

## Сезонная корректировка недельных оценок индекса потребительских цен

Родион Ринатович Латыпов

Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, г. Москва, Россия

*В статье рассматриваются методы исключения сезонности во временных рядах недельных данных индекса потребительских цен (ИПЦ), публикуемых Росстатом. Показано, что влияние сезонного фактора на недельные оценки ИПЦ и его компонентов затрудняет анализ их динамики, в связи с чем обосновывается необходимость сезонной корректировки индекса. Подчеркивается, что проблема сезонного сглаживания временных рядов ИПЦ с недельной частотой в российской экономической литературе ранее не изучалась.*

*Целью работы является определение оптимальных методов сезонной корректировки недельных оценок ИПЦ на основе сравнительного анализа распространенных в мировой практике моделей с использованием как прямого (корректировка индекса в целом), так и непрямого (покомпонентная корректировка) подходов. Задачи исследования включают изучение возможностей применения моделей MoveReg, Prophet и STL для устранения влияния сезонности на динамику недельных оценок ИПЦ и его компонентов; проверку при помощи автокорреляционных функций, а также статистического теста Льюнга – Бокса (LB-тест) и его модифицированного варианта (QS-тест) результативности использования моделей и выбор наиболее предпочтительной из них. Экспериментальное тестирование моделей проводилось на данных Росстата, в том числе информации о еженедельных средних потребительских ценах на отдельные товары и услуги, за которыми ведется наблюдение при расчете недельного ИПЦ, за период с июля 2017 г. по декабрь 2024 г.*

*Установлено, что для устранения влияния сезонности на недельные оценки ИПЦ целесообразно использовать прямой подход, применяемый к индексу в целом, а не к его отдельным компонентам. В качестве наиболее предпочтительной модели по результатам исследования определена модель STL, так как она менее подвержена «переобучению» по сравнению с двумя другими моделями, что позволяет избежать избыточного устранения сезонности.*

**Ключевые слова:** индекс потребительских цен (ИПЦ), недельные оценки ИПЦ, сезонность в недельных временных рядах, сезонная корректировка ИПЦ, метод сезонной корректировки, прямой подход к устранению сезонности, не прямой подход к сезонной корректировке.

JEL: C02, C12, E31.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2025-32-3-51-61>.

*Для цитирования:* Латыпов Р.Р. Сезонная корректировка недельных оценок индекса потребительских цен. Вопросы статистики. 2025;32(3):51–61.

## Seasonal Adjustment of Weekly Consumer Price Index Estimates

Rodion R. Latypov

Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia

*The article covers methods for removing seasonality from weekly consumer price index (CPI) figures, published by Rosstat. The impact of the seasonal factor on weekly CPI estimates and its components complicates the analysis of their dynamics. The paper, therefore, substantiates the need for seasonal adjustment of the index. In the Russian economic literature, the issue of removing a seasonal component from the CPI weekly frequency has never been examined before.*

*The study aims to determine the best methods for seasonal adjustment of weekly CPI estimates based on a comparative analysis of models applied universally using direct (adjustment of the entire index) and indirect (adjustment of constituent parts) approaches. Study objectives include considering application of the MoveReg, Prophet, and STL (Seasonal-Trend decomposition using Locally estimated scatterplot smoothing) models to eliminate seasonality influence on the weekly CPI and its components dynamics; testing the models effectiveness using autocorrelation functions, as well as the Ljung-Box statistical test and its modified version (QS test) and choosing the most preferable one. Experimental model testing was carried out on Rosstat data, including information on prices for individual goods and services as part of the weekly CPI from July 2017 to December 2024.*

*The study determined that to eliminate the influence of seasonality on weekly CPI estimates, it is appropriate to use the direct approach, applied to the entire index rather than to each of its constituent parts separately. Based on the study's findings, the STL model was found to be the most preferable one, as it is less likely to «overfit» compared to the other two models. This reduces the risk of excessive seasonality reduction.*

**Keywords:** consumer price index (CPI), weekly CPI estimates, seasonality in weekly time series, seasonal CPI adjustment, seasonal adjustment method, direct approach to seasonality elimination, indirect approach to seasonality elimination.

JEL: C02, C12, E31.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2025-32-3-51-61>.

*For citation:* Latypov R.R. Seasonal Adjustment of Weekly Consumer Price Index Estimates. *Voprosy Statistiki*. 2025;32(3):51–61. (In Russ.)

## Введение

Еженедельная статистика является наиболее оперативным источником информации, особенно когда официальные месячные или квартальные данные публикуются с задержкой. К таким значимым и своевременным с информационной точки зрения индикаторам можно отнести недельные оценки индекса потребительских цен (далее – ИПЦ).

Недельные оценки ИПЦ – это еженедельно рассчитываемый Росстатом индекс потребительских цен на основе наблюдения за ценами по более узкому набору товаров и услуг, чем тот, который используется для его ежемесячного измерения. Так, например, в течение большей части 2024 г. оценки недельного ИПЦ рассчитывались на основе информации, собираемой в ходе наблюдения за ценами на 110 товаров и услуг, тогда как публикуемый на ежемесячной основе ИПЦ рассчитывался по набору из более чем 550 товаров и услуг.

Несмотря на то, что недельные оценки ИПЦ формируются на базе сокращенного набора товаров (услуг)-представителей, они тем не менее хорошо выполняют роль опережающего индикатора для ИПЦ, публикуемого на ежемесячной основе, и дают представление о текущей динамике цен. Согласно методологии Росстата<sup>1</sup>, статистическое ведомство производит дооценку недельного ИПЦ на ненаблюдаемые товары и услуги, в том числе для того чтобы его динамика была как можно ближе к динамике месячного индекса.

Кроме того, недельные оценки потребительских цен не остаются без внимания Минэкономразвития России, которое комментирует их динамику в бюллетене «О текущей ценовой ситуации»<sup>2</sup> и подчеркивает их значение для анализа.

Фактор сезонности идентифицируется как в динамике цен многих товаров (услуг)-представителей, так и в недельном индексе в целом, поэтому он может исказить интерпретацию текущей динамики недельного ИПЦ. По аналогии

с временными рядами, формируемыми с месячной и квартальной частотой, еженедельные ряды также должны очищаться от сезонности. Проблема устранения сезонного фактора в недельных данных в российской литературе не рассматривалась, что определяет новизну настоящего исследования.

Цель работы состоит в выявлении оптимального метода устранения сезонности в недельных оценках ИПЦ с использованием распространенных в мировой практике моделей и на основе сравнительного анализа прямого (применительно к индексу в целом) и непрямого (покомпонентного) подходов. Задачи исследования включают коррекцию на сезонность динамики как недельного ИПЦ в целом, так и отдельных его компонентов и определение наиболее предпочтительной для этих целей одной из трех моделей: *MoveReg*, *Prophet* или *STL (Seasonal-Trend decomposition using Locally estimated scatterplot smoothing)*. Сопутствующей задачей выступает выявление сезонного фактора в недельных рядах ИПЦ с применением статистического теста Льюнга – Бокса и его модификации – *QS*-теста.

## Обзор литературы

Анализ динамики макропоказателей, включая ИПЦ, как правило, сопровождается их сезонной корректировкой. В работе [1] подробно рассматриваются особенности сезонной корректировки ИПЦ, ее принципы и методы реализации, позволяющие повысить качество определения и интерпретации значимых краткосрочных колебаний в динамике потребительских цен. Обсуждению значения коррекции ИПЦ на сезонность для денежно-кредитной политики посвящена аналитическая записка Департамента исследований и прогнозирования Банка России<sup>3</sup>.

Литературы, в которой бы рассматривались методы реализации сезонной корректировки недельных оценок ИПЦ, публикуемых Росстатом, обнаружить не удалось.

<sup>1</sup> Федеральная служба государственной статистики (Росстат). Об утверждении Официальной статистической методологии наблюдения за потребительскими ценами на товары и услуги и расчета индексов потребительских цен. URL: [https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/Prikaz\\_915\\_15122021.pdf](https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/Prikaz_915_15122021.pdf) (дата обращения 07.05.2025).

<sup>2</sup> Министерство экономического развития Российской Федерации. Экономические обзоры «О текущей ценовой ситуации». URL: [https://economy.gov.ru/material/directions/makroec/ekonomicheskie\\_obzory/](https://economy.gov.ru/material/directions/makroec/ekonomicheskie_obzory/) (дата обращения 07.05.2025).

<sup>3</sup> Банк России. О значении сезонной корректировки ИПЦ для денежно-кредитной политики. Аналитическая записка Департамента исследований и прогнозирования Банка России. М.: Банк России, 2018. URL: [https://www.cbr.ru/Content/Document/File/59720/analytic\\_note\\_181221\\_dip.pdf](https://www.cbr.ru/Content/Document/File/59720/analytic_note_181221_dip.pdf) (дата обращения 07.05.2025).

Среди зарубежных публикаций выделим работу исследователей из Банка Канады [2], в которой сравниваются наиболее популярные методы устранения сезонности в рядах еженедельных данных, а именно применение моделей *MoveReg*, *FAM* (*Fractional Airline Model*), *Prophet* и *MSTL* (*Multiple Seasonal-Trend decomposition using Locally estimated scatterplot smoothing*). Авторы приходят к выводу о том, что использование модели *MoveReg*, согласно формальным статистическим тестам, позволяет лучше справиться с задачей устранения сезонности, однако не нужно ограничиваться единственным методом.

В обзоре Федерального бюро статистики труда США [3] рассматриваются модели *MoveReg*, *FAM* и *SSM* для коррекции недельных временных рядов на сезонность. В руководстве Евростата<sup>4</sup>, посвященном сезонной корректировке временных рядов, в части о методах работы с недельными данными рассматривается модель *STL*. Более ранние исследования, например [4], основывались на использовании фильтров в пространстве состояния, но подобные подходы не получили распространения в мировой практике.

В недельном ИПЦ, рассчитываемом Росстатом, фактор сезонности можно идентифицировать. Это означает, что он может исказить представление и выводы о динамике индекса. Таким образом, возникает повод для начала дискуссии о методах устранения сезонности в недельных оценках ИПЦ.

### Данные и методы исследования

**Данные.** В исследовании использованы данные о еженедельных средних потребительских ценах на отдельные товары и услуги, публикуемые Росстатом с июля 2017 г. по декабрь 2024 г. (в 2024 г. недельные оценки ИПЦ рассчитывались по 110 компонентам).

Три модели (описание которых приводится далее) применялись ко всем компонентам недельного ИПЦ, если это было возможно (при условии, что история наблюдений за компонентом не менее трех лет). Состав потребительской корзины для оценки недельного ИПЦ достаточно часто изменялся. Например, в 2025 г. был пере-

смотрен набор лекарств, за ценами на которые Росстат вел наблюдение: активированный уголь, пенталгин, лизобакт и трекрезан были заменены на анальгетики, аллохол, эргоферон и поливитамины. Из 110 товаров и услуг, динамика цен на которые отслеживалась Росстатом в течение 2024 г., только для 85 было достаточное количество наблюдений, чтобы устранить сезонность в колебаниях цен на них.

**Модель *MoveReg*.** Описание модели содержится в рабочем документе Федерального бюро статистики труда США [5]. Модель представляет собой взвешенную регрессию на моды с частотами, кратными 365 (количеству дней в году):

$$y = X\beta + e,$$

$$X_s(t, 2, j-1) = \sin(2\pi ij/365),$$

$$X_s(t, 2, j) = \cos(2\pi ij/365),$$

где  $X$  – стек матриц  $X_s$ ;  $i = i(s, t)$  – день года  $s$ , в который заканчивается неделя  $t$ ;  $s$  – номер года;  $j = 1, 2, \dots, p/2$ ;  $t$  варьируется от 1 до 52 или 53.

Тогда сезонная компонента:

$$y_s = X_s(X'X)^{-1} \sum_i w_i X'_i y_i,$$

где  $w$  – веса взвешенной регрессии.

**Модель *Prophet*.** Описание модели *Prophet* содержится в [6]. Она может являться как аддитивной, так и мультипликативной регрессионной моделью, раскладывающей ряд на тренд, сезонный и календарные факторы. В случае аддитивной регрессии:

$$P(t) = g(t) + s(t) + h(t) + \varepsilon_t,$$

где  $P(t)$  – индекс цены на товар (услугу)-представитель,  $g$  – кусочно-линейный тренд,  $s(t)$  – сезонный фактор,  $s(t) = \sum_{i=1}^n (a_i \sin(\frac{2\pi it}{T}) + b_i \cos(\frac{2\pi it}{T}))$ ,  $h(t)$  – календарный фактор,  $\varepsilon_t$  – шум.

В случае мультипликативной регрессии:

$$P(t) = g(t) \times s(t) \times \varepsilon_t.$$

<sup>4</sup> Eurostat. Handbook on Seasonal Adjustment. Luxembourg: European Union, 2018. URL: <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/ks-gq-18-001> (дата обращения 07.05.2025).

**Модель Seasonal-Trend decomposition using Locally estimated scatterplot smoothing (STL).** Описание модели приведено в [7]. Модель раскладывает временной ряд на тренд, сезонный фактор и остаточный член с помощью метода LOESS (локального сглаживания) [8], который по сути является фильтром Савицкого – Голея [9]:

$$P(t) = T(t) + S(t) + R(t),$$

где  $P(t)$  – индекс цены товара (услуги)-представителя,  $T(t)$  – тренд,  $S(t)$  – сезонный фактор,  $R(t)$  – остаточный член.

Существует модификация модели – *MSTL* [10].

**Статистические тесты для идентификации сезонности.** Для идентификации сезонности используются два теста: Льюнга – Бокса [11] (далее – *LB*-тест) и его модификация – *QS*-тест:

$$LB = n(n+2) \sum_{k \in \{51, 52, 53, 103, 104, 105\}} \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k},$$

$$QS = n(n+2) \sum_{k \in \{51, 52, 53, 103, 104, 105\}} \frac{\max(0, \hat{\rho}_k^2)}{n-k},$$

где  $\hat{\rho}_k^2$  – автокорреляционная функция временного ряда  $\{\pi_t\}$  на лаге  $k$ ,  $n$  – число наблюдений.

Тест интуитивно прост. При наличии сезонности временной ряд и его годовой (52 недели назад) и двухлетний лаги, скорее всего, будут положительно скоррелированы. В настоящей работе допускается, что при наличии сезонности наблюдения могут быть положительно скоррелированы не только с лагом 52 недели, но и с лагами 51, 53, 103, 104 и 105, во-первых, из-за нерегулярности отчетных дат (например, в 2023 г. отчеты выходили за даты с 1 по 9 января, с 10 по 16 января; в 2024 г. – с 1 по 9 января, с 10 по 15 января; в 2025 г. – с 1 по 9 января, с 10 по 13 января, с 14 по 20 января, причем подобное расхождение и далее в течение года накапливается), а во-вторых, в случаях, если сезонность «сдвигается».

*LB*-статистика при нулевой гипотезе ( $H_0$ ) об отсутствии автокорреляции имеет  $\chi^2$ -распределение. Распределение для *QS*-статистики неизвестно, но ее критические значения меньше, чем для  $\chi^2$ -распределения, из-за неучета отрица-

тельных автокорреляций. Поэтому если *QS*-статистика принимает большие, чем критические значения, при заданном уровне значимости для  $\chi^2$ -распределения, то гипотеза  $H_0$  об отсутствии сезонности (об отсутствии положительной автокорреляции для заданных лагов) отвергается на том же уровне значимости. Кроме того, в работе [12] утверждается, что при гипотезе  $H_0$  об отсутствии положительной автокорреляции с помощью симуляций Монте-Карло можно показать, что *QS*-распределение асимптотически стремится к  $\chi^2$ .

## Результаты

Сначала представим результаты исключения сезонности в недельном ИПЦ, то есть с применением прямого подхода к устранению сезонности. Его недостатком является то, что на этапе агрегирования теряется информация об идиосинкратических (относящихся к отдельным товарам и услугам) сезонных факторах каждого из компонентов. Однако то же самое можно отметить и в отношении сезонной корректировки агрегированных рядов ВВП, индекса промышленного производства и других макроэкономических показателей.

Если рассматривать непрямой (покомпонентный) подход, то, как будет показано далее, для многих компонентов недельного ИПЦ нет рядов достаточной длины или влияние фактора сезонности нельзя устранить полностью. Дополнительная сложность состоит также в том, что для построения сезонно сглаженного агрегированного ИПЦ отсутствует публичная информация о весах. Поэтому непрямой подход к устранению сезонности в недельном ИПЦ очень сложно реализовать, если можно реализовать вообще.

В настоящей работе все же представлены результаты покомпонентного (по отдельным товарам и услугам) устранения фактора сезонности, с тем чтобы выявить проблемы в применении непрямого подхода к сезонной корректировке недельного ИПЦ.

**Устранение влияния сезонности на динамику недельного индекса потребительских цен: прямой подход.** На рис. 1 приведены результаты устранения сезонности с использованием трех моделей (*MoveReg*, *Prophet*, *STL*) применительно к несглаженному ИПЦ, еженедельно рассчитываемому Росстатом.

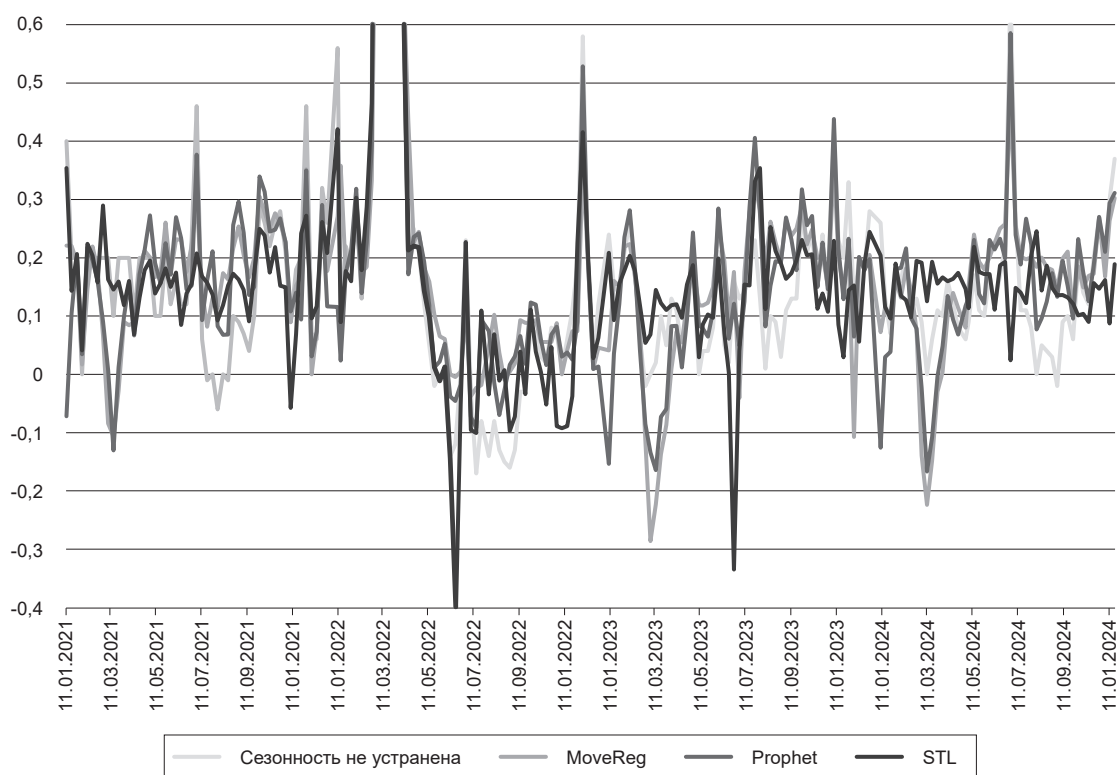


Рис. 1. Сравнение динамики несглаженного недельного ИПЦ с динамикой его сезонно скорректированных значений при помощи моделей *MoveReg*, *Prophet* и *STL*, 2021–2024 (в процентах к предыдущей неделе)

Источник: данные Росстата, расчеты автора.

Автокорреляционная функция (АКФ) показывает, как скоррелированы между собой временной ряд и его лаги. Если сезонность во временном ряде с недельной периодичностью устранена, то коэффициенты автокорреляции для лагов 52 и 53 недели (и соседних значений) окажутся близкими к нулю. Далее следуют графики автокорреляционных функций после устранения сезонности во вре-

менных рядах с применением соответствующей модели. Автокорреляционная функция, рассчитанная для временного ряда недельного ИПЦ после устранения сезонности с помощью модели *MoveReg* (см. рис. 2), свидетельствует о том, что данная модель может избыточно исключать сезонность («переобучаться»), поскольку на 52-м лаге (и для соседних лагов) возникает отрицательная корреляция.

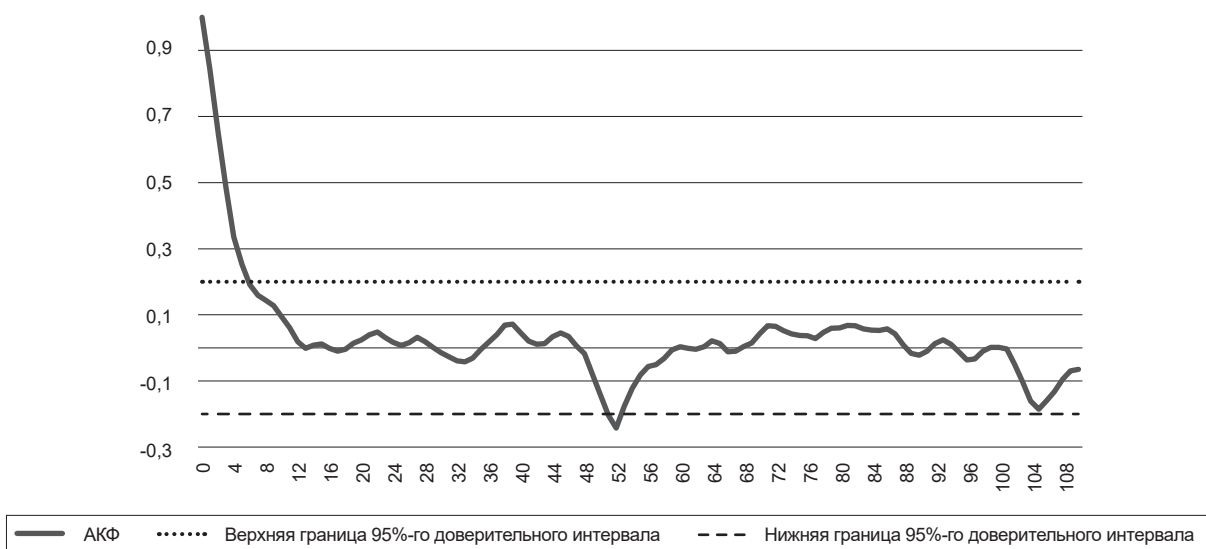


Рис. 2. График автокорреляционной функции после устранения сезонности в недельном ИПЦ с помощью модели *MoveReg*

Источник: данные Росстата, расчеты автора.

Если сравнить рис. 3 и 4, то можно видеть, что кореллограмма АКФ после устранения сезонности в недельном ИПЦ с помощью модели *STL*

имеет меньший разброс (отклонения по вертикальной оси меньше) вблизи значений 52 и 104, чем после применения модели *Prophet*.

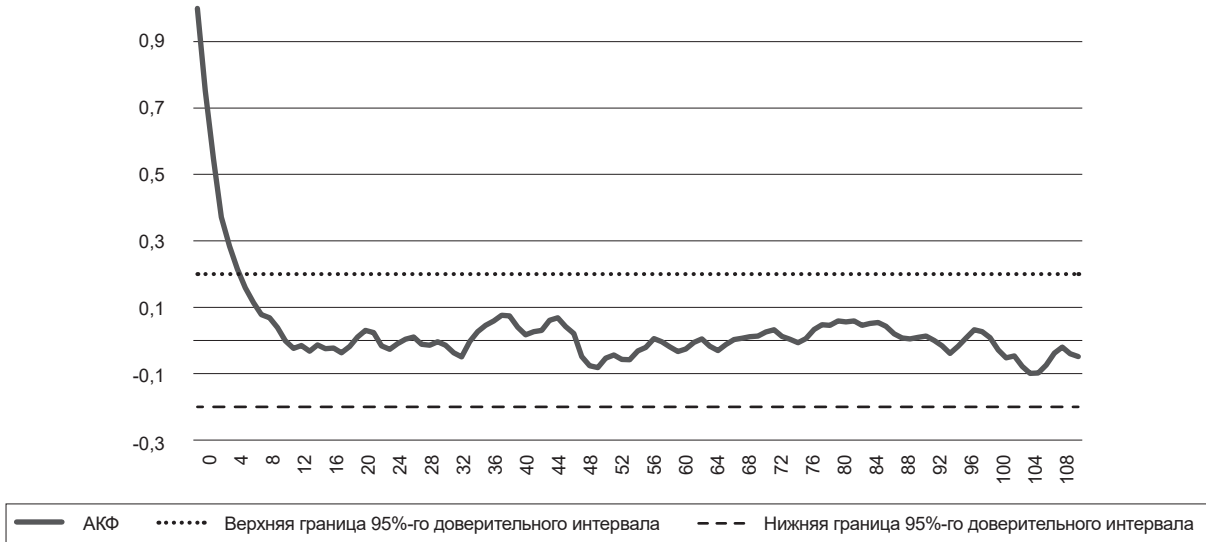


Рис. 3. График автокорреляционной функции после устранения сезонности в недельном ИПЦ с помощью модели *Prophet*  
 Источник: данные Росстата, расчеты автора.

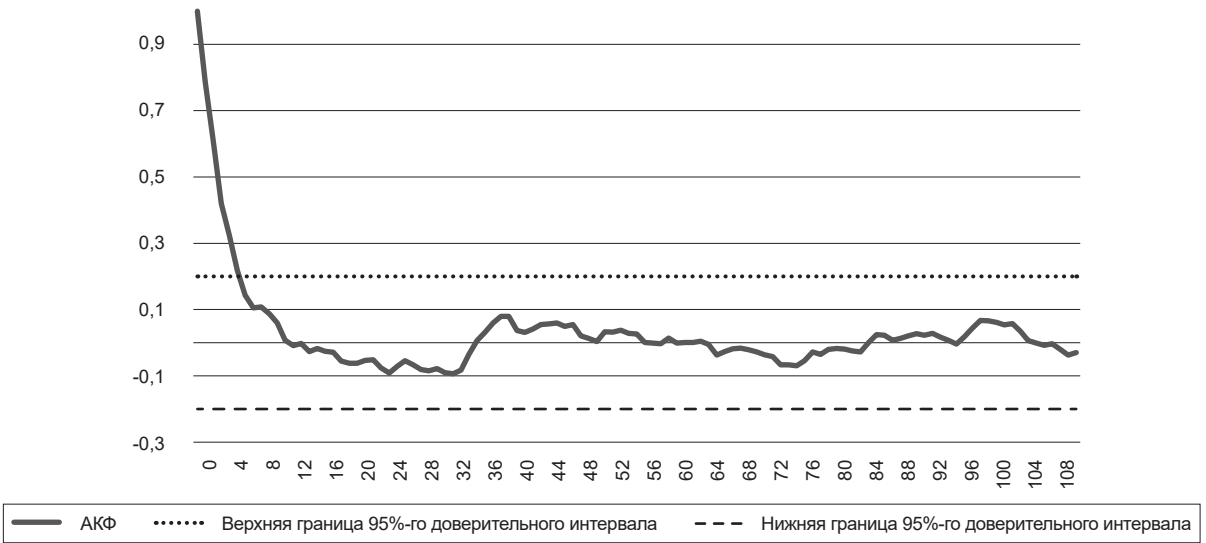


Рис. 4. График автокорреляционной функции после устранения сезонности в недельном ИПЦ с помощью модели *STL*  
 Источник: данные Росстата, расчеты автора.

В таблице 1 приведен сравнительный анализ результатов статистических тестов идентификации сезонности в еженедельно рассчитываемом

ИПЦ до и после применения трех моделей для сезонной коррективы.

Таблица 1

Результаты *LB*- и *QS*-тестов для идентификации сезонности в недельном ИПЦ до и после сезонной коррективы с использованием трех моделей

|                                | До устранения сезонности | <i>MoveReg</i> | <i>Prophet</i> | <i>STL</i> |
|--------------------------------|--------------------------|----------------|----------------|------------|
| Значение <i>LB</i> -статистики | 15,4                     | 96,9           | 17,6           | 1,4        |
| Значение <i>QS</i> -статистики | 15,2                     | 0,0            | 0,0            | 1,4        |

Примечание. Критические значения  $\chi^2$  равны 10,6 для 90%, 12,6 для 95% и 16,8 для 99%.

Источник: расчеты автора.

С одной стороны,  $LB$ -тест проверяет временной ряд на наличие автокорреляции для соответствующих лагов, хотя присутствие сезонности предполагает, что автокорреляция окажется положительной.  $QS$ -тест обнуляет (не учитывает) отрицательные автокорреляционные значения, из-за чего его использование предпочтительнее для выявления сезонности во временном ряде.

С другой стороны,  $LB$ -статистика при нулевой гипотезе об отсутствии автокорреляции имеет  $\chi^2$ -распределение, то есть применение  $LB$ -теста проще.  $QS$ -статистика не учитывает отрицательные автокорреляции и при подтверждении гипотезы  $H_0$  имеет распределение, отличное от  $\chi^2$ . Критические значения для  $QS$ -статистики оценить сложнее (если вообще возможно, но, например, в работе [2] используются критические значения распределения  $\chi^2$  для  $QS$ -статистики). Однако они должны быть меньше, чем  $\chi^2$ -распределения из-за неучета отрицательных автокорреляций (так как  $LB \geq QS$ ). Поэтому если значение  $QS$ -статистики оказывается больше, чем критическое значение распределения  $\chi^2$  при заданном уровне значимости, то гипотеза  $H_0$  об отсутствии сезонности отвергается на том же уровне значимости при применении  $QS$ -теста.

В настоящем исследовании  $LB$ -статистика при гипотезе  $H_0$  об отсутствии автокорреляции имеет асимптотическое распределение  $\chi^2$  с шестью степенями свободы, так как проверяется наличие автокорреляции для лагов  $k \in \{51, 52, 53, 103, 104, 105\}$ , то есть  $k$  принимает шесть различных значений.

$LB$ - и  $QS$ -статистики можно также использовать как подтверждение того, что сезонность исключена. Однако если сезонность устраняется избыточно (модель «переобучается»), то после этого могут возникать значимые отрицательные автокорреляции. В таком случае значения  $QS$ -статистики могут оказаться малыми, а  $LB$ -статистики – большими. Если  $QS$ -статистика принимает малые значения, а  $LB$ -тест одновременно отвергает гипотезу  $H_0$  об отсутствии автокорреляции при заданном уровне значимости, то это свидетельствует о том, что модель устранения сезонности «переобучилась». Поэтому для идентификации сезонности следует применять оба теста.

Как видно из данных таблицы 1, на 5 и 10%-ных уровнях значимости гипотеза  $H_0$  отвергается для несглаженного недельного ИПЦ (значение

$QS$ -статистики больше 12,6). Поэтому можно утверждать, что сезонность в недельном ИПЦ, рассчитываемом Росстатом, идентифицируется.

После применения моделей *MoveReg* и *Prophet* значения  $LB$ -статистики свидетельствуют о том, что гипотеза  $H_0$  отвергается на 1%-ном уровне значимости.  $QS$ -статистика при этом обнуляется. Следовательно модели *MoveReg* и *Prophet* склонны к «переобучению», или избыточному устранению сезонности, так как автокорреляция становится значимо отрицательной. Из данных, представленных на рис. 2 и 3, видно, что после применения моделей *MoveReg* и *Prophet* значения АКФ в окрестности лагов 52 и 104 становятся отрицательными (число недель в одном году округляется до 52).

В случае же применения модели *STL* значения  $LB$ - и  $QS$ -статистик малы [оба равны  $1,4 < \chi^2_{0,05}(6)$ ]. Поэтому гипотеза об отсутствии автокорреляции не отвергается, что подтверждает  $LB$ -тест.

Как упоминалось ранее в настоящей работе, критические значения для  $QS$ -статистики, строго говоря, отличаются от критических значений для  $\chi^2$ , однако важно отметить, что квантиль  $\chi^2_{0,05}(6) = 1,6$ .

Значение  $QS$ -статистики 1,4 очень мало [так как  $\chi^2_{0,05}(6) = 1,6$ ]. Это означает, что модель *STL* устраняет сезонность и в то же время не «переобучается». Такой вывод согласуется со значениями автокорреляционной функции, которая изображена на рис. 4.

Таким образом, модели *MoveReg* и *Prophet* при устранении сезонности в недельном ИПЦ склонны к «переобучению». Для сезонной корректировки недельного ИПЦ по результатам проведенного анализа рекомендуется использовать модель *STL*. После ее применения сезонность не идентифицируется, «переобучение» модели не выявлено, так как значения  $LB$ - и  $QS$ -статистик равны, а  $QS$ -статистика не обнуляется (автокорреляции с лагами 51–53 и 103–105 не становятся значимо отрицательными).

**Покомпонентное устранение сезонности в недельном индексе потребительских цен: непрямой подход.** Кроме изменения недельного индекса потребительских цен в целом, Росстат также публикует динамику его отдельных компонентов. Некоторых наблюдателей за недельной инфляцией может интересовать то, как меняются цены на определенные товары и услуги с исключением фактора сезонности.

Сезонность наиболее явно идентифицируется в 30 компонентах недельного ИПЦ, рассчитываемого Росстатом (критерий отбора – значения  $LB$ - или  $QS$ -статистик больше 10,6 – критического значения  $\chi^2(6)$  для 90%).

Наиболее ярко выраженная сезонность наблюдается в недельной динамике цен на яблоки (значения  $LB$ - и  $QS$ -статистик равняются 812,5). Другими товарами (услугами)-представителями с наиболее ярко выраженной сезонностью

в динамике их цен, являются (по мере убывания сезонности) морковь, помидоры свежие, картофель, яйца куриные, огурцы свежие, лук репчатый, услуги санатория, дома отдыха, плата за жилье в домах государственного и муниципального жилищных фондов, водка и проезд в трамвае.

На рис. 5 представлена динамика индексов цен на некоторые товары-представители с наиболее выраженной сезонностью.

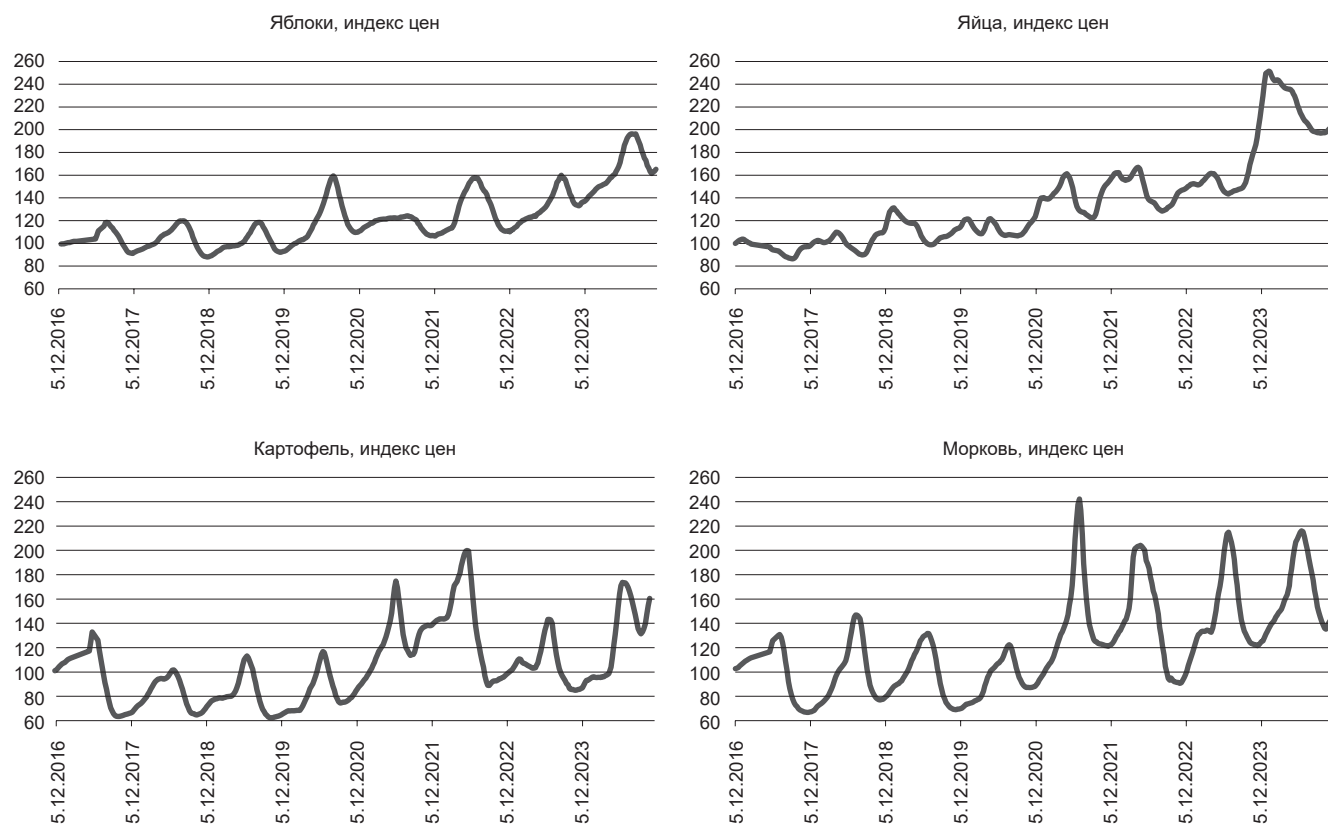


Рис. 5. Компоненты недельного ИПЦ с наиболее выраженной сезонностью

Источник: данные Росстата.

В таблице 2 представлены результаты сезонной корректировки компонентов недельного ИПЦ с наиболее выраженной сезонностью при помощи трех моделей (*MoveReg*, *Prophet* и *STL*).

Как видно из данных этой таблицы, модель *MoveReg* стабильно избыточно устраняет сезонность, поскольку значения  $QS$ -статистики оказываются во всех случаях намного меньше значений  $LB$ -статистики (возникает отрицательная автокорреляция после устранения сезонности). Таким образом, модель *MoveReg* склонна к «переобучению».

Результаты применения модели *Prophet* схожи, но несколько лучше. Во многих случаях значе-

ния  $QS$ -статистики намного меньше значений  $LB$ -статистики. Кроме того, нулевая гипотеза часто отвергается или для  $QS$ -теста, или для  $LB$ -теста на уровне значимости 10% (во всех, кроме пяти случаев). Можно условно считать, что *Prophet* выполняет задачу устранения сезонности в таких компонентах недельного ИПЦ, как цены на помидоры, проживание в гостинице, рыбу мороженую, водоотведение и водоснабжение горячее: значения  $LB$ - и  $QS$ -статистик ниже критического значения  $\chi^2(6)$  для 90%. В то же время в большинстве случаев значения  $LB$ - и  $QS$ -статистик меньше значений сезонно не сглаженных компонентов ИПЦ.

Результаты *LB*- и *QS*-тестов для идентификации сезонности до и после сезонной корректировки отдельных компонентов недельного ИПЦ

| Товары и услуги потребительской корзины                                  | До устранения сезонности |           | <i>MoveReg</i> |            | <i>Prophet</i> |            | <i>STL</i>   |           |
|--|--------------------------|-----------|----------------|------------|----------------|------------|--------------|-----------|
|  | <i>LB</i>                | <i>QS</i> | <i>LB</i>      | <i>QS</i>  | <i>LB</i>      | <i>QS</i>  | <i>LB</i>    | <i>QS</i> |
| Яблоки   | 812,5                    | 812,5     | 150,1          | <b>0,7</b> | <b>46,4</b>    | 3,3        | 62,0         | 61,9      |
| Морковь  | 714,4                    | 714,4     | 215,1          | <b>0,1</b> | 131,5          | 40,5       | <b>128,6</b> | 128,3     |
| Помидоры свежие  | 673,7                    | 673,7     | 84,7           | <b>0,0</b> | <b>6,2</b>     | 1,5        | 54,5         | 53,2      |
| Картофель  | 612,8                    | 612,8     | 199,2          | <b>0,0</b> | <b>20,6</b>    | 20,6       | 163,3        | 161,2     |
| Яйца куриные   | 484,0                    | 484,0     | 134,3          | <b>0,0</b> | <b>32,1</b>    | 0,0        | 140,8        | 140,8     |
| Огурцы свежие  | 468,7                    | 468,7     | 49,1           | <b>1,6</b> | <b>36,3</b>    | 18,0       | 163,1        | 133,5     |
| Лук репчатый   | 212,5                    | 212,5     | 183,8          | <b>0,0</b> | 104,2          | 0,0        | <b>60,6</b>  | 60,2      |
| Санаторий  | 136,9                    | 136,9     | 60,7           | <b>0,2</b> | 91,6           | 65,3       | <b>24,1</b>  | 18,5      |
| Дом отдыха, пансионат  | 128,5                    | 128,5     | 52,0           | <b>4,9</b> | 82,3           | 45,5       | <b>20,6</b>  | 10,9      |
| Плата за жилье в домах государственного и муниципального жилищных фондов | 77,8                     | 77,8      | 20,5           | <b>6,1</b> | 49,0           | 47,0       | 46,1         | 21,9      |
| Водка  | 76,2                     | 76,2      | 58,1           | <b>0,0</b> | <b>18,4</b>    | 2,8        | 31,5         | 29,2      |
| Проезд в трамвае   | 56,4                     | 55,4      | 82,4           | <b>4,6</b> | <b>32,4</b>    | 25,3       | 68,2         | 24,9      |
| Проживание в гостинице 1* или в мотеле                                   | 46,3                     | 46,3      | 107,8          | <b>0,0</b> | <b>9,2</b>     | 4,6        | 44,6         | 44,1      |
| Проезд в троллейбусе   | <b>40,2</b>              | 39,7      | 59,7           | <b>0,4</b> | 54,2           | 47,9       | 45,4         | 33,2      |
| Говядина   | 40,1                     | 40,1      | 62,4           | <b>0,7</b> | <b>28,1</b>    | 28,1       | 266,7        | 245,7     |
| Сахар-песок  | 31,2                     | 22,0      | 175,6          | <b>2,7</b> | 30,2           | 13,3       | <b>20,7</b>  | 13,2      |
| Проезд в метро   | <b>31,0</b>              | 30,9      | 48,4           | <b>8,2</b> | 74,7           | 73,9       | 53,4         | 19,5      |
| Молоко питьевое цельное  | 29,6                     | 21,0      | 143,5          | <b>0,0</b> | <b>24,3</b>    | 6,2        | 338,2        | 332,0     |
| Рис шлифованный  | <b>26,7</b>              | 12,4      | 96,6           | <b>0,0</b> | 111,8          | 0,1        | 33,8         | 33,8      |
| Проезд в городском автобусе  | 26,0                     | 25,6      | 63,2           | <b>1,7</b> | <b>21,4</b>    | 16,1       | 29,2         | 26,7      |
| Баранина   | 24,6                     | 24,6      | 60,6           | <b>1,4</b> | <b>12,6</b>    | 7,3        | 220,0        | 127,9     |
| Бензин автомобильный   | 23,6                     | 21,7      | 65,2           | <b>0,0</b> | 20,9           | 14,8       | <b>6,4</b>   | 4,8       |
| Капуста белокочанная   | <b>22,6</b>              | 22,6      | 227,9          | <b>0,0</b> | 71,0           | <b>0,0</b> | 198,0        | 125,2     |
| Свинина  | 20,6                     | 20,6      | 122,7          | <b>1,6</b> | 20,9           | 3,4        | <b>20,1</b>  | 9,5       |
| Электроэнергия   | 18,5                     | 18,2      | 67,3           | 4,4        | <b>18,2</b>    | <b>3,6</b> | 94,4         | 94,4      |
| Рыба мороженая   | 14,8                     | 14,8      | 47,2           | <b>1,0</b> | <b>1,9</b>     | 1,2        | 15,2         | 14,3      |
| Брюки для детей  | 14,0                     | 14,0      | 93,7           | <b>0,0</b> | 32,5           | <b>0,0</b> | <b>0,4</b>   | 0,3       |
| Водоотведение  | 13,6                     | 13,5      | 66,3           | 6,1        | <b>9,8</b>     | <b>1,1</b> | 113,8        | 113,7     |
| Водоснабжение горячее  | 10,3                     | 10,3      | 64,8           | <b>5,0</b> | <b>6,5</b>     | 6,3        | 64,4         | 64,3      |
| Газ сжиженный  | <b>10,2</b>              | 9,9       | 57,4           | <b>1,1</b> | 17,8           | 1,7        | 14,8         | 6,6       |

Примечание. Полужирным шрифтом в таблице выделены минимальные значения *LB*- и *QS*-статистик в рядах.

Источник: расчеты автора.

Модель *STL* не склонна к «переобучению», но с ее помощью удалось устранить сезонность только в двух случаях корректировки еженедельно наблюдаемых потребительских цен – на бензин автомобильный и брюки для детей. Для этих двух категорий значения *LB*- и *QS*-статистик оказались ниже критического значения  $\chi^2(6)$  для 90%, равного 10,6.

Основной вывод заключается в том, что в отдельных случаях для сезонного сглаживания компонентов недельного ИПЦ можно использовать модели *Prophet* или *STL*, но при этом рекомендуется сравнивать значения *LB*- и *QS*-статистик до и после устранения сезонности. Хотя эти значения в большинстве случаев снижаются, сезонность тем не менее продолжает идентифициро-

ваться. С помощью данных моделей сезонность была устранена только для семи (из 30) компонентов недельного ИПЦ. Поэтому непрямой (покомпонентный) подход к устранению сезонности в недельном ИПЦ применять не рекомендуется. Предлагается использовать прямой подход к сезонной корректировке агрегированного ИПЦ с помощью модели *STL*.

## Заключение

В данной работе проведено сравнение трех моделей для устранения сезонности в недельном ИПЦ, рассчитываемом Росстатом: *MoveReg*, *Prophet* и *STL*. Эти же модели были применены для сезонной корректировки ИПЦ поком-

понентно (по отдельным товарам и услугам потребительской корзины); приведены *LB*- и *QS*-статистики для компонентов с наиболее выраженной сезонностью до и после ее устранения.

На основе статистических тестов *LB* (выявляющего автокорреляцию) и *QS* (выявляющего положительную автокорреляцию) была идентифицирована сезонность в недельных оценках ИПЦ на 5%-ном уровне значимости. Для их сезонной корректировки наиболее подходящей оказалась модель *STL*: она не «переобучается», а *LB*- и *QS*-тесты после ее применения сезонность во временных рядах не выявляют.

Из 30 компонентов недельного ИПЦ с наиболее выраженной сезонностью, за ценами на которые Росстат ведет наблюдение, устранить ее удалось только для семи позиций (помидоры, проживание в гостинице, рыба мороженая, водоотведение, водоснабжение горячее, бензин автомобильный и брюки для детей) с помощью моделей *Prophet* или *STL*. Модель *MoveReg* склонна к «переобучению» (избыточному устранению сезонности).

Самый важный вывод проведенного исследования заключается в том, что для исключения влияния фактора сезонности на недельные оценки ИПЦ, публикуемые Росстатом, наиболее предпочтительным является прямой подход (применительно к индексу в целом) с использованием модели *STL*. Непрямой подход (покомпонентный) к сезонной корректировке недельного ИПЦ следует применять с большой осторожностью.

### Литература

1. Сапова А.К. и др. Особенности сезонной корректировки индекса потребительских цен // Вопросы статистики. 2018. Т. 25. № 5. С. 42–54. URL: <https://voprstat.elpub.ru/jour/article/view/681>.
2. Mollins J., Lumb R. Seasonal Adjustment of Weekly Data // Bank of Canada Staff Discussion Paper, No. 2024-17. Ottawa: Bank of Canada, 2024. doi: <https://doi.org/10.34989/sdp-2024-17>.
3. Evans T.D., Monsell B.C., Sverchkov M. Review of Available Programs for Seasonal Adjustment of Weekly Data // 2021 Joint Statistical Meetings, August 8–12, 2021, virtual. URL: <https://www.bls.gov/osmr/research-papers/2021/pdf/st210020.pdf>.
4. Harvey A., Koopman S.J., Riani M. The Modeling and Seasonal Adjustment of Weekly Observations // Journal of Business & Economic Statistics. 1997. Vol. 15. Iss. 3. P. 354–368. doi: <https://doi.org/10.2307/1392339>.
5. Cleveland W., Evans T., Scott S. Weekly Seasonal Adjustment – A Locally-Weighted Regression Approach // Economic Working Papers 473, Bureau of Labor Statistics. URL: <https://www.bls.gov/osmr/research-papers/2014/pdf/ec140040.pdf>.
6. Taylor S., Letham B. Forecasting at Scale // The American Statistician. 2018. Vol. 72. Iss. 1. P. 37–45. doi: <https://doi.org/10.1080/00031305.2017.1380080>.
7. Cleveland R.B. et al. STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess // Journal of Official Statistics. 1990. Vol. 6. No. 1. P. 3–73.
8. Cleveland W.S., Devlin S.J. Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting // Journal of the American Statistical Association. 1988. Vol. 83. Iss. 403. P. 596–610. doi: <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478639>.
9. Savitzky A., Golay M.J.E. Smoothing and Differentiation of Data by Simplified Least Squares Procedures // Analytical Chemistry. 1964. Vol. 36. Iss. 8. P. 1627–1639. doi: <https://doi.org/10.1021/ac60214a047>.
10. Bandara K., Hyndman R.J., Bergmeir C. MSTL: A Seasonal-Trend Decomposition Algorithm for Time Series with Multiple Seasonal Patterns // arXiv preprint arXiv:2107.13462. URL: <https://arxiv.org/abs/2107.13462>.
11. Ljung G.M., Box G.E.P. On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models // Biometrika. 1978. Vol. 65. Iss. 2. P. 297–303. doi: <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>.
12. Ollech D. Seasonal Adjustment of Daily Time Series // Deutsche Bundesbank. Discussion Paper No 41/2018. URL: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/763892/f5cd282cc57e55aca1eb0d521d3aa0da/mL/2018-10-17-dkp-41-data.pdf>.

### Информация об авторе

Латыпов Родион Ринатович – аспирант третьего года обучения кафедры математических методов анализа экономики, экономический факультет, Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова; Главный экономист группы ВТБ. 119991, г. Москва, тер. Ленинские горы, д. 1, с. 46; 123112, г. Москва, ул. Пресненская набережная, д. 12. E-mail: [rodion.latykov@vtbcapital.ru](mailto:rodion.latykov@vtbcapital.ru). ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-7863-4163>.

## References

1. Sapova A.K. et al. Peculiarities of the Consumer Price Index Seasonal Adjustment. *Voprosy Statistiki*. 2018; 25(5):42–54. (In Russ.)
2. Mollins J., Lumb R. Seasonal Adjustment of Weekly Data. *Bank of Canada Staff Discussion Paper, No. 2024-17*. Ottawa: Bank of Canada; 2024. Available from: <https://doi.org/10.34989/sdp-2024-17>.
3. Evans T.D., Monsell B.C., Sverchkov M. Review of Available Programs for Seasonal Adjustment of Weekly Data. In: *2021 Joint Statistical Meetings, August 8–12, 2021, virtual*. Available from: <https://www.bls.gov/osmr/research-papers/2021/pdf/st210020.pdf>.
4. Harvey A., Koopman S.J., Riani M. The Modeling and Seasonal Adjustment of Weekly Observations. *Journal of Business & Economic Statistics*. 1997;15(3):354–368. Available from: <https://doi.org/10.2307/1392339>.
5. Cleveland W., Evans T., Scott S. Weekly Seasonal Adjustment – A Locally-Weighted Regression Approach. *Economic Working Papers 473, Bureau of Labor Statistics*. Available from: <https://www.bls.gov/osmr/research-papers/2014/pdf/ec140040.pdf>.
6. Taylor S., Letham B. Forecasting at Scale. *The American Statistician*. 2018;72(1):37–45. Available from: <https://doi.org/10.1080/00031305.2017.1380080>.
7. Cleveland R.B. et al. *STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess*. *Journal of Official Statistics*. 1990;6(1):3–73.
8. Cleveland W.S., Devlin S.J. Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting. *Journal of the American Statistical Association*. 1988;83(403):596–610. Available from: <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478639>.
9. Savitzky A., Golay M.J.E. Smoothing and Differentiation of Data by Simplified Least Squares Procedures. *Analytical Chemistry*. 1964;36(8):1627–1639. Available from: <https://doi.org/10.1021/ac60214a047>.
10. Bandara K., Hyndman R.J., Bergmeir C. MSTL: A Seasonal-Trend Decomposition Algorithm for Time Series with Multiple Seasonal Patterns. *arXiv preprint arXiv:2107.13462*. Available from: <https://arxiv.org/abs/2107.13462>.
11. Ljung G.M., Box G.E.P. On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*. 1978;65(2):297–303. Available from: <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>.
12. Ollech D. Seasonal Adjustment of Daily Time Series. Deutsche Bundesbank. *Discussion Paper No 41/2018*. Available from: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/763892/f5cd282cc57e55aca1eb0d521d3aa0da/mL/2018-10-17-dkp-41-data.pdf>.

## About the author

Rodion R. Latypov – Third-Year Postgraduate Student, Department of Mathematical Methods for Economic Analysis, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University; Chief Economist, VTB Group. 1-46, Leninskiye Gory, GSP-1, Moscow, 119991, Russia; 12, Presnenskaya Emb., Moscow, 123112, Russia. E-mail: [rodion.latypov@vtbcapital.ru](mailto:rodion.latypov@vtbcapital.ru). ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-7863-4163>.

## Комментарий к статье «Сезонная корректировка недельных оценок индекса потребительских цен»

Автор проведенного исследования делает вывод о необходимости прямого метода сезонной корректировки недельных оценок ИПЦ (Оценка ИПЦ), а не покомпонентного. При этом он обращает внимание на меняющийся из года в год набор товаров и услуг для расчета Оценки ИПЦ. Следует отметить, что в отдельные годы набор актуализировался несколько раз в течение года (например, в 2020–2022 гг.). Кроме того, следует учитывать значительные структурные изменения или изменения весов компонентов, используемых для формирования Оценки ИПЦ, которые производятся как из года в год, так и в течение года, что говорит не в пользу прямого метода сезонной корректировки Оценки ИПЦ.

Также необходимо обратить внимание на временную несопоставимость и смещения в регистрации цен, в частности на то, что не всегда ко-

личество дней между регистрациями равно семи. В праздничные дни регистрации цен не осуществляются, количество дней между регистрациями может быть меньше или больше 7 (например, первая неделя в 2025 г. – 13 дней), и из года в год данные колебания в количестве дней не совпадают.

Считаем, что сезонную корректировку ИПЦ достаточно осуществлять на основе ежемесячных данных по полному перечню наблюдаемых товаров и услуг, а не по сокращенному, с дооценкой тенденций по ненаблюдаемым позициям и с применением непрямого (покомпонентного) метода, как это делает Банк России. Сезонная корректировка недельных оценок ИПЦ, на наш взгляд, избыточна.

*М.М. Афонин,*  
*начальник Управления статистики цен*  
*Росстата*