НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

Влияние цен производителей на потребительскую инфляцию в Казахстане

Департамент денежно-кредитной политики
Экономическое исследование №2022-5

Ержан И.
Кулкаева А.

Экономические исследования и аналитические записки Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также других научно-исследовательских работ сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий. Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Влияние цен производителей на потребительскую инфляцию в Казахстане.
NBRK – WP – 2022 – 5

© Национальный Банк Республики Казахстан
Любое воспроизводство представленных материалов допускается только с разрешения авторов

Влияние цен производителей на потребительскую инфляцию в Казахстане

Ержан Ислам[1]
Кулкаева Алтын[2]

Аннотация

Осуществление политики инфляционного таргетирования предполагает внедрение и постоянное совершенствование системы прогнозирования и анализа макроэкономических переменных, в частности инфляции. Перманентный прогресс направлен на улучшение качества проводимого анализа и повышение точности прогнозов экономического развития через улучшение прогнозных моделей, а также расширение понимания причин и структуры инфляционных процессов.

В данной работе авторами были использованы различные статистические методы (тест на причинную связь: Грейнджер (подход Тоды-Ямамото), а также вейвлет анализ) для оценки влияния различных индексов цен производителей на потребительскую инфляцию в Казахстане.

Ключевые слова: инфляция, индекс цен производителей, индекс потребительских цен, вейвлет анализ, причинно-следственная связь.

JEL-классификация: E31, E19, E39

[1] Ержан Ислам – главный экономист АО «Центр развития платежных и финансовых технологий Национального Банка Республики Казахстан. E-mail: I.Yerzhan@payfintech.kz
[2] Кулкаева Алтын – главный специалист-аналитик управления макроэкономических исследований и прогнозирования Департамента денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан. E-mail: Altyn.Kulkaeva@nationalbank.kz

Содержание

1. Введение 5
2. Обзор литературы 7
3. Используемые данные и методология 10
4. Обсуждение результатов 15
5. Выводы и рекомендации для дальнейших исследований 23
6. Список литературы 24
7. Приложения 26

1. Введение

Инфляция представляет собой показатель, измеряющий рост цен за определенный период времени (Mankiw and Taylor, 2020). В Казахстане инфляция измеряется при помощи индекса потребительских цен – ИПЦ, который состоит из более 500 товаров. Инфляция является одним из самых важных макроэкономических показателей, который отражает состояние и качество экономики. Высокие темпы инфляции способны привести к существенным дисбалансам в экономике и негативно отразиться на богатстве и доходах населения. Стабильные и низкие темпы инфляции, наоборот, способствуют экономическому росту и накоплению богатства, формируя у экономических агентов соответствующие ожидания.

В целях сдерживания инфляции на стабильно низких уровнях для планомерного развития экономики многие центральные банки как развитых, так и развивающихся стран придерживаются режима инфляционного таргетирования. Реализация данного режима требует публичное определение цели по инфляции и использование инструментов, имеющихся в арсенале центрального банка для ее достижения (Jahan, 2017).

С 2015 года Национальный Банк Республики Казахстан следует принципам режима инфляционного таргетирования. Осуществление политики инфляционного таргетирования предполагает внедрение и постоянное совершенствование системы прогнозирования и анализа макроэкономических переменных, в частности инфляции. В этой связи для Национального Банка актуальным является вопрос постоянного улучшения данной системы и профессионального развития аналитиков, участвующих в данных процессах. Перманентный прогресс направлен на улучшение качества проводимого анализа и повышение точности прогнозов экономического развития через улучшение прогнозных моделей, а также расширение понимания причин и структуры инфляционных процессов.

Сама природа инфляционных процессов подвержена влиянию большого количества факторов. Основными драйверами инфляции могут являться инфляция предложения(издержек) и спроса, импортируемая инфляция.

В данном исследовании рассматривается влияние инфляции со стороны предложения, которая определяется и рассчитывается через индекс цен производителей – ИЦП.

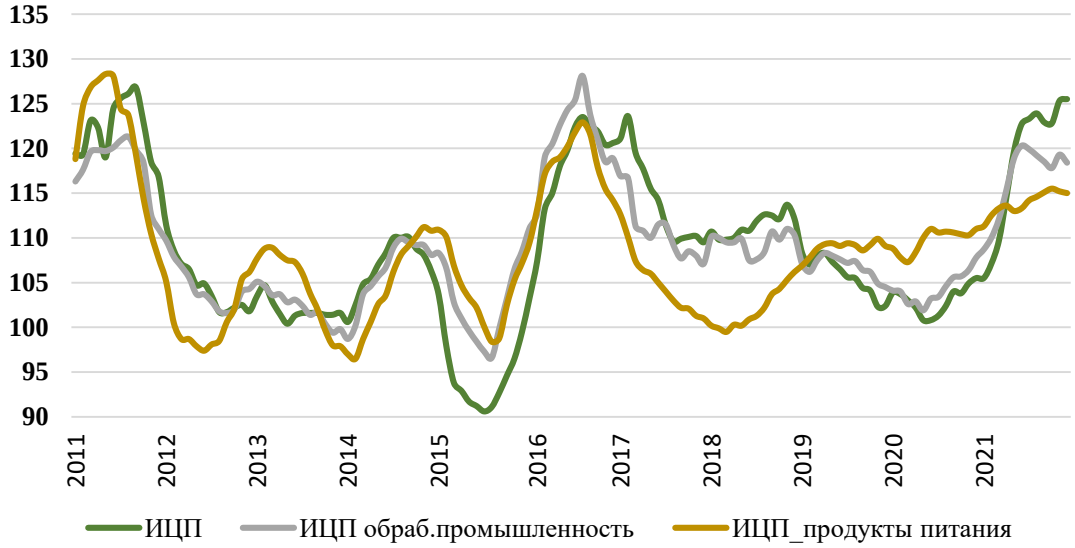
ИЦП отражает среднее изменение цен на готовую продукцию и услуги производственного характера промышленных предприятий Казахстана. Индекс отслеживает изменение цен производителей без учета налогов на добавленную стоимость и акцизов, торговой наценки, а также расходов на транспорт и продвижение. Согласно Методике[3], цены производителей включают все рыночные цены по производству и переработке вне зависимости

[3] Об утверждении Методики построения индексов цен производителей в промышленности. Приказ Председателя Комитета по статистике Министерства национальной экономики РК от 31 мая 2016 года № 98

от отправки товаров (услуг) на внутренний либо внешний рынки. Индекс охватывает изменение цен в разрезе видов продукции и услуг, произведенных на различных стадиях.

На рисунке 1 приведена динамика различных индексов производителей за последние десять лет.

Рисунок 1. Динамика ИЦП за 2011-2021 годы, г/г



Источник: БНС АСПР РК

Влияние индекса цен производителей на потребительские цены связано с тем, что изменение цен на сырье распространяется на промежуточную цену товаров, а также на конечную продукцию. Рост цен на сырье влияет на цены промежуточных продуктов, цены производителей готовой продукции и, наконец на потребительские товары. Следовательно, рост цен производителей в конечном итоге влияет на рост потребительских цен (Rogers, 1998).

В тоже время, хоть и не явная, существует обратная взаимосвязь данных переменных, согласно которой, изменение цен на конечные потребительские товары влияет на стоимость сырья, а значит и себестоимость производства. Это связано с тем, что конечная цена производителя обычно включает надбавку к издержкам производства, таким как затраты на заработную плату, а также стоимость сырья, которые могут повыситься в периоды общего роста цен – инфляции. В этой связи рост потребительских цен вынуждает производителей повышать зарплаты, тем самым создавая дополнительное повышательное давление на цены производителей (Colclough and Lange, 1982).

