. (2025). Декомпозиция индекса потребительских цен на циклическую и ациклическую составляющие. Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях, (149).
- Хабибулин Р. (2019). Какие показатели разрывов выпуска и реальной деловой активности позволяют прогнозировать инфляцию в России? Серия докладов Банка России об экономических исследованиях, (50).
- Ang A., Bekaert G., Wei M. (2007). Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? Journal of monetary Economics, 54 (4), 1163–1212.
- Atkeson A., Ohanian L. E. (2001). Are Phillips curves useful for forecasting inflation? Federal Reserve bank of Minneapolis quarterly review, 25 (1), 2–11.
- Benigno P., Eggertsson G. B. (2023). It's baaack: The surge in inflation in the 2020s and the return of the non-linear phillips curve (No. w31197). National Bureau of Economic Research.
- Birmingham C., D'Agostino A., 2014. Understanding and forecasting aggregate and disaggregate price dynamics. Empirical Economics 46, 765–788.
- Blanco A., Boar C. Jones, C. Midrigan, V. (2024). Non-linear inflation dynamics in menu cost economies (No. w32094). National Bureau of Economic Research.
- Clark T.E., McCracken M.W. (2006). The predictive content of the output gap for inflation: Resolving in-sample and out-of-sample evidence. Journal of Money, Credit and Banking, 1127–1148.
- Cogley T., Sbordone A.M. (2008). Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the New Keynesian Phillips curve. American Economic Review, 98 (5), 2101–2126.
- Diebold F.X., Mariano R.S. (1999). Comparing predictive accuracy. Business Cycles: Durations, Dynamics, and Forecasting; Princeton University Press: Princeton, NJ, USA.

- Dotsey M., Fujita S., Stark T. (2018). Do Phillips curves conditionally help to forecast inflation? 55th issue (September 2018) of the International Journal of Central Banking.
- Dritsaki M., & Dritsaki C. (2022). Comparison of HP Filter and the Hamilton's Regression. Mathematics, 10 (8), 1237.
- Ehrmann M., Ferrucci G., Lenza M., O'Brien D. (2018). Measures of underlying inflation for the euro area. Economic Bulletin Articles, 4.
- Faust J., Wright J., 2013. Forecasting Inflation (Handbook of Economic Forecasting). Elsevier.
- Ferrara L. (2019). What is behind the change in the gap between services price inflation and goods price inflation? Economic Bulletin Boxes, 5.
- Forbes K., Gagnon J., Collins C. G. (2021). Low inflation bends the Phillips curve around the world (No. w29323). National Bureau of Economic Research.
- Führer J.C., Olivei G. (2010). The role of expectations and output in the inflation process: an empirical assessment. FRB of Boston Public Policy Brief, (10–2).
- Gagnon J., Sarsenbayev M. (2022). 25 years of excess unemployment in advanced economies: Lessons for monetary policy. Peterson Institute for International Economics Working Paper, (22–17).
- Hall V.B., Thomson R.G. (2021). “Does Hamilton's OLS Regression Provide a Better Alternative to the Hodrick-Prescott Filter? A New Zealand Business Cycle Perspective”. Journal of Business Cycle Research, 17 (2), 151–183.
- Hamilton J.D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. Review of Economics and Statistics, 100(5), 831–843.
- Hasenzagl T., Pellegrino F., Reichlin L., Ricco G. (2022). A Model of the Fed's View on Inflation. Review of Economics and Statistics, 104 (4), 686–704.
- Huh H.S., Lee H.H., Lee N. (2009). Nonlinear Phillips curve, NAIRU and monetary policy rules. Empirical Economics, 37 (1), 131–151.
- Karadi P., Nakov A., Nuno G., Pasten E., Thaler D. (2025). Strike while the iron is hot: optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve.
- Lian W., Freitag A. (2022). Inflation Dynamics in Advanced Economies: A Decomposition into Cyclical and Non-Cyclical Factors. International Monetary Fund.
- Moura A. (2024). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. A Comment on Hamilton (The Review of Economics and Statistics, 2018). Journal of Comments and Replications in Economics (JCRE), 3, 1–17.
- Saul S. (2021). Do global output gaps help forecast inflation in Russia (No. 85). Bank of Russia working paper series.
- Shapiro A.H. (2022). A simple framework to monitor inflation. Federal Reserve Bank of San Francisco