

Анализ взаимосвязей инфляции, обменного курса и расходов домохозяйств в экономике России с применением вейвлет-анализа

Л. А. Серков  

*Институт экономики Уральского отделения РАН,
г. Екатеринбург, Россия*

 *serkov.la@uiiec.ru*

Аннотация. В статье представлен анализ взаимосвязи между уровнем инфляции, обменным курсом рубля к доллару США и расходами домашних хозяйств в экономике России. В исследовании применялся эконометрический инструментарий и метод многомерного вейвлет-анализа (MWA), включающий в себя множественную и частичную когерентность вейвлетов с целью анализа взаимосвязи между анализируемыми переменными в различных частотных и временных диапазонах, частичную разность фаз и коэффициент частичного вейвлет-усиления для оценки величины взаимосвязи. Фактически метод MWA представляет собой регрессию в частотно-временном диапазоне. Полученные посредством многомерного вейвлет-анализа результаты, с одной стороны, совпадают с результатами эконометрического метода, а с другой – показывают преимущества многомерного вейвлет-анализа перед эконометрическим за счет частотно-временной локализации особенностей временных рядов. Показано, что расходы домашних хозяйств как в краткосрочном, так и в долгосрочном временном периоде, являются более важным детерминантом по сравнению с обменным курсом в зависимости уровня инфляции от этих переменных. Особый интерес представляют результаты, полученные методом MWA для текущего временного периода, характеризуемого наличием санкций, наложенных на экономику РФ со стороны недружественных стран. В частности, в текущий период с 2022 по второй квартал 2024 г. между уровнем инфляции и расходами домашних хозяйств существует краткосрочная и среднесрочная двухсторонняя причинно-следственная связь. При этом коэффициент частичного вейвлет-усиления в этот период постоянно увеличивается и достигает максимума во втором квартале 2024 г. Таким образом, обоюдные эластичности уровня инфляции по расходам и расходов домашней хозяйств по инфляции постоянно возрастают. Результаты анализа циклов высокой частоты интересны для лиц, принимающих краткосрочные решения. Результаты, полученные для циклов средней и низкой частоты, интересны лицам, разрабатывающим планы на среднесрочную и долгосрочную перспективу.

Ключевые слова: модель авторегрессии и распределенного лага; многомерный вейвлет-анализ; множественная и частичная когерентность; частичная разность фаз; коэффициент частичного вейвлет-усиления.

1. Введение

Взаимосвязь инфляции и обменного курса всегда была одной из увлекательных тем для экономистов, особенно в странах с развивающейся экономикой, как это отметил Svensson [1]. В этих экономиках колебания обменного курса могут существенно влиять на общий уровень цен. По мнению

Dornbusch [2], когда национальная валюта ослабляется, общий уровень цен будет увеличиваться. Затем, когда обменный курс падает, то есть когда национальная валюта укрепляется, ожидается, что цены упадут на общем уровне. Изменение обменных курсов влияет на издержки производства, поскольку цены на импортные товары будут меняться. По этой причине можно сказать, что существует очень тесная связь между обменным курсом и инфляцией. Поэтому в развивающихся странах необходимо проводить политику реального обменного курса, чтобы учитывать внутреннюю инфляцию, чтобы поддерживать стабильность национального производства и международной конкуренции. В связи с этим необходимо проводить исследование взаимосвязи обменного курса и инфляции.

С другой стороны, крупнейшей составляющей совокупного спроса является потребление. Поэтому выявление и понимание его детерминант также является важным. Традиционные переменные, такие как различные показатели дохода, процентная ставка и т. д., получили достаточного внимания в литературе. С глобализацией и тенденциями каждой страны к открытию для международной торговли и получению выгод от международных рынков обменный курс становится основным игроком, влияющим не только на торговые потоки страны, но и на другие макроэкономические переменные, такие как потребительские расходы, т. е. обменный курс является одной из ключевых детерминант потребления.

Таким образом, представляет интерес исследование причинно-следственной взаимосвязи между вышеописанными тремя переменными: уровнем инфляции, обменным курсом и потребительскими расходами. Особый интерес этот анализ важен для экономики Российской Федерации, в которой в настоящее время, по мнению Центрального банка (ЦБ), наблюдается повышенный потребительский спрос и уменьшающийся разрыв выпуска. Вследствие этого наблюдается рост уровня инфляции и повышение со стороны ЦБ ключевой процентной ставки. Поэтому является актуальным установление причинно-следственной взаимосвязи между уровнем инфляции, обменным курсом и потребительскими расходами в экономике РФ.

Эта задача интересна также тем, что в литературе в настоящее время практически нет эмпирических доказательств существования данной взаимосвязи. Подавляющее большинство работ посвящено анализу взаимосвязи инфляции и обменного курса, меньшее число работ относится к исследованию взаимосвязи потребления и обменного курса.

Наиболее распространенным методом, используемым для оценки взаимосвязи между экономическими показателями, является регрессионный анализ. Ограничение этого метода связано с тем, что он слишком упрощен и дает лишь общее представление о взаимосвязи между временными рядами анализируемых переменных. Между тем исследуемые взаимосвязи могут зависеть от времени и от циклической частоты временного ряда.

В последнее время в экономике, как отметили Crowley [3], Torrence et al. [4], для оценки взаимосвязей между различными переменными, в том числе экономическими, получил распространение математический метод вейвлет-анализа (WA). Grinsted [5] применил этот метод к временным рядам. Достоинство данного метода заключается в локализации сигнала в частотно-временном диапазоне. Астафьева [6] представила подробный обзор методов WA, в котором описала два класса вейвлет-преобразований: непрерывное вейвлет-преобразование (CWT) и дискретное вейвлет-преобразование (DWT). Последнее часто используется для снижения шума и сжатия данных, тогда как первое полезно для целей извлечения особенностей временного ряда, которые невозможно выявить посредством регрессионного анализа.

CWT расширяет временной ряд в частотно-временное пространство. CWT является также эффективным методом для совместного изучения нескольких временных рядов, которые могут быть каким-то образом связаны. На основе CWT анализа можно разработать инновационные инструменты многомерного вейвлет-анализа (MWA), включая частичную когерентность вейвлетов и частичное вейвлет-усиление, для анализа взаимосвязей между различными переменными и оценки того, как эти отношения ведут себя на разных частотах и как они изменяются со временем.

Еще одним основным преимуществом использования вейвлетов в финансах и экономике является исследование изменяющихся во времени частотных отношений. Таким образом, с помощью вейвлетов можно проводить анализ частотно-временной области временных рядов исследуемых переменных, и данный инструментарий как раз используется в данной работе.

Вейвлет-анализ раскрывает спектральные характеристики временного ряда, находя закономерности и скрытую информацию в рядах. Вейвлет-исследование позволяет распознавать в пределах временного ряда краткосрочные, среднесрочные и долгосрочные периодические компоненты. Вейвлет-преобразование – это инструмент, который позволяет разбивать функции, операторы или данные на компоненты разных частот, что позволяет исследовать их независимо.

Magazzino & Mele [7] показали, что вейвлет-преобразование можно рассматривать как обобщение анализа с помощью метода пространства Гильберта, где уравнения в этом пространстве можно решать в терминах базисных функций. В вейвлет-анализе можно выразить заданную функцию как линейную комбинацию элементарных функций (в различных масштабах и положениях), называемых вейвлетами. Вейвлеты – это функции, полученные путем трансляции и расширения одной функции, называемой материнским вейвлетом, с нулевым средним, компактной поддержкой и колебательным поведением, как это отметили Magazzino & Mutascu [8].

Целью данной работы является нахождение и объяснение изменяющихся во времени и циклической частоте взаимосвязей между уровнем инфля-

ции, обменным курсом между рублем и долларом США и потребительскими расходами в российской экономике посредством инновационного метода – многомерного вейвлет-анализа.

Гипотезой исследования является научное предположение о том, что многомерный вейвлет-анализ локализует во времени и частоте причинно-следственные особенности между исследуемыми переменными.

Научной новизной является выявление в российской экономике на различных временных отрезках в краткосрочном и среднесрочном периоде особенностей и отклонений в поведении исследуемых временных рядов, которые невозможно выявить методами регрессионного анализа. Как следствие из этого, многомерный вейвлет-анализ дополняет и расширяет возможности эконометрического анализа. Поэтому в статье также исследуется взаимосвязь между вышеназванными переменными посредством эконометрического метода, основанного на использовании моделей авторегрессии и распределенного лага (ARDL).

2. Обзор литературы

Как уже отмечалось выше, наиболее распространенным методом, используемым для оценки взаимосвязи между экономическими показателями, является регрессионный анализ. Для этих целей используют модели многомерных временных рядов. Одной из наиболее часто применяемых методик для данных задач является использование инструментария VAR-моделей, предложенного Sims [9]. При этом временные ряды сначала проверяются на стационарность. В случае их нестационарности происходит тестирование рядов на наличие между ними коинтеграционных соотношений. При положительном тесте осуществляется переход к модели векторной коррекции ошибок (VECM). Оценка этой модели позволяет найти общее представление о краткосрочных и долгосрочных взаимосвязях между исследуемыми переменными.

Именно такой подход применялся Перевышиным в работе [10], в которой применялась методика VECM для оценки эконометрической модели российской экономики для четырех переменных: индекса потребительских цен, курса рубля к доллару США, потребительского спроса и ставки процента RUONIA. Правда, такой подход в этой работе использовался для краткосрочного прогнозирования инфляции в российской экономике и причинно-следственные связи между переменными детально не изучались.

Большинство работ в исследуемой области посвящено влиянию обменного курса, денежной массы и бюджетного дефицита на уровень инфляции. Прежде всего необходимо отметить монографии Walsh [11] и Galí [12], в которых подробно рассмотрены эти взаимосвязи в рамках монетарного подхода.

Valogo et al. [13], используя метод пороговой авторегрессии на статистических данных Ганы показали, что снижение обменного курса за пределами ежемесячного порогового значения 0,70 % оказывает значительное положи-

тельное влияние на инфляцию, что подтверждает релевантность порогового уровня. На основании этих результатов рекомендуется, чтобы органы денежно-кредитного регулирования рассматривали обменный курс на любом уровне, необходимом для корректировки учетной ставки.

Пономарев [14] показал, что влияние обменного курса на цены производителей в России достаточно значительно и происходит достаточно быстро.

Vachmann et al. [15] исследовали взаимосвязь инфляции и потребительских расходов домашних хозяйств. Авторы обнаружили, что влияние инфляционных ожиданий на заявленную готовность тратить денежные средства на товары длительного пользования статистически незначимо и мало по абсолютной величине по сравнению с другими переменными, такими как доход домохозяйства или ожидаемые условия ведения бизнеса.

Burke & Ozdagli [16] изучали поведение расходов как на крупные потребительские товары длительного пользования, так и на товары краткосрочного пользования. Не обнаружено никаких доказательств того, что потребители увеличивают свои расходы на крупную бытовую технику и электронику в ответ на рост своих инфляционных ожиданий. В большинстве моделей предполагаемые эффекты невелики, отрицательны и статистически незначимы.

Duca-Radu et al. [17] использовали опрос среди многих стран и набор панельных данных. Исследовалась реакция потребителей на расходы в ответ на их убеждения относительно будущей инфляции. В целом при использовании предлагаемой стратегии показано, что потребители ведут себя в соответствии с прогнозами основной экономической теории: если политика может повысить инфляционные ожидания относительно текущих представлений об инфляции, она дает положительный стимул к расходам.

Coibion et al. [18] проводили опрос голландских домохозяйств, в котором случайные подгруппы респондентов получали информацию об инфляции. Полученное изменение инфляционных ожиданий использовалось для оценки того, как ожидания влияют на последующие ежемесячные решения о потреблении по сравнению с контрольной группой. Причинно-следственные эффекты повышенных инфляционных ожиданий на недлительные расходы оценены неточно, но существует резкое отрицательное влияние на долгосрочные расходы.

Aboudi et al. [19] анализировали перекрестное влияние инфляции, обменного курса и экономического роста на неравенство доходов в Марокко в период с 2000 по 2022 г. Методология авторов была основана на модели VAR для фиксации динамических взаимодействий между переменными. Результатом является то, что инфляция оказывает значительное положительное влияние на неравенство доходов, а колебания обменного курса напрямую влияют на неравенство.

Monfared & Akin [20] обнаружили, что существует прямая связь между обменным курсом и инфляцией. Рост валютных курсов приводит к росту

инфляции. Включая переменную денежной массы в модель VAR, было также исследовано влияние денежной массы и обменного курса на инфляцию. Согласно результатам, как денежная масса, так и обменный курс, влияют на инфляцию в положительном направлении. Вклад денежной массы в инфляцию больше, чем обменного курса.

Sari & Panggabean [21] изучали влияние обменного курса, денежной массы, экспорта, процентных ставок Банка Индонезии и цен на золото на инфляцию в Индонезии. Результаты анализа данных показали, что в долгосрочной перспективе денежная масса, экспорт и процентная ставка оказывают влияние на инфляцию в Индонезии, в то время как обменный курс и цена золота не оказывают влияния на инфляцию. В краткосрочной перспективе только денежная масса и базовая процентная ставка Банка Индонезии оказывают влияние на инфляцию в Индонезии.

Работы по применению вейвлет-анализа в исследовании взаимосвязей в денежно-кредитной политике практически отсутствуют. Можно назвать работу Mandler & Scharnagl [22], посвященную данной теме. В ней изучается взаимосвязь между ростом денежной массы и инфляцией потребительских цен в еврозоне с использованием вейвлет-анализа. Вейвлет-анализ позволяет учитывать изменения во взаимосвязи между ростом денежной массы и инфляцией как по спектру частот, так и по времени. Авторы нашли доказательства сильных сопутствующих изменений между ростом денежной массы и инфляцией на низких частотах с ростом денежной массы в качестве ведущей переменной. Однако анализ временных изменений на средне- и долгосрочных частотах указывает на ослабление взаимосвязи после середины 1990-х гг.

Wu et al. [23] исследовали взаимосвязь между объемом промышленного производства, возобновляемой электроэнергией, открытостью экономики и эмиссией CO_2 во временном и частотном диапазонах на основе вейвлет-анализа в Азии. Результаты когерентности вейвлетов предоставили доказательства сильной связи между переменными в долгосрочной оценке, что подтверждается тестом на причинность Тоды – Ямамото.

Aguiar-Congraria et al. [24] исследовали оценку денежно-кредитной политики США во временном интервале и по частоте в рамках правила Тейлора. Авторы разработали новый вейвлет-инструмент – частичный вейвлет-прирост (усиление) для оценки параметрического уравнения, связывающего ставку по федеральным фондам с инфляцией и разрывом выпуска. Они обнаружили, что нарушение принципа Тейлора до начала 1980-х гг. и усиление реакции политики на инфляцию после этого были более выражены в промежуточных, чем в длинных циклах.

Le [25], применяя инновационные инструменты многомерного вейвлет-анализа, включая частичную вейвлет-когерентность и частичное вейвлет-усиление, исследовал взаимосвязи между потреблением возобновляемой

и невозобновляемой энергией на экономический рост во временных и частотных измерениях во Вьетнаме в период 1985–2019 гг.

Из вышеприведенного обзора следует, что практически отсутствуют публикации (кроме статьи Перевышина [10]) анализа взаимосвязи инфляции, обменного курса и потребительских расходов, тем более с использованием многомерного вейвлет-анализа. Поэтому исследование изменяющихся во времени и циклической частоте взаимосвязи между этими переменными в российской экономике посредством инновационного метода – многомерного вейвлет-анализа является актуальным как с академической, так и с практической точки зрения.

3. Методика исследования

Как уже отмечалось выше задачей исследования является доказательство того, что многомерный вейвлет-анализ дополняет и расширяет возможности регрессионного анализа. Поэтому в этом разделе более подробно изложена методика многомерного вейвлет-анализа. Методика эконометрического анализа будет рассмотрена ниже в четвертом разделе.

Для извлечения особенностей временного ряда, которые невозможно выявить посредством регрессионного анализа, более предпочтительным является непрерывное вейвлет-преобразование (CWT) по сравнению с дискретным, вследствие избыточности, создаваемой непрерывным изменением масштаба и местоположения вейвлета. Кроме того, многомерный вейвлет-анализ основан на непрерывном вейвлет-преобразовании и поэтому следует кратко рассмотреть его основы.

3.1. Непрерывное вейвлет-преобразование

Вейвлет-преобразование представляет собой разложение сигнала на набор базисных функций, состоящий из масштабирования и трансляций материнской функции, называемой вейвлетом. При CWT измеряется корреляция между вейвлетом на разных масштабах (частотах колебательных процессов) и сигналом (временным рядом). При CWT изменяется масштаб (частота) окна анализа, временная трансляция этого окна, умножения базисной функции на сигнал с последующим интегрированием результата по всей временной шкале.

Вейвлет состоит из двух основных параметров: частота (f) и локация (местоположение) – k . Определенные частоты могут быть локализованы в расширенном вейвлете путем их регулировки. Кроме того, вейвлет становится менее (более) уплотненным с изменением масштаба (частоты). Функция преобразования, называемая материнским вейвлетом, определяется как:

$$\psi_{k,f}(t) = \frac{1}{\sqrt{f}} \psi\left(\frac{t-k}{f}\right), \quad f \neq 0, \quad k, f \in \mathbb{R}. \quad (1)$$

Соответственно, SWT сигнала (временного ряда) $p(t)$ по отношению к вейвлету ψ определяется следующим образом:

$$W_p(k, f) = \int_{-\infty}^{\infty} p(t) \frac{1}{\sqrt{f}} \bar{\psi}\left(\frac{t-k}{f}\right) dt. \quad (2)$$

Черта сверху в (2) над $\bar{\psi}$ означает комплексное сопряжение в случае использования комплексного вейвлета (как в нашем исследовании). При этом комплексное вейвлет преобразование можно выразить в полярной форме $W_p(k, f) = |W_p(k, f)| e^{i\varphi_p}$, $\varphi_p \in (-\pi, \pi)$.

Угол φ_p определяет вейвлет-фазу. Вейвлет-преобразование, в отличие от преобразования Фурье, использует локализованную базисную функцию. Так как вейвлет должен анализировать мелкомасштабные флуктуации и особенности высокого порядка, то он должен быть локализован как по времени, так и по частоте. Поэтому нулевой момент вейвлета должен быть равен нулю:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \psi_{k,f}(t) dt = 0. \quad (3)$$

Часто для приложений необходимо, чтобы и все первые m моментов вейвлета (вейвлет m -порядка) равнялись нулю, то есть $\int_{-\infty}^{\infty} t^m \psi_{k,f}(t) dt = 0$.

Вейвлет в силу своей локализации должен обладать свойством ограниченности:

$$\int |\psi_{k,f}(t)|^2 dt < \infty. \quad (4)$$

При использовании SWT спектр мощности вейвлета (WPS) или абсолютное квадратичное значение может предоставить обширную информацию об амплитуде или наибольшем отклонении от равновесия каждого временного ряда.

Спектр мощности вейвлета определяет меру распределения дисперсии временного ряда в частотно-временной плоскости и определяется как:

$$WPS_p(k, f) = W_p(k, f) \bar{W}_p(k, f) = |W_p(k, f)|^2. \quad (5)$$

3.2. Основы многомерного вейвлет-анализа (MWA)

Aguiar-Conraria & Soares [26] и Cohen & Walden [27] измеряли корреляцию (когерентность) между вейвлетом на разных масштабах (частотах) и несколькими временными рядами. Анализ вейвлет-когерентности имеет основные преимущества перед традиционной корреляцией. Например, в случае двух временных рядов метод когерентности позволяет более полно моделировать частотно-временные области этих рядов $p(t)$ и $q(t)$.

Таким образом, кросс-вейвлет-преобразование (CWT) для двух временных рядов $p(t)$ и $q(t)$ принимает вид:

$$W_{pq}(k, f) = W_p(k, f) \bar{W}_q(k, f). \quad (6)$$

В выражении (6) $W_p(k, f)$ относится к CWT для временного ряда $p(t)$, а $\bar{W}_q(k, f)$ – для $q(t)$. Абсолютное значение уравнения (6) называется мощностью перекрестного вейвлета и отображает ковариацию между двумя временными рядами для каждого значения времени и частоты.

Комплексная вейвлет когерентность между рядами $p(t)$ и $q(t)$ определяется как:

$$\rho_{pq} = \frac{S(W_{pq})}{\left[S(|W_p|^2) S(|W_q|^2) \right]^{1/2}}. \quad (7)$$

В выражении (7) S обозначает оператор сглаживания как по времени, так и по масштабу. Для упрощения обозначим через S_{pq} сглаженное кросс-вейвлет-преобразование двух временных рядов $p(t)$ и $q(t)$, то есть $S_{pq} = S(W_{pq})$.

Также будем использовать переменную $\sigma_p = \sqrt{S(|W_p|^2)} = \sqrt{S_{pp}}$ для временного ряда $p(t)$ и аналогичное обозначение для $q(t)$. В этом случае выражение (7) для комплексной вейвлет когерентности записывается в виде:

$$\rho_{pq} = \frac{S_{pq}}{\sigma_p \sigma_q}. \quad (8)$$

С помощью комплексного вейвлета можно вычислить фазу вейвлет-преобразования каждого временного ряда и, вычислив их разность, получить информацию о возможных опережениях колебаний двух рядов в зависимости от времени и частоты. Из (7) сразу следует, что (вейвлет) разность фаз между рядами $p(t)$ и $q(t)$, также можно вычислить как угол кросс-вейвлет-преобразования $W_{pq}(k, f)$.

Другой способ определения разности фаз использует угол комплексной вейвлет-когерентности вместо угла перекрестного вейвлет-преобразования. Это определение, хотя и не совпадает строго с различием между отдельными фазами из-за сглаживания, имеет то преимущество, что позволяет сделать более прямое обобщение для многомерного случая.

Наконец, можно определить комплексное вейвлет-усиление $p(t)$ над $q(t)$, обозначаемое g_{pq} :

$$g_{pq} = \frac{S_{pq}}{S_{qq}} = \rho_{pq} \frac{\sigma_p}{\sigma_q}. \quad (9)$$

Вейвлет-усиление (вещественное) определяется как:

$$G_{pq} = \frac{|S_{pq}|}{S_{qq}} = R_{pq} \frac{\sigma_p}{\sigma_q}, \quad (10)$$

где $R_{pq} = \frac{|S_{pq}|}{\sigma_p \sigma_q}$. Вейвлет-усиление можно интерпретировать как мо-

дуль коэффициента регрессии при регрессии $p(t)$ на $q(t)$ в каждый момент времени и на каждой частоте.

Aguiar-Conraria et al. [24] приводят формулы для многомерных вейвлет-инструментов – множественной вейвлет-когерентности, частичной вейвлет-когерентности, частичной разности фаз вейвлета и частичного вейвлет-усиления для простейшего случая трех временных рядов $p(t)$; $q(t)$ и $z(t)$.

Квадрат множественной вейвлет-когерентности между временным рядом $p(t)$ и двумя рядами $q(t)$ и $z(t)$ определяется выражением:

$$R_{p(qz)}^2 = \frac{R_{pq}^2 + R_{pz}^2 - 2R(\rho_{pq}\rho_{qz}\rho_{pz})}{1 - R_{qz}^2}, \quad (11)$$

где R – реальная часть произведений комплексной вейвлет когерентности между соответствующими рядами.

Множественная вейвлет-когерентность между рядом $p(t)$ и рядами $q(t)$ и $z(t)$, обозначаемая $R_{p(qz)}$, представляет собой положительный квадратный корень из вышеуказанной величины.

Комплексная частичная (парциальная) вейвлет-когерентность между рядами $p(t)$ и $q(t)$ при заданных значениях ряда $z(t)$ определяется выражением:

$$\rho_{pq,z} = \frac{\rho_{pq} - \rho_{pz}\bar{\rho}_{qz}}{\sqrt{(1 - R_{pz}^2)(1 - R_{qz}^2)}}. \quad (12)$$

Абсолютное и угловое значение парциальной вейвлет-когерентности $\rho_{pq,z}$, соответственно, называются частичной вейвлет-когерентностью и частичной (вейвлетной) разностью фаз между рядами $p(t)$ и $q(t)$ при заданных значениях ряда $z(t)$ и обозначаются $R_{pq,z}$ и $\varphi_{pq,z}$.

Комплексную вейвлет-когерентность между рядами $p(t)$ и $q(t)$ можно записать также в полярной форме как $\rho_{pq} = |\rho_{pq}| e^{i\varphi_{pq}}$, где φ_{pq} является разностью фаз между этими рядами. Разность фаз связана с мгновенным временным

лагом между рядом $p(t)$ и рядами $q(t)$ соотношением $\Delta T = \frac{\varphi_{pq,z}}{w_f}$, где w_f –

циклическая частота, соответствующая масштабу (частоте) f .

Комплексное частичное вейвлет-усиление между рядами $p(t)$ и $q(t)$ при заданных значениях ряда $z(t)$ определяется выражением:

$$g_{pq,z} = \frac{\rho_{pq} - \rho_{pz}\bar{\rho}_{qz}}{(1 - R_{qz}^2)} \frac{\sigma_p}{\sigma_q}. \quad (13)$$

Абсолютное значение этого выражения называется частичным вейвлет-усилением и определяется как:

$$G_{pq,z} = \frac{|\rho_{pq} - \rho_{pz}\bar{\rho}_{qz}|}{(1 - R_{qz}^2)} \frac{\sigma_p}{\sigma_q}. \quad (14)$$

Формулы для общего случая (произвольное количество временных рядов), из которых были получены здесь частные формулы, приведены в приложении к статье Aguiar-Congraria et al. [24].

3.3. Визуализация диаграмм многомерного вейвлет-анализа

Мощность вейвлета и вейвлет-когерентность отображаются в виде двумерных тепловых карт с цветами от синего (указывающего низкую мощность/малую когерентность) до красного (высокая мощность/высокая когерентность). В дальнейшем эти тепловые карты будем называть диаграммами.

При вычислении SWT временного ряда конечной длины значения вейвлет-преобразования в начале и в конце ряда содержат пропущенные значения, которые затем задаются искусственно, вызывая неизбежные искажения. Область, в которой преобразование страдает от этих краевых эффектов и где, естественно, результаты всегда следует интерпретировать, осторожно называется конусом влияния (COI). Идентификация COI на диаграммах мощности вейвлета и вейвлет-когерентности осуществляется путем рисования соответствующей линии.

Чтобы проверить значимость спектра мощности вейвлета, можно принять во внимание результаты работы Zhang & Moore [28], которые показывают, что локальный спектр мощности вейвлета белого и красного шума, нормированные дисперсией временного ряда, довольно хорошо аппроксимируются распределением χ -квадрат. Проверка спектра мощности вейвлета на соответствие спектру белого шума является хорошей отправной точкой, и именно она используется в этой статье.

Доступные результаты для проверки значимости когерентности и частичной когерентности MWA накладывают слишком строгие ограничения. Kirikkaleli et al. [29] и Kirikkaleli & Sowah [30] использовали для этих целей моделирование Монте-Карло. Для этого аппроксимируется модель ARMA (1,1) к каждому временному ряду и строятся новые выборки, извлекаемые из гауссовского распределения с дисперсией, равной дисперсии оцененных членов ошибок. Для каждого набора временных рядов этот

алгоритм повторяется 5 000 раз, и затем извлекаются критические значения. На диаграммах мощности и вейвлет-когерентности уровни значимости 5 и 10 % обозначены черным и серым контуром соответственно.

Для фаз (или разностей фаз) и коэффициентов усиления отображаются средние значения (в каждый момент времени), соответствующие некоторым выбранным диапазонам частот. Поскольку фазы являются угловыми мерами, каждая средняя фаза вычисляется как среднее круговое. Также рассчитываются доверительные интервалы для среднего значения фазы, и интерпретация средней фазы в каждой точке выполняется с учетом таких крайних значений, как две конечные точки соответствующего интервала. Границы доверительных интервалов для средних фаз обозначены при визуализации черными пунктирными линиями.

Разность фаз φ_{pq} , равная 0, указывает на то, что временные ряды $p(t)$ и $q(t)$ движутся вместе с указанной временной частотой. Если разность фаз φ_{pq} находится в интервале $(0; \pi/2)$, то временные ряды изменяются синфазно, но изменения временного ряда $p(t)$ опережают вариации ряда $q(t)$. В случае $\varphi_{pq} \in (-\pi/2; 0)$ ведущим является ряд $q(t)$. Разность фаз φ_{pq} , равная π (или $-\pi$), указывает на противофазное соотношение. При $\varphi_{pq} \in (\pi/2; \pi)$ ряд $q(t)$ является ведущим, а при $\varphi_{pq} \in (-\pi; -\pi/2)$ ведущим является временной ряд $p(t)$.

Каждый средний коэффициент усиления в заданном диапазоне частот получается путем вычисления абсолютного значения среднего значения соответствующих комплексных коэффициентов усиления. Отметим, что коэффициент усиления в случае временных рядов логарифмированных данных аналогичен эластичности каждого показателя по зависимой переменной.

4. Данные и результаты исследования

В исследовании используются квартальные данные РФ с 2002 по второй квартал 2024 г.: индекс потребительских цен, курс рубля к доллару США (используется средний за квартал курс в прямой котировке), а также расходы на конечное потребление домашних хозяйств, очищенные от сезонности с помощью алгоритма X12 – ARIMA.

Все переменные представлены в виде логарифмов базисных индексов, выраженных в процентах. Статистика по обменному курсу получена на сайте Банка России¹, остальные данные получены на официальном сайте Росстата².

Анализируемые показатели и их обозначение при эконометрическом анализе и визуализации многомерного вейвлет-преобразования временных рядов этих данных приведены в табл. 1.

¹ <https://www.cbr.ru>

² <https://rosstat.gov.ru>

Таблица 1. Показатели, используемые при визуализации многомерного вейвлет-преобразования временных рядов

Table 1. Indicators used in visualization of multidimensional wavelet transform of time series

Переменная	Обозначение
Индекс потребительских цен, %	ipc
Обменный курс рубля к доллару США, %	exch
Расходы на конечное потребление домашних хозяйств, %	rasx

Источник: составлено автором.

На рис. 1 приведена динамика исследуемых переменных. Как уже отмечалось во Введении, задачей исследования является доказательство того, что многомерный вейвлет-анализ дополняет и расширяет возможности регрессионного анализа. Поэтому на первом этапе для выявления причинно-следственных долгосрочных и краткосрочных взаимосвязей между исследуемыми переменными используется эконометрический подход, основанный на использовании моделей авторегрессии и распределенного лага (ARDL), предложенный Pesaran [31].

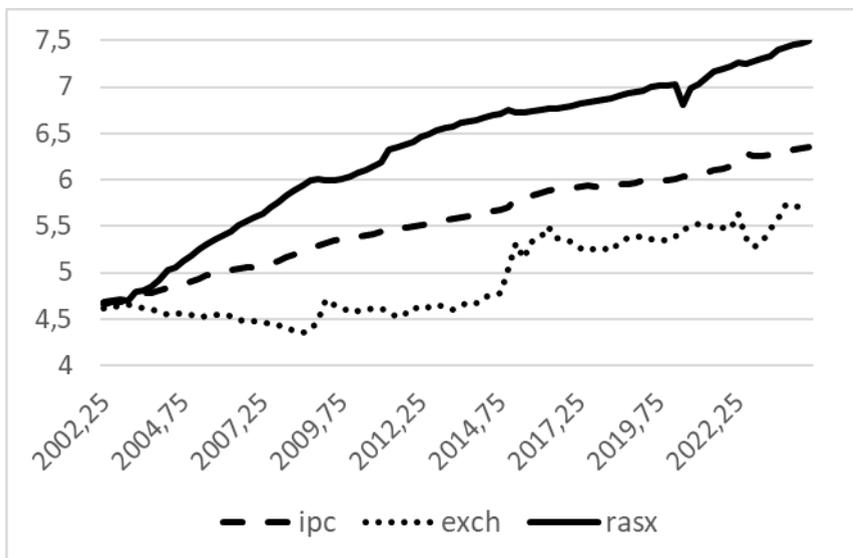


Рис. 1. Динамика логарифмов индекса потребительских цен (ipc), курса рубля к доллару США (exch), расходов на конечное потребление домашних хозяйств (rasx) с 2002 по второй квартал 2024 г. (квартальные данные)

Figure 1. Dynamics of the logarithms of the consumer price index (ipc), the ruble to the US dollar exchange rate (exch), and household final consumption expenditure (rasx) from 2002 to the second quarter of 2024 (Quarterly data)

Источник: расчеты автора на основе: <https://rosstat.gov.ru/>; <https://www.cbr.ru>

Основное достоинство этого метода, называемого методом тестирования границ (Bounds testing approaches), заключается в том, что этот подход, определяющий наличие коинтеграции между рядами, можно применять к временным рядам независимо от того, являются ли они стационарными нестационарными или взаимно коинтегрированными. Отметим, что Sankaran et al. [32] применили этот метод для анализа взаимосвязей между электропотреблением и объемом промышленного производства в десяти постиндустриальных странах. Sameh [33] с помощью этого метода исследовал причинно-следственные связи между электропотреблением и экономическим ростом в Иордании.

Тесты на единичный корень временных рядов индекса потребительских цен, курса рубля к доллару США и расходов на конечное потребление домашних хозяйств однозначно подтвердили их нестационарность. Ввиду ограниченного формата публикации результаты этих тестов не приводятся.

В связи с тем, что ЦБ России объясняет рост инфляции повышенными потребительскими расходами, в качестве спецификации выбрана модель зависимости инфляции от расходов на конечное потребление и обменного курса рубля к доллару США для российской экономики, то есть:

$$ipc_t = const + \beta_1 exch_t + \beta_2 rasx_t + \beta_3 t + \varepsilon_t, \quad (15)$$

где остатки ε_t нормальны и удовлетворяют условиям классической линейной регрессии. Заметим, что при многомерном вейвлет-анализе, в принципе, не имеет значения выбор зависимой переменной.

Критерием выбора длины лагов регрессоров ARDL модели являлись информационные критерии Akaike (AIC) и Schwartz Bayesian Criteria (SBC). В результате с помощью этих критериев выбрана модель ARDL (2,3,1):

$$ipc_t = const + \gamma_0 t + \gamma_1 \sum_{i=1}^2 ipc_{t-i} + \gamma_2 \sum_{i=0}^3 exch_{t-i} + \gamma_3 \sum_{i=0}^1 rasx_{t-i} + \varepsilon_t^1. \quad (16)$$

Для модели (16) использовался подход, основанный на методе тестирования границ, определяющий наличие коинтеграции между исследуемыми временными рядами в уравнении (15). Результаты метода тестирования границ (табл. 2) свидетельствуют о наличии коинтеграции между временными рядами (значение F -статистики находится выше верхней критической границы).

Таблица 2. Результаты метода тестирования границ

Table 2. Results of the Boundary Testing Method

F -статистика	10 %	5 %	1 %
8,833***	2,611	3,101	4,139

Примечания: *** соответствует уровню значимости 0,01; в верхней строке приведены критические границы значений для соответствующих уровней значимости; составлено автором.

Тестирование оценок уравнения (16) на наличие автокорреляции (тест Бойша – Годфри) и гетероскедастичности (тест Уайта) показало их отсутствие. Наличие коинтеграции между исследуемыми временными рядами позволяет преобразовать уравнение (16) в уравнение модели коррекции ошибок (ЕСМ):

$$\Delta ipc_t = const_{-2} + \alpha_1 \Delta ipc_{t-1} + \alpha_2^i \sum_{i=0}^2 \Delta exch_{t-i} + \alpha_3 \Delta rasx_t + \lambda ECT_{t-1} + \epsilon_t^2. \quad (17)$$

В уравнении (17) оператор Δ характеризует разность переменных первого порядка. Параметр λ характеризует скорость коррекции зависимой переменной к долгосрочному равновесному состоянию и должен иметь отрицательное значение. Чем больше значение этого параметра, тем сильнее отклик зависимой переменной (в данном случае инфляции) на отклонение от долгосрочного равновесия в предыдущем периоде. Переменная ECT_{t-1} характеризует долгосрочное равновесное состояние между исследуемыми переменными:

$$ECT_{t-1} = ipc_{t-1} - const - \beta_1 exch_{t-1} + \beta_2 rasx_{t-1} - \beta_3 (t-1). \quad (18)$$

Таким образом, модель коррекции ошибок (12) позволяет оценить краткосрочные и долгосрочные эффекты между переменными. Результаты оценки параметров уравнения коррекции ошибок (ЕСМ) методом максимального правдоподобия приведены в табл. 3.

Таблица 3. Результаты оценки параметров уравнения модели коррекции ошибок (17)

Table 3. Results of the estimation of the parameters of the error correction model equation (17)

Δipc	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf.	Interval]
λ	-0.2252473	0.0475194	-4.74	0.000	-0.3198706	-0.130624
LR						
exch	0.3161555	0.0327716	9.76	0.000	0.2308884	0.573875
rasx	0.4550864	0.0198153	22.97	0.000	0.4156451	0.4990977
β_3	0.026847	0.0012954	2.07	0.042	0.001052	0.052643
SR						
ipc						
α_1	0.4945066	0.1089226	4.54	0.000	0.277614	0.7113992
exch						
α_2^0	-0.0156488	0.0388254	-0.40	0.688	-0.09296	0.0616625
α_2^1	0.1117458	0.0367092	3.04	0.003	0.0386484	0.1848432

Окончание табл. 3

Δipc	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf.	Interval]
α_2^2	-0.1404904	0.0409188	-3.43	0.001	-0.2219701	-0.0590107
rasx						
α_3	0.0340832	0.0141965	2.40	0.019	0.0058144	0.0623519
const	0.128412	0.0278328	4.61	0.000	0.0729898	0.1838342

Источник: составлено автором.

Все параметры, характеризующие наличие долгосрочной и краткосрочной связи между переменными, кроме параметра α_2^0 , являются статистически значимыми. Уравнение долгосрочной связи между уровнем инфляции, обменным курсом и расходами домашних хозяйств в российской экономике записывается в виде:

$$ipc_t = 0,128 + 0,32exch_t + 0,46rasx_t + 0,03t + \varepsilon_t. \quad (19)$$

Таким образом, в долгосрочном периоде увеличение расходов на 1 % должно увеличивать уровень инфляции на 0,46 %, а рост обменного курса, соответственно, на 0,32 %. Таким образом, рост расходов в большей степени вызывает рост инфляции по сравнению с ослаблением национальной валюты российской экономики. Параметр λ равен $-0,225$. Соответственно, уровень инфляции подвергается корректировке в нужном направлении со скоростью, характеризуемой коэффициентом корректировки $-0,225$, перед коинтеграционным соотношением в модели ECT_{t-1} .

В табл. 4 приведены результаты краткосрочных и долгосрочных причинно-следственных связей между уровнем инфляции (ipc), обменным курсом ($exch$) и расходами домашних хозяйств ($rasx$). Эти результаты получены на основании статистического усреднения связей между переменными на всем временном горизонте. Но на разных временных отрезках могут быть различные особенности и отклонения от результатов табл. 4. Эти особенности можно выявить только с помощью многомерного вейвлет-анализа.

Следующим этапом исследования является оценка взаимосвязи между временными рядами исследуемых переменных в частотно-временной области, используя многомерные инструменты непрерывного вейвлет-анализа.

Вначале оценим множественную когерентность временных рядов, которая является в какой-то мере частотно-временным аналогом коэффициента детерминации в типичной регрессии. Затем оценим и обсудим частичную (парциальную) когерентность, частичную разность фаз и коэффициент частичного вейвлет-усиления между уровнем инфляции и каждой из макроэкономических исследуемых переменных при заданном значении другой переменной.

Таблица 4. Краткосрочные и долгосрочные зависимости между исследуемыми переменными

Table 4. Short-term and long-term relationships between the variables under study

Краткосрочная зависимость	Долгосрочная зависимость
ipc ↔ exch	exch → ipc
rasx → ipc	rasx ↔ ipc
exch нет rasx	exch нет rasx

Примечания: краткосрочная и долгосрочная зависимости между переменными определялись посредством векторной модели коррекции ошибок; двойные стрелки характеризуют двунаправленную связь, а одинарные – однонаправленную; составлено автором.

Коэффициент частичного вейвлет-усиления соответствует оценке параметров, связанных с каждой макропеременной в регрессии инфляции на обменный курс и расходы домашних хозяйств, с учетом их изменения во времени и по частотам, т. е. оценке параметров регрессии в частотно-временной области.

Наиболее целесообразно, как отметил Rua [34, 35], в данном исследовании использовать вейвлет, представляющий собой комплексную функцию, выбранную из так называемого семейства вейвлетов Морле:

$$\Psi_{k,f}^{\omega_0}(t) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2}, \quad (20)$$

при значении $\omega_0 = 6$.

Выбор комплексного вейвлета обусловлен необходимостью получения информации об амплитудах и разности фаз вейвлет – преобразований временных рядов. Кроме того, вейвлет Морле обладает повышенной разрешающей способностью в области масштабов (частот) по сравнению с другими вейвлетами, как это отметили Foufoula-Georgiou & Kumar [36] и Ramsey [37].

На рис. 2 показана диаграмма множественной когерентности зависимости инфляции от обменного курса и расходов домашних хозяйств. Из приведенной диаграммы видно, когда и на каких частотах (периодах) колебаний рядов взаимосвязи между исследуемыми переменными наиболее сильны. Области красного цвета на диаграмме соответствуют повышенной когерентности временных рядов. На диаграмме вейвлет-когерентности, как уже отмечалось выше, уровни значимости 5 % и 10 % обозначены черным и серым контуром соответственно. Верхняя часть диаграммы соответствует высокочастотной области, а нижняя часть – низкочастотной области. Соответственно, высокочастотная область характеризует краткосрочные колебания и зависимости, а низкочастотная часть – долгосрочные.

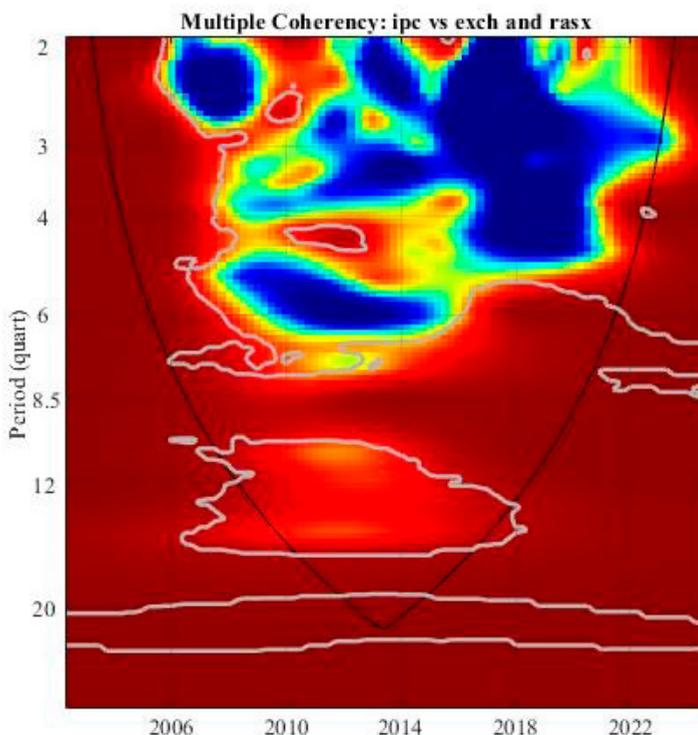


Рис. 2. Множественная когерентность зависимости инфляции от обменного курса и расходов домашних хозяйств

Figure 2. Multiple coherence of the exchange rate-inflation relationship with household spending

Источник: составлено автором.

На диаграмме отчетливо выделяется статистически значимая область на низких частотах, соответствующая циклам с продолжительностью периодичности от 20 до 24 кварталов, проходящим по всей выборке. Эта область согласованности соответствует долгосрочной взаимосвязи между исследуемыми временными рядами, что подтверждает их коинтеграцию.

Кроме того, существуют также разрозненные области согласованности в интервале средних и высоких частот, но они охватывают ограниченные временные отрезки. Одна из этих областей когерентности расположена на средних частотах и соответствует циклам с периодом от 10 до 15 кварталов, проходящим на временном отрезке от 2006 до 2018 г. В области высоких частот выделяется серый контур, охватывающий, в свою очередь, небольшие разрозненные области согласованности. Площадь, охватываемая этим контуром, соответствует краткосрочной взаимосвязи между переменными.

Последним этапом исследования является оценка и обсуждение частичной (парциальной) когерентности, частичной разности фаз и коэффициента частичного вейвлет-усиления между уровнем инфляции и каждой из макроэкономических исследуемых переменных при заданном значении другой переменной.

Отметим, что эти инструменты многомерного вейвлет-анализа позволяют уточнить и дополнить множественную когерентность исследуемых временных рядов и уточнить за счет какой из переменных (или за счет обеих) проявляется долгосрочная и краткосрочная взаимосвязь рядов, какая из переменных является опережающей при этом и так далее. Таким образом, другими словами, эти инструменты позволяют дополнить результаты эконометрического анализа. На рис. 3 суммированы данные результаты.

Для облегчения восприятия диаграммы частичной фазовой разности и коэффициента вейвлет-усиления, отображающие средние значения этих переменных соответствуют двум частотным интервалам, а именно интервалу для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов (они отражают краткосрочные и среднесрочные отношения между временными рядами) и интервалу для циклов с периодом 20–40 кварталов (они отражают долгосрочные отношения).

Диаграммы частичной когерентности расположены на рис. 3 слева. Верхняя диаграмма (a1) показывает частичную когерентность между уровнем инфляции и обменным курсом при заданном значении расходов домашних хозяйств. Нижняя диаграмма отражает частичную когерентность между уровнем инфляции и расходами домашних хозяйств при заданном значении обменного курса.

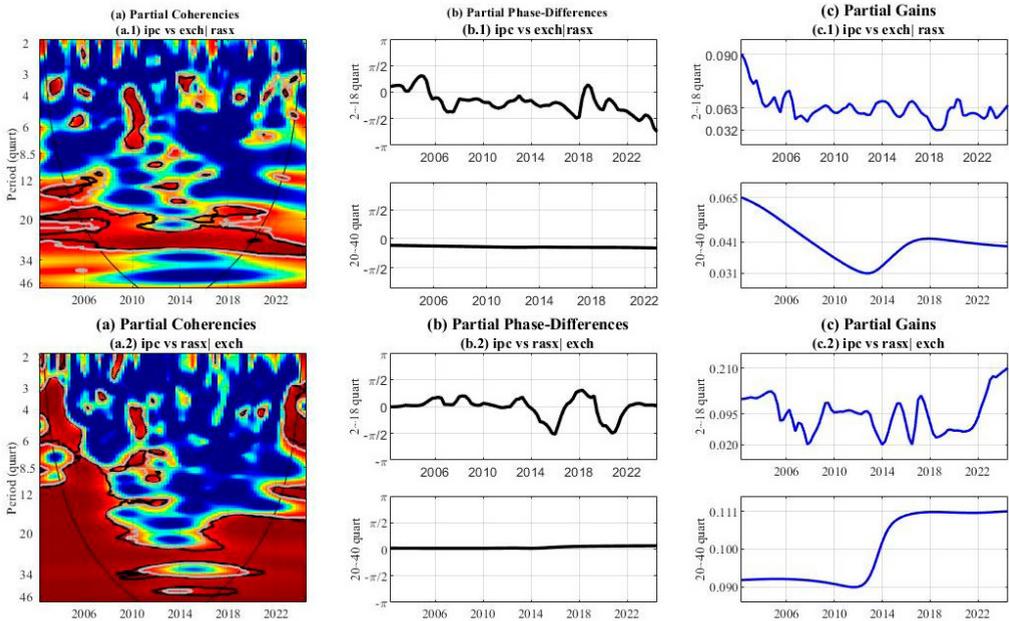


Рис. 3. Диаграммы частичной когерентности (а), частичной разности фаз (b) и коэффициента частичного вейвлет-усиления (с) между уровнем инфляции, обменным курсом и расходами домашних хозяйств

Figure 3. Plots of partial coherence (a), partial phase difference (b) and partial wavelet gain (c) between the inflation rate, exchange rate and household expenditure

Источник: составлено автором.

Следует сразу отметить наличие на обеих диаграммах (a1 и a2) низкочастотной области когерентности, характеризующей долгосрочные взаимосвязи временных рядов. При этом низкочастотная область когерентности на диаграмме зависимости уровня инфляции от расходов домашних хозяйств (диаграмма a2) более ярко выражена по сравнению с соответствующей областью на диаграмме a1 и сливается со среднечастотным и высокочастотным участками диаграммы. Этот результат свидетельствует о том, что долгосрочная и краткосрочная взаимосвязь между уровнем инфляции и расходами домашних хозяйств имеет повышенную корреляцией по сравнению с аналогичной взаимосвязью между уровнем инфляции и обменным курсом.

Диаграмма частичной разности фаз между временными рядами уровня инфляции и обменного курса (диаграмма b1) в интервале для циклов с периодом от 20 до 40 кварталов характеризует синфазность динамики этих рядов. При этом опережающей переменной для этого временного и частотного интервала является обменный курс рубля к доллару США. То есть в долгосрочном периоде существует односторонняя связь между рядами этих переменных: от обменного курса рубля к уровню инфляции.

Аналогичная диаграмма частичной разности фаз между временными рядами уровня инфляции и расходами домашних хозяйств (диаграмма b2) в этом же временном и частотном интервале характеризуется нулевой разностью фаз между рядами этих переменных. Это означает, что в долгосрочном периоде между рядами этих переменных существует двухсторонняя взаимосвязь как от расходов к уровню инфляции, так и наоборот. Полученные результаты для долгосрочного периода согласуются с результатами эконометрического анализа (см. табл. 4).

Диаграммы частичной разности фаз (диаграммы b1 и b2) между временными рядами в интервале для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов обладают большей волатильностью по сравнению с вышеописанными. Эти диаграммы характеризуют наличие и особенности краткосрочных и среднесрочных связей между переменными.

На диаграмме разности фаз между рядами уровня инфляции и обменного курса для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов можно выделить три временных интервала с различным поведением разности фаз.

1. В интервале от 2002 до 2005 г. опережающей переменной является уровень инфляции (разность фаз изменяется в интервале от 0 до $\pi/2$).
2. С 2005 по 2023 г. опережающей переменной является обменный курс (разность фаз изменяется от 0 до $-\pi/2$).
3. В период санкций с 2023 по второй квартал 2024 гг. уровень инфляции и обменный курс изменяются в противофазе (разность фаз изменяется от $-\pi/2$ до $-\pi$). При этом лидирующей переменной является уровень инфляции.

Заметим также, что в период коронавирусной инфекции в 2019–2020 гг. на диаграмме наблюдался небольшой пик, характеризующий смену разности фаз. В этот временной отрезок переменные изменялись синфазно, но лидирующей переменной являлся уровень инфляции. В соответствии с этими результатами можно выделить краткосрочные и среднесрочные причинно-следственные связи между уровнем инфляции и обменным курсом на описанных временных отрезках.

На диаграмме частичной разности фаз между рядами уровня инфляции и расходов домашних хозяйств для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов переменные изменяются синфазно на всем временном интервале. При этом также можно выделить несколько временных отрезков с различным поведением разности фаз.

1. В интервалах от 2002 до 2014 г. и от 2017 до 2019 г. опережающей переменной является уровень инфляции (разность фаз изменяется от 0 до $\pi/2$).
2. На временных отрезках от 2014 до 2017 г. и от 2019 до 2022 г. опережающей переменной является показатель – расходы домашних хозяйств (разность фаз изменяется от 0 до $-\pi/2$). Заметим, что эти временные отрезки связаны с санкциями, в связи с присоединением Крыма и с коронавирусной инфекцией.
3. В период с 2014 до 2017 г. наблюдался всплеск инфляции, хотя потребительская активность практически не изменялась. Изменялась только структура потребления.
4. В период коронавирусной инфекции, наоборот, наблюдался спад потребительской активности при низком уровне инфляции.
5. В текущий санкционный период с 2022 по второй квартал 2024 г. разность фаз между рядами уровня инфляции и расходов домашних хозяйств практически равна нулю, то есть на этом временном отрезке между этими переменными существует краткосрочная и среднесрочная двухсторонняя причинно-следственная связь. Поэтому в этот период для снижения уровня инфляции необходимо снижать расходы домашних хозяйств. Это повлечет за собой спад инфляции, что, в свою очередь, за счет обратной связи приведет к снижению расходов и так далее.

Диаграммы частичного коэффициента вейвлет-усиления (диаграммы c_1 и c_2) характеризуют степень влияния одной переменной на другую в частотно-временном интервале и являются аналогом эластичностей в регрессионном уравнении. На диаграмме c_1 для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов показано, что максимальное влияние уровень инфляции (эта переменная являлась лидирующей) оказывал на обменный курс в 2002 г. Затем влияние обменного курса (эта переменная являлась лидирующей) на уровень инфляции уменьшалось и в период с 2005 по 2024 г. было прак-

тически одинаковым (характеризовалось высокочастотными колебаниями в узком интервале). Более резкое снижение влияния инфляции на обменный курс наблюдалось в период коронавирусной инфекции с 2019 по 2020 г.

В долгосрочном периоде для циклов с периодом от 20 до 40 кварталов влияние обменного курса на инфляцию с 2002 до 2014 г. постепенно уменьшалось, затем до 2018 г. возрастало и после 2019 г. медленно снижалось. Максимальное значение коэффициента вейвлет-усиления в 2002 г. на обеих диаграммах связано с максимальным уровнем инфляции в этом году по сравнению с последующим периодом.

На диаграмме частичного коэффициента вейвлет-усиления (верхняя диаграмма с2) для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов показано, что, начиная с 2019 г. по текущий момент (второй квартал 2014 г.), постоянно растет влияние расходов домашних хозяйств на уровень инфляции. Причем до 2022 г. (период коронавируса) это влияние является односторонним, а начиная с 2022 г., как отмечалось выше, двухсторонним. В предшествующие периоды до 2019 г. этот коэффициент постоянно колеблется.

В долгосрочном периоде для циклов с периодом от 20 до 40 кварталов (нижняя диаграмма с2) частичный коэффициент вейвлет-усиления для переменных уровень инфляции и расходы домашних хозяйств до 2013 г. постоянен, затем до 2018 г. он растет и с 2018 г. по текущий момент этот коэффициент опять не изменяется. Отметим, что на всем временном отрезке с 2002 г. по текущий момент между рассматриваемыми переменными существует двухсторонняя связь.

Отметим также, что численное значение частичного коэффициента вейвлет-усиления для зависимости инфляции от расходов домашних хозяйств как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде на всех временных отрезках, превышает аналогичное значение коэффициента для зависимости инфляции от обменного курса. Это согласуется с результатом, полученным для регрессионной ARDL модели в долгосрочном периоде (уравнение 19).

Таким образом, проведенное исследование показывает, с одной стороны, преимущества многомерного вейвлет-анализа перед эконометрическим, а с другой – дополняет и расширяет возможности регрессионного анализа.

6. Обсуждение

Полученные посредством многомерного вейвлет-анализа результаты совпадают с результатами эконометрического метода, представленными в табл. 3 и 4. В частности, в табл. 4 приведены результаты краткосрочных и долгосрочных причинно-следственных связей между уровнем инфляции, обменным курсом и расходами домашних хозяйств, полученные на основании статистического усреднения связей между переменными на всем временном горизонте. Из анализа данных этой таблицы можно сделать вывод о схожем поведении временных рядов в долгосрочном периоде и наличии

коинтеграции между рядами переменных, выявляемой при эконометрическом подходе и многомерном вейвлет-анализе.

Но на разных временных отрезках в краткосрочном и среднесрочном периоде могут быть различные особенности и отклонения в поведении исследуемых временных рядов от результатов, представленных в табл. 4. Эти особенности можно выявить только с помощью многомерного вейвлет-анализа, что показывает преимущества данного метода перед эконометрическим за счет частотно-временной локализации особенностей временных рядов.

В данном контексте представляет интерес результат, заключающийся в том, что диаграммы частичной разности фаз и коэффициента вейвлет-усиления между временными рядами в интервале для циклов с периодом от 2 до 18 кварталов обладают большой волатильностью. Отметим, что эти диаграммы характеризуют наличие и особенности краткосрочных и среднесрочных связей между переменными. Волатильность динамики частичной разности фаз и частичного коэффициента вейвлет-усиления означает, что на разных временных отрезках взаимосвязи между рядами изменяются как по направлению, так и по численному значению.

Особый интерес представляют результаты, полученные методом MWA для текущего временного периода, характеризуемого наличием санкций, наложенных на экономику РФ со стороны недружественных стран. В частности, в этот период с 2023 по второй квартал 2024 г. уровень инфляции и обменный курс изменяются в противофазе. При этом лидирующей переменной является уровень инфляции.

Также отметим, что в текущий санкционный период с 2022 по второй квартал 2024 г. разность фаз между рядами уровня инфляции и расходов домашних хозяйств практически равна нулю, то есть на этом временном отрезке между этими переменными существует краткосрочная и среднесрочная двухсторонняя причинно-следственная связь. При этом коэффициент частичного вейвлет-усиления в этот период постоянно увеличивается и достигает максимума во втором квартале 2024 г., то есть обоюдные эластичности уровня инфляции по расходам и расходов домашних хозяйств по инфляции постоянно возрастают.

В долгосрочном периоде коэффициент частичного вейвлет-усиления в интервале для циклов с периодом от 20 до 40 кварталов для переменных уровень инфляции и расходы домашних хозяйств достигает максимума в 2018 г. и с тех пор не изменяется. Соответственно, обоюдные эластичности этих переменных для этого интервала циклов в текущем санкционном отрезке также максимальны.

Численное значение частичного коэффициента вейвлет-усиления для зависимости инфляции от расходов домашних хозяйств как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде на всех временных отрезках превышает аналогичное значение коэффициента для зависимости инфляции от обменного

курса. Таким образом, расходы домашних хозяйств являются более важным детерминантом по сравнению с обменным курсом в зависимости уровня инфляции от этих переменных. Этот результат согласуется, как уже отмечалось выше, с результатом, полученным для регрессионной ARDL модели в долгосрочном периоде (уравнение 19).

Результаты, полученные посредством многомерного вейвлет-анализа, также подтверждают и расширяют результаты влияния обменного курса на инфляцию, полученные Monfared & Akin [20] и Valogo et al. [13].

Аналогично, полученная взаимосвязь инфляции и потребительских расходов домашних хозяйств дополняет результаты, полученные Bachmann et al. [15] и Duca-Radu et al. [17].

Таким образом, применение многомерного вейвлет-анализа подтверждает гипотезу о том, что этот метод дополняет и расширяет возможности эконометрического анализа. Отметим также, что вейвлет-анализ может использоваться в качестве опережающего индикатора при прогнозировании бизнес-циклов, как показано авторами Kruger [38] и Bruzda [39]. Результаты вейвлет-анализа полезны также при разработке различных стратегий. Например, Bai & Ng [40] получили результаты для циклов средней и низкой частоты, интересные лицам, разрабатывающим планы на среднесрочную и долгосрочную перспективу.

Отметим также основное преимущество многомерного вейвлет-анализа перед эконометрическим методом. Последний для анализа краткосрочных и долгосрочных взаимосвязей между временными рядами ограничен необходимостью коинтеграции между ними. В то время как применение вейвлет-анализа для данных целей не требует наличия этого ограничения.

7. Заключение

В данной статье представлен анализ взаимосвязи между уровнем инфляции, обменным курсом рубля к доллару США и расходами домашних хозяйств (в индексном измерении) в экономике России. В этом исследовании применялся эконометрический инструментарий и метод многомерного вейвлет-анализа (MWA), включающий в себя множественную и частичную когерентность вейвлетов с целью анализа взаимосвязи между анализируемыми переменными в различных частотных и временных диапазонах, частичную разность фаз и коэффициент частичного вейвлет-усиления для оценки величины взаимосвязи. Фактически метод MWA представляет собой регрессию в частотно-временном диапазоне.

Результаты многомерного вейвлет-анализа показали, что на разных временных отрезках в краткосрочном и среднесрочном периоде могут быть различные особенности и отклонения в поведении исследуемых временных рядов, которые невозможно выявить методами регрессионного анализа. Эти особенности можно выявить только с помощью многомерного вейвлет-

анализа, что показывает преимущества данного метода перед эконометрическим.

Показано, что расходы домашних хозяйств как в краткосрочном, так и в долгосрочном временном периоде, являются более важным детерминантом по сравнению с обменным курсом в зависимости уровня инфляции от этих переменных. Особый интерес представляют результаты, полученные методом MWA для текущего временного периода, характеризуемого наличием санкций, наложенных на экономику РФ со стороны недружественных стран. В частности, в текущий период с 2022 по второй квартал 2024 г. между уровнем инфляции и расходами домашних хозяйств существует краткосрочная и среднесрочная двухсторонняя причинно-следственная связь. При этом коэффициент частичного вейвлет-усиления в этот период постоянно увеличивается и достигает максимума во втором квартале 2024 г. Соответственно, обоюдные эластичности уровня инфляции по расходам и расходов домашних хозяйств по инфляции постоянно возрастают.

Полученные результаты анализа циклов высокой и низкой частоты интересны для лиц, принимающих краткосрочные и долгосрочные решения. Вейвлет-анализ может использоваться в качестве опережающего индикатора при прогнозировании бизнес-циклов.

Возможный диапазон применения метода многомерного вейвлет-анализа огромен. В частности, частичная разность фаз и частичное вейвлет-усиление позволяют получить информацию о величине влияния, оказываемой шоком одной переменной на другую, что представляет интерес для лиц, принимающих решения. Всякий раз, когда необходимо проверить теорию или модель, имеющую разные последствия для разных временных горизонтов, этот метод может быть очень полезен.

Список использованных источников

1. *Svensson L. E.O.* Open-economy inflation targeting // *Journal of International Economics*. 2000. Vol. 50, Issue 1. Pp. 155–183. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00078-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00078-6)
2. *Dornbusch R.* Expectations and exchange rate Dynamics // *The Journal of Political Economy*. 1976. Vol. 84, No. 6. Pp. 1161–1176. <https://doi.org/10.1086/260506>
3. *Crowley P. M.* A guide to wavelets for economists // *Journal of Economic Surveys*. 2007. Vol. 21, Issue 2. Pp. 207–267. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2006.00502.x>
4. *Torrence C., Compo, G.P.* A practical guide to wavelet analysis // *Bulletin of the American Meteorological Society*. 1998. Vol. 79, Issue 1. Pp. 61–78. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1998\)079%3C0061:APGWA%3E2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1998)079%3C0061:APGWA%3E2.0.CO;2)
5. *Grinsted A., Moore J. C., Jevrejeva S.* Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series // *Nonlinear Processes in Geophysics*. 2004. Vol. 11, Issue 5/6. Pp. 561–566. <http://dx.doi.org/10.5194/npg-11-561-2004>
6. *Астафьева Н.* Вейвлет-анализ: основы теории и примеры применения // *Успехи физических наук*. 1996. Т. 166. С. 1145–1170. <https://doi.org/10.3367/UFNr.0166.199611a.1145>
7. *Magazzino C., Mele M.* On the relationship between transportation infrastructure and economic development in China // *Research in Transportation Economics*. 2021. Vol. 88. 100947. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2020.100947>

8. Magazzino C., Mutascu M. A wavelet analysis of Italian fiscal sustainability // Journal of Economic Structures. 2019. Vol. 8. 19. <https://doi.org/10.1186/s40008-019-0151-5>
9. Sims C. A. Macroeconomics and Reality // Econometrica. 1980. Vol. 48, No. 1. Pp. 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
10. Перевышин Ю. Краткосрочное прогнозирование инфляции в российской экономике // Экономическая политика. 2022. Т. 17, № 5. С. 8–25. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2022-5-8-25>
11. Walsh C. Monetary Theory and Policy. Third Edition. Massachusetts Institute of Technology, 2010. 613 p. URL: https://students.aiu.edu/submissions/profiles/resources/online-Book/N6v4L3_walsh.pdf
12. Gali J. Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework. Princeton University Press, 2008. 287 p. URL: https://perhuaman.wordpress.com/wpcontent/uploads/2014/06/gali_polc3adtica_monetaria.pdf
13. Valogo M., Duodu E., Yusif H., Baidoo S. Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant? // Research in Globalization. 2023. Vol. 6. 10119. <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100119>
14. Пономарев Ю. Ю. Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в российских отраслях промышленности // Экономическая политика. 2015. Т. 10, № 5. С. 53–70. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2015-5-03>
15. Bachmann R., Berg O. T., Sims R. E. Inflation expectations and readiness to spend: Cross-sectional evidence // American Economic Journal: Economic Policy. 2015. Vol. 7, No. 1. Pp. 1–35. <https://doi.org/10.1257/pol.20130292>
16. Burke A. M., Ozdagli A. Household inflation expectations and consumer spending: Evidence from panel data // Working Papers 2110. Federal Reserve Bank of Dallas, 2021. 107 p. <https://doi.org/10.24149/WP2110>
17. Duca-Radu I., Kenny G., Reuter A. Inflation expectations, consumption and the lower bound: Micro evidence from a large multi-country survey // Journal of Monetary Economics. 2021. Vol. 118. Pp. 120–134. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2020.03.005>
18. Coibion O., Georgarakos D., Gorodnichenko Y., van Rooij M. How does consumption respond to news about inflation? Field evidence from a randomized control trial // American Economic Journal: Macroeconomics. 2023. Vol. 15, No. 3. Pp. 109–152. <https://doi.org/10.1257/mac.20200445>
19. Aboudi S., Jouali Y., Bakkouchi M., Echaoui A. Analyzing the Dynamics of Inflation, Exchange Rates and Economic Growth through the Gini Index: Modeling VAR in Morocco // International Journal of Economics and Financial. 2024. Vol. 14, No. 6. Pp. 136–144. <http://dx.doi.org/10.32479/ijefi.16922>
20. Monfared S., Akin F. The Relationship Between Exchange Rates and Inflation: The Case of Iran // European Journal of Sustainable Development. 2017. Vol. 6, Issue 4. Pp. 329–340. <https://doi.org/10.14207/ejsd.2017.v6n4p329>
21. Sari S., Panggabean M. The Influence of the Exchange Rate, Money Supply, Exports, Bank Indonesia's Reference Interest Rates and the Price of Gold on Inflation in Indonesia // Journal of Economics, Finance and Management Studies. 2024. Vol. 7, Issue 5. Pp. 2964–2972. <https://doi.org/10.47191/jefms/v7-i5-69>
22. Mandler M., Scharnagl M. Money growth and consumer price inflation in the euro area: a wavelet analysis // Bundesbank Discussion Paper. No. 33/2014. Deutsche Bundesbank, 2014. 37 p. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2797012>
23. Wu J., Abban O., Boadi A., Addae E., Akhtar M., Hongxing Y., Ofori C. Time-frequency contained co-movement of renewable electricity production, globalization, and CO2 emissions: A wavelet-based analysis in Asia // Energy Reports. 2022. Vol. 8. Pp. 15189–15205. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2022.11.054>

24. *Aguiar-Conraria L., Martins M. F., Soares M. J.* Estimating the Taylor Rule in the Time-Frequency Domain // *Journal of Macroeconomics*. 2018. Vol. 57. Pp. 122–137. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.05.008>
25. *Le T.* Connectedness between nonrenewable and renewable energy consumption, economic growth and CO2 emission in Vietnam: New evidence from a wavelet analysis // *Renewable Energy*. 2022. Vol. 195. Pp. 442–454. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.05.083>
26. *Aguiar-Conraria L., Soares M.* The continuous wavelet transform: Moving beyond uni- and bivariate analysis // *Journal of Economic Surveys*. 2013. Vol. 28, Issue 2. Pp. 344–375. <https://doi.org/10.1111/joes.12012>
27. *Cohen E., Walden A.* A statistical study of temporally smoothed wavelet coherence // *IEEE Transactions on Signal Processing*. 2010. Vol. 58, Issue 6. Pp. 2964–2973. <https://doi.org/10.1109/TSP.2010.2043139>
28. *Zhang Z., Moore J. C.* Comment on Significance tests for the wavelet power and the wavelet power spectrum by Ge // *Annales Geophysicae*. 2012. Vol. 30, Issue 12. Pp. 1743–1750. <https://doi.org/10.5194/angeo-30-1743-2012>
29. *Kirikaleli D., Adedoyin F., Bekun F.* Nuclear energy consumption and economic growth in the UK: Evidence from wavelet coherence approach // *Journal of Public Affairs*. 2021. Vol. 21, Issue 1. e2130. <https://doi.org/10.1002/pa.2130>
30. *Kirikaleli D., Sowah J. K.* A wavelet coherence analysis: Nexus between urbanization and environmental sustainability // *Environmental Science and Pollution Research*. 2020. Vol. 27, Issue 24. Pp. 30295–30305. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09305-y>
31. *Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J.* Bounds testing approaches to the analysis of level relationships // *Journal of Applied Econometrics*. 2001. Vol. 16, Issue 3. Pp. 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
32. *Sankaran A., Kumar S., Arjun K., Mousumi D.* Estimating the causal relationship between electricity consumption and industrial output: ARDL bounds and Toda-Yamamoto approaches for ten late industrialized countries // *Heliyon*. 2019. Vol. 5, Issue 6. e01904. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01904>
33. *Ajlouni S.* Energy Consumption and Economic Growth in Jordan: An ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration // *Jordan Journal of Economic Sciences*. 2015. Vol. 2, No. 2. Pp. 143–161. <http://dx.doi.org/10.12816/0026318>
34. *Rua A.* Wavelets in Economics // *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies*. 2012. Vol. 8. Pp. 71–79. URL: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab201208_e.pdf
35. *Rua A.* Worldwide synchronization since the nineteenth century: A wavelet-based view // *Applied Economics Letters*. 2013. Vol. 20, Issue 8. Pp. 773–776. <https://doi.org/10.1080/13504851.2013.758472>
36. *Foufoula-Georgiou E., Kumar P.* Wavelet Analysis in Geophysics: An Introduction // *Wavelet Analysis and Its Applications*. 1994. Vol. 4. Pp. 1–43. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-052087-2.50007-4>
37. *Ramsey J.* Wavelets in economics and finance: past and future // *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 2002. Vol. 6, Issue 3. Pp. 29–41. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1090>
38. *Kruger J.* A Wavelet Evaluation of Some Leading Business Cycle Indicators for the German Economy // *Journal of Business Cycle Research*. 2021. Vol. 17. Pp. 293–319. <https://doi.org/10.1007/s41549-021-00060-8>
39. *Bruzda J.* The wavelet scaling approach to forecasting: Verification on a large set of noisy data // *Journal of Forecasting*. 2020. Vol. 39, Issue 3. Pp. 353–367. <https://doi.org/10.1002/for.2634>
40. *Bai J., Ng S.* Forecasting economic time series using targeted predictors // *Journal of Econometrics*. 2008. Vol. 146, Issue 2. Pp. 304–317. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.08.010>

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Серков Леонид Александрович

Кандидат физико-математических наук, доцент, старший научный сотрудник Центра развития и размещения производительных сил Института экономики Уральского отделения РАН, г. Екатеринбург, Россия (620014, г. Екатеринбург, ул. Московская, 29); ORCID <https://orcid.org/0000-0002-3832-3978> e-mail: serkov.la@uicc.ru

БЛАГОДАРНОСТИ

Статья подготовлена в соответствии с планом НИР ИЭ УрО РАН на 2023 г.

ДЛЯ ЦИТИРОВАНИЯ

Серков Л. А. Анализ взаимосвязей инфляции, обменного курса и расходов домохозяйств в экономике России с применением вейвлет-анализа // Journal of Applied Economic Research. 2025. Т. 24, № 1. С. 59–90. <https://doi.org/10.15826/vestnik.2025.24.1.003>

ИНФОРМАЦИЯ О СТАТЬЕ

Дата поступления 19 ноября 2024 г.; дата поступления после рецензирования 12 декабря 2024 г.; дата принятия к печати 16 декабря 2024 г.

Analysis of the Relationship between Inflation, Exchange Rate and Household Expenditures in the Russian Economy Using Wavelet Analysis

Leonid A. Serkov  

*Institute of Economics, The Ural Branch of Russian Academy of Sciences,
Yekaterinburg, Russia*

 serkov.la@uiiec.ru

Abstract. This article presents an analysis of the relationship between the inflation rate, the ruble to the US dollar exchange rate and household spending in the Russian economy. This study used econometric tools and the multivariate wavelet analysis (MWA) method, which includes multiple and partial wavelet coherence to analyze the relationship between the analyzed variables in different frequency and time ranges, partial phase difference and partial wavelet gain coefficient to estimate the magnitude of the relationship. In fact, the MWA method is a regression in the frequency-time range. The results obtained by means of multivariate wavelet analysis, on the one hand, coincide with the results of the econometric method, and on the other hand, show the advantages of multivariate wavelet analysis over econometric analysis due to the frequency-time localization of time series features. It is shown that household expenditures in both the short and long term are a more important determinant compared to the exchange rate in the dependence of the inflation rate on these variables. Of particular interest are the results obtained by the MWA method for the current time period characterized by the presence of sanctions imposed on the Russian economy by unfriendly countries. In particular, in the current period from 2022 to the second quarter of 2024, there is a short-term and medium-term two-way causality between the inflation rate and household expenditures. At the same time, the partial wavelet gain coefficient during this period is constantly increasing and reaches a maximum in the second quarter of 2024. That is, the mutual elasticities of the inflation rate by expenditures and household expenditures by inflation are constantly increasing. The results of the analysis of high-frequency cycles are of interest to short-term decision makers. The results obtained for medium and low-frequency cycles are of interest to those developing plans for the medium and long term.

Key words: autoregressive distributed lag model; multivariate wavelet analysis; multiple and partial coherence; partial phase difference; partial wavelet gain coefficient.

JEL C54

References

1. Svensson, L.E.O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, Vol. 50, Issue 1, 155–183. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00078-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00078-6)
2. Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, 1161–1176. <https://doi.org/10.1086/260506>
3. Crowley, P.M. (2007). A guide to wavelets for economists. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, Issue 2, 207–267. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2006.00502.x>
4. Torrence, C., Compo, G.P. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, Vol. 79, Issue 1, 61–78. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1998\)079%3C0061:APGTTWA%3E2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1998)079%3C0061:APGTTWA%3E2.0.CO;2)

5. Grinsted, A., Moore, J.C., Jevrejeva, S. (2004). Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*, Vol. 11, Issue 5/6, 561–566. <http://dx.doi.org/10.5194/npg-11-561-2004>
6. Astafieva, N. (1996). Wavelet Analysis: Fundamentals of Theory and Application Examples. *Physic-Uspekhi*, Vol. 166, 1145–1170. (In Russ). <https://doi.org/10.3367/UFNr.0166.199611a.1145>
7. Magazzino, C., Mele, M. (2021). On the relationship between transportation infrastructure and economic development in China. *Research in Transportation Economics*, Vol. 88, 100947. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2020.100947>
8. Magazzino, C., Mutascu, M. (2019). A wavelet analysis of Italian fiscal sustainability. *Journal of Economic Structures*, Vol. 8, 19. <https://doi.org/10.1186/s40008-019-0151-5>
9. Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
10. Perevyshein, Yu. (2022). Short-term inflation forecasting in the Russian economy. *Economic Policy*, Vol. 17, No. 5, 8–25. (In Russ). <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2022-5-8-25>
11. Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy*. Third Edition. Massachusetts Institute of Technology, 613 p. Available at: https://students.aiu.edu/submissions/profiles/resources/online-Book/N6v4L3_walsh.pdf
12. Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press, 287 p. Available at: https://perhuaman.wordpress.com/wpcontent/uploads/2014/06/gali_polc3adtica_monetaria.pdf
13. Valogo, M., Duodu, E., Yusuf, H., Baidoo, S. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant? *Research in Globalization*, Vol. 6, 10119. <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100119>
14. Ponomarev, Yu. (2015). The effect of the transfer of the ruble exchange rate dynamics to prices in Russian industries. *Economic Policy*, Vol. 10, No. 5, 53–70. (In Russ). <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2015-5-03>
15. Bachmann, R., Berg, O.T., Sims, R.E. (2015). Inflation expectations and readiness to spend: Cross-sectional evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7, No. 1, 1–35. <https://doi.org/10.1257/pol.20130292>
16. Burke, A.M., Ozdagli, A. (2021). Household inflation expectations and consumer spending: Evidence from panel data. *Working Papers 2110*. Federal Reserve Bank of Dallas, 107 p. <https://doi.org/10.24149/WP2110>
17. Duca-Radu, I., Kenny, G., Reuter, A. (2021). Inflation expectations, consumption and the lower bound: Micro evidence from a large multi-country survey. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 118, 120–134. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2020.03.005>
18. Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y., van Rooij, M. (2023). How does consumption respond to news about inflation? Field evidence from a randomized control trial. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 15, No. 3, 109–152. <https://doi.org/10.1257/mac.20200445>
19. Aboudi, S., Jouali, Y., Bakkouchi, M., Echaoui, A. (2024). Analyzing the Dynamics of Inflation, Exchange Rates and Economic Growth through the Gini Index: Modeling VAR in Morocco. *International Journal of Economics and Financial*, Vol. 14, No. 6, 136–144. <http://dx.doi.org/10.32479/ijefi.16922>
20. Monfared, S., Akin, F. (2017). The Relationship Between Exchange Rates and Inflation: The Case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, Vol. 6, Issue 4, 329–340. <https://doi.org/10.14207/ejsd.2017.v6n4p329>
21. Sari, S., Panggabean, M. (2024). The Influence of the Exchange Rate, Money Supply, Exports, Bank Indonesia's Reference Interest Rates and the Price of Gold on Inflation in Indonesia. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, Vol. 7, Issue 5, 2964–2972. <https://doi.org/10.47191/jefms/v7-i5-69>

22. Mandler, M., Scharnagl, M. (2014). Money growth and consumer price inflation in the euro area: a wavelet analysis. *Bundesbank Discussion Paper*, No. 33/2014. Deutsche Bundesbank, 37 p. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2797012>
23. Wu, J., Abban, O., Boadi, A., Addae, E., Akhtar, M., Hongxing, Y., Ofori, C. (2022). Time-frequency contained co-movement of renewable electricity production, globalization, and CO2 emissions: A wavelet-based analysis in Asia. *Energy Reports*, Vol. 8, 15189–15205. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2022.11.054>
24. Aguiar-Conraria, L., Martins, M.F., Soares, M.J. (2018). Estimating the Taylor Rule in the Time-Frequency Domain. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 57, 122–137. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.05.008>
25. Le, T. (2022). Connectedness between nonrenewable and renewable energy consumption, economic growth and CO2 emission in Vietnam: New evidence from a wavelet analysis. *Renewable Energy*, Vol. 195, 442–454. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.05.083>
26. Aguiar-Conraria, L., Soares, M. (2013). The continuous wavelet transform: Moving beyond uni- and bivariate analysis. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 28, Issue 2, 344–375. <https://doi.org/10.1111/joes.12012>
27. Cohen, E., Walden, A. (2010). A statistical study of temporally smoothed wavelet coherence. *IEEE Transactions on Signal Processing*, Vol. 58, Issue 6, 2964–2973. <https://doi.org/10.1109/TSP.2010.2043139>
28. Zhang, Z., Moore, J.C. (2012). Comment on Significance tests for the wavelet power and the wavelet power spectrum by Ge. *Annales Geophysicae*, Vol. 30, Issue 12, 1743–1750. <https://doi.org/10.5194/angeo-30-1743-2012>
29. Kirikkaleli, D., Adedoyin, F., Bekun, F. (2021). Nuclear energy consumption and economic growth in the UK: Evidence from wavelet coherence approach. *Journal of Public Affairs*, Vol. 21, Issue 1, e2130. <https://doi.org/10.1002/pa.2130>
30. Kirikkaleli, D., Sowah, J.K. (2020). A wavelet coherence analysis: Nexus between urbanization and environmental sustainability. *Environmental Science and Pollution Research*, Vol. 27, Issue 24, 30295–30305. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09305-y>
31. Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, Issue 3, 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
32. Sankaran, A., Kumar, S., Arjun, K., Mousumi, D. (2019). Estimating the causal relationship between electricity consumption and industrial output: ARDL bounds and Toda-Yamamoto approaches for ten late industrialized countries. *Heliyon*, Vol. 5, Issue 6, e01904. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01904>
33. Ajlouni, S. (2015). Energy Consumption and Economic Growth in Jordan: An ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration. *Jordan Journal of Economic Sciences*, Vol. 2, No. 2, 143–161. <http://dx.doi.org/10.12816/0026318>
34. Rua, A. (2012). Wavelets in Economics. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies*, Vol. 8, 71–79. Available at: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab201208_e.pdf
35. Rua, A. (2013). Worldwide synchronization since the nineteenth century: A wavelet-based view. *Applied Economics Letters*, Vol. 20, Issue 8, 773–776. <https://doi.org/10.1080/13504851.2013.758472>
36. Foufoula-Georgiou, E., Kumar, P. (1994). Wavelet Analysis in Geophysics: An Introduction. *Wavelet Analysis and Its Applications*, Vol. 4, 1–43. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-052087-2.50007-4>
37. Ramsey, J. (2002). Wavelets in economics and finance: past and future. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 6, Issue 3, 29–41. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1090>

38. Kruger, J. (2021). A Wavelet Evaluation of Some Leading Business Cycle Indicators for the German Economy. *Journal of Business Cycle Research*, Vol. 17, 293–319. <https://doi.org/10.1007/s41549-021-00060-8>

39. Bruzda, J. (2020). The wavelet scaling approach to forecasting: Verification on a large set of noisy data. *Journal of Forecasting*, Vol. 39, Issue 3, 353–367. <https://doi.org/10.1002/for.2634>

40. Bai, J., Ng, S. (2008). Forecasting economic time series using targeted predictors. *Journal of Econometrics*, Vol. 146, Issue 2, 304–317. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.08.010>

INFORMATION ABOUT AUTHOR

Leonid Aleksandrovich Serkov

Candidate of Physical and Mathematical Sciences, Associate Professor, Senior Researcher, The Center for the Development and Placement of Productive Forces, Institute of Economics, The Ural Branch of Russian Academy of Sciences, Yekaterinburg, Russia (620014, Yekaterinburg, Moskovskaya street, 29); ORCID <https://orcid.org/0000-0002-3832-3978> e-mail: serkov.la@uiec.ru

ACKNOWLEDGMENTS

The study was carried out in accordance with the research plan of the Institute of Economics of the Ural Branch of the Russian Academy of Sciences.

FOR CITATION

Serkov, L.A. (2025). Analysis of the Relationship between Inflation, Exchange Rate and Household Expenditures in the Russian Economy Using Wavelet Analysis. *Journal of Applied Economic Research*, Vol. 24, No. 1, 59–90. <https://doi.org/10.15826/vestnik.2025.24.1.003>

ARTICLE INFO

Received November 19, 2024; Revised December 12, 2024; Accepted December 16, 2024.