При этом взаимосвязь цен производителей и потребительских цен может быть не только односторонней (ИЦП → ИПЦ или ИПЦ → ИЦП) но и двухсторонней (ИЦП ↔ ИПЦ), либо отсутствовать вообще (Akcay, 2011).

В данной работе авторами были использованы различные статистические методы (тест на причинно-следственную связь, в том числе подход Тоды и Ямамото, а также вейвлет анализ) для оценки влияния различных индексов цен производителей на потребительскую инфляцию в Казахстане.

Исследование состоит из нескольких частей. Второй раздел представлен обзором литературы, в котором рассмотрены аналогичные работы других авторов с описанием полученных результатов. В третьем разделе описывается методология. Далее представлен раздел обсуждения результатов, в котором авторы приводят описание результатов оценки. Выводы по данному исследованию и дальнейшие рекомендации являются заключительным разделом работы.

2. Обзор литературы

Взаимосвязь между индексами цен производителей и потребительских цен издавна является одной из важных тем для изучения в экономической среде. Результаты исследований могут быть полезными как для экономической науки, так и для процесса принятия решений в области денежно-кредитной политики. Эмпирические исследования по данному вопросу проводятся на примере различных стран и на разных временных интервалах.

Общепринятой и более интуитивной точкой зрения является односторонняя связь между ценами производителей и ценами потребителей. Вместе с тем, в отдельных работах обнаруживалась как односторонняя причинно-следственная связь (ИЦП $\rightarrow$ ИПЦ либо ИПЦ $\rightarrow$ ИЦП), так и наличие взаимного влияния показателей друг на друга (ИЦП $\leftrightarrow$ ИПЦ). Однако результаты исследований могут различаться в зависимости от используемых методов и данных.

В большинстве работ для подобного анализа использовались векторные модели авторегрессии (VAR) или модели коррекции ошибок (VECM).

Debby и Anggraeni (2018) исследовали взаимосвязь показателей в Индонезии на основе векторной авторегрессионной модели с тестом причинности Грэйнджера. В отличие от других работ, в исследовании рассматривались не только общие ИЦП и ИПЦ, а также взаимосвязь соответствующих подиндексов цен на продовольствие, напитки, табачную продукцию, одежду. Авторы сделали заключение о том, что общие цены производителей могут быть опережающим индикатором для потребительской инфляции, влияние шока затухает в течение 6-7 месяцев. При этом продовольственный индекс потребительских цен имеет двунаправленную взаимосвязь с индексом цен производителей продуктов питания, т.е. они оба могут быть опережающими индикаторами друг для друга. И наконец, потребительские цены на одежду являются опережающим индикатором для цен производителей одежды. В аналогичной работе, с использованием общих показателей в Великобритании и Турции авторы получили результат о взаимной причинно-следственной связи ИПЦ и ИЦП. Также как в предыдущей работе, авторами использована оценка на основе векторной авторегрессии с получением импульсных откликов, теста Грэйнджера (Topuz, 2017)

В своей работе Akcay (2011) изучил причинно-следственную связь между ИЦП и ИПЦ, используя данные пяти европейских странах. Тесты на коинтеграцию и на причинность Грейнджера по методу Тода-Ямамото за период с 1995 по 2007 годы показали влияние цен производителей на потребительские цены во Франции и Финляндии, присутствие двухсторонней взаимосвязи в Германии и отсутствие значимой связи в Швеции и Нидерландах.

Результаты односторонней связи между ИЦП и ИПЦ в Малайзии были получены и в работе Ghazali (2008). Как и в предыдущем исследовании, в работе применяется как стандартный тест причинности Грейнджера, так и модифицированный тест Вальда, предложенный Тодой и Ямамото.

В некоторых случаях авторы разделяли временной ряд на отдельные периоды. Так, в работе Ceylan (2020) взаимосвязь между показателями в США изучалась на двух периодах: 1947-1982 годы и 1983-2019 годы. Наличие коинтеграции между переменными позволило автору построить векторную модель коррекции ошибок. В результате была обнаружена долгосрочная односторонняя причинно-следственная связь между ИПЦ и ИЦП, особенно во втором периоде. Влияние инфляции спроса объясняется тем, что фирмы адаптируют цены на основе ожидаемой потребительской инфляции, корректируя зарплаты и определяя наценки. Такие же результаты (инфляция спроса) получены в работе Ülke (2013), в которой изучена взаимосвязь между ИЦП и ИПЦ в Турции на основе векторной модели коррекции ошибок и теста причинности Грэйнджера. Результаты исследования свидетельствовали о том, что ИПЦ является причиной изменения цен производителей в долгосрочном периоде. В краткосрочном периоде взаимосвязь между индикаторами не выявлена.

В работе экономистов Sidaoui, Capistrán, Chiquiar, Ramos-Francia (2009) из Банка Мексики, которые исследовали взаимосвязь между ИЦП и ИПЦ в Мексике на основе выборочного и вневыборочного теста причинности Грэйнджера, используя векторную модель коррекции ошибок. В отличие от предыдущей работы они пришли к выводу, что односторонняя причинно-следственная связь по Грейнджеру от промышленных к потребительским ценам существует в долгосрочной перспективе, но в краткосрочной перспективе между ними нет связи.

Yin, Jia (2013) в своей работе использовали тест причинности Грэйнджера в пороговой векторной модели коррекции ошибок (M-TV ECM) между ИЦП и ИПЦ в семи странах (Канада, Дания, Индонезия, Япония, Пакистан, Испания, Уругвай). Двухсторонняя взаимосвязь была обнаружена во всех странах, кроме Испании, где наблюдалось одностороннее влияние ИПЦ на ИЦП.

В тоже время традиционные методы на основе полной выборки игнорируют причинно-следственную связь в подвыборках. Также такие методы не могут обнаружить изменения во времени при оценке взаимосвязи между переменными. Традиционный тест на причинно-следственную связь

Грейнджера сталкивается с проблемой спецификации модели, числа лагов и ложной регрессии.

Еще одним методом, направленным на выявление и анализ взаимосвязи переменных, является вейвлет анализ. Идея использования данного метода, как отдельной математической конструкции, появилась еще в середине 1980-х годов. Суть вейвлет анализа заключается в оценке спектральных характеристик временного ряда как функции времени, показывая, как различные периодические компоненты временного ряда изменяются с течением времени. Волновое преобразование расщепляет временной ряд на смещённые и масштабированные версии функции – материнская волна с ограниченным спектральным диапазоном и ограниченной продолжительностью во времени (Conraria, Azevedo, Soares, 2008).

В отличие от классических эконометрических методов оценки причинно-следственных связей вейвлет-анализ имеет такие преимущества, как:

– визуализация данных как во временном, так и частотном представлении;

– исследование одновременной динамики показателей и изменения причинно-следственных связей во времени;

– отсутствие ограничений по тесту на коинтеграцию и определения числа лагов. Взаимосвязи между переменными могут быть нестабильными из-за структурных изменений и результаты на основе полной выборки могут быть нежелательными (Khalid Khan, 2018).

Вдобавок, данный инструмент не требует стационарности входных данных (Roueff and Sachs, 2009).

В настоящее время вейвлет анализ широко используется в физике, геофизике, астрономии, эпидемиологии, обработке сигналов, океанографии. К сожалению, несмотря на все свои возможности, этот метод используется в экономике довольно редко. Многие экономисты отдают предпочтение традиционным эконометрическим методам, упуская из виду возможности использования волнового анализа для изучения экономических данных и их взаимосвязей. В тоже время вейвлет анализ получил широкое применение в сфере финансов (Conraria, Azevedo, Soares, 2008).

Первой работой, в которой вейвлет анализ используется для определения взаимосвязи цен производителей и потребительских цен, можно считать работу Tiwari, Mutascu, Andries (2013) на примере Румынии. По результатам исследования отмечается, что обе переменные на протяжении большей части времени находятся в одной фазе (совпадение траектории движения, а также локальных максимумов и минимумов). В одни периоды времени наблюдается зависимость ИПЦ от ИЦП, в другие периоды – цен производителей от потребительских (инфляция спроса). При этом, в отдельные периоды времени синхронное движение двух переменных под влиянием общих факторов указывает на отсутствие зависимости одной переменной от другой. Кроме того, авторы указывают на то, что взаимосвязь

индекса потребительских цен и цен производителей помимо внутренних факторов зависит и от внешней конъюнктуры.

Другой работой, в которой исследователи определяют взаимосвязь между ценами производителей и индексом потребительских цен в Чехии посредством Вейвлет-анализа является работа Khan, Su, Tao и Chu (2018). Как и в случае с Румынией, результаты исследования указывают на разнонаправленность связей ИЦП и ИПЦ, а также отсутствие в определенные периоды причинно-следственных связей. При этом зависимость двух переменных является кратковременной.

Кроме того, авторами рассматривается роль обменного курса в причинно-следственной связи между инфляцией и ценами производителей. Включение обменного курса усиливает взаимное влияние двух переменных друг на друга и расширяет временной горизонт этого влияния. Сравнение оценочных результатов указывает на то, что причинно-следственная связь между потребительскими ценами и ценами производителей более чувствительна к внешним факторам.

Двухсторонняя зависимость между ценами производителей и потребительскими ценами наблюдается и в Мексике (Tiwari, Suresh, Arouri, Teulon, 2014). В отличии от Румынии и Чехии, где опережающее влияние одной из двух переменных зависит от наблюдаемого периода времени, в Мексике данная зависимость зависит от временного горизонта. Так, в краткосрочной перспективе (1-7 месяцы) отмечается зависимость цен производителей от потребительских цен, а среднесрочном периоде (8-32 месяцы), наоборот, потребительская инфляция зависит от инфляции производителей. В работе также отмечается, что такая причинно-следственная связь двух переменных дает большие возможности для центрального банка Мексики для реализации политики инфляционного таргетирования.

В Казахстане аналогичные исследования по взаимосвязи между ценами производителей и ценами потребителей не были обнаружены, в этой связи в данной работе рассмотрены различные подходы.

3. Используемые данные и методология

Используемые данные

В работе использованы ежемесячные данные по индексам производителей промышленной продукции и индексам потребительских цен за период с 2011 по 2021 годы, а также их компоненты, опубликованные на информационно-аналитической платформе «Талдау» БНС АСПиР[4].

Данные по компонентам включают индексы цен производителей продуктов питания и, соответственно, показатели продовольственной потребительской инфляции, а также в качестве альтернативы общего индекса

[4] Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан

цен производителей – индекс производителей в обрабатывающей промышленности, индексы цен производителей потребительских товаров. Последний включает в основном такие товары, как продукты питания, ГСМ, т.е. не включает экспортно-ориентированные сырьевые товары.

Данные для классических эконометрических методов представлены в качестве базисных индексов (2010 = 100) с сезонной очисткой (Census-12) и прологарифмированы. При использовании вейвлет анализа брались исходные данные без предварительной обработки.

VAR/тесты причинности

В этой работе в качестве первого метода для исследования взаимосвязи между ценами производителей и потребителей используются модели векторной авторегрессионной модели (VAR). Для анализа данных – тест на причинно-следственную связь Грейнджера.

Модели векторной авторегрессии широко используются при анализе взаимозависимости между текущими и прошлыми значениями переменных. В таких моделях изменения в переменной объясняются системой одновременных уравнений лагированных значений самой переменной и других переменных, используемых в анализе. Для набора из n временных рядов базовая модель может быть представлена как:

$$X_t = C + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \cdots A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

где X_t = (X_{1t}, X_{2t}…. X_{nt}) вектор временных рядов, C= (C_1, C_2… C_n) – вектор постоянных членов, A_i= (A_1, A_2…A_n) – матрица коэффициентов, p – порядок лага в модели и ε_t = (ε_{1t}, ε_{2t} … ε_{nt}) – вектор случайных ошибок (белый шум).

Проверка на стационарность данных является одним из первых этапов анализа временных рядов на основе моделей VAR. Данные временных рядов могут включать или не включать единичный корень. Если среднее значение и дисперсия переменной изменяются со временем, можно сказать, что эта переменная не является стационарной, т.е. она включает единичный корень. В этой работе проверка стационарности проводится с использованием расширенного теста Дикки Фуллера (ADF).

Проверка причинности может быть проведена в зависимости от порядка интеграции переменных. Если переменные являются интегрированными при первой разности I(1) и коинтегрированы, то уравнение строится на переменных в первой разности и включается механизм коррекции ошибок. Для определения коинтеграции используется тест Энгла-Грэйнджера, основанный на коинтеграционном уравнении, оцененном с помощью метода наименьших квадратов.

Согласно критерию причинности Грейнджера, разработанному Грейнджером (1969) и основанному на регрессионном процессе, X_t вызывает причинность Грейнжера Y_t, если значения переменной Y_t могут быть объяснены значениями переменной X_t. Грейнджер определил простую причинную связь как следующую модель:

$$X_t = \sum_{j=1}^{m} a_j X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^{p} c_j X_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} d_j Y_{t-i} + \eta_t \quad (3)$$

параметры m, n, p и q обозначают оптимальную длину лага, определяемую в соответствии с одним или несколькими критериями Акаике, Шварца или Ханны-Куин (AIC, SC и HQ). Если значения bj значительно отличаются от нуля, Y_t является Грэйнджер-причиной для X_t. Соответственно, если значения cj значительно отличаются от нуля, то X_t – Грэйнджер-причина для Y_t. Если существуют оба этих случая, то существует двунаправленная связь.

В дополнение к подходу Грейнджера используется модифицированная версия теста причинности Грейнджера для оценки надежности результатов.

Модифицированный Вальд тест был предложен Toda и Yamamoto (1995) для исследования причинности. Эта процедура была предложена с целью преодоления проблемы недопустимых асимптотических критических значений при выполнении тестов причинности в нестационарных временных рядах.

В отличие от традиционного теста на причинность Грэйнджера, подход Тода-Ямамото применяется в векторной авторегрессии в уровнях, а не первой разности переменных.

Преимущество использования подхода заключается в том, что для проверки причинно-следственной связи Грейнджера в рамках модели векторной авторегрессии нет необходимости предварительно проверять переменные на стационарность и коинтеграцию при условии, что максимальный порядок интеграции не превышает оптимальный лаг в модели.

Вместе с тем, процедура Тода-Ямамото не заменяет традиционную предварительную проверку единичных корней и коинтеграции при анализе временных рядов. Они считаются дополняющими друг друга.

Подход Тода-Ямамото включает оценку расширенной модели векторной авторегрессии (k + dmax), где k – это оптимальная величина лага в исходной модели, а dmax – максимальный порядок интегрирования переменных.

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d} \alpha_{1i} X_t + \sum_{j=1}^{k+d} \alpha_{2j} Y_{t-j} + u_t \quad (4)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{1i} Y_t + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{2j} X_{t-j} + v_t \quad (5)$$

В подходе Тода-Ямамото используется модифицированный тест Вальда (MWald) для определения нулевых ограничений на параметры исходной модели. Коэффициенты лагированных dmax векторов игнорируются в модели.

Если исходные данные стационарны, то этот подход становится эквивалентным стандартному тесту Грэйнджера.

Вейвлет анализ

Вейвлет – это функция с нулевым средним значением, локализованная как по частоте, так и по времени. Вейвлет можно охарактеризовать по тому насколько он локализован во времени (Δt) и частоте (Δω – пропускная способность). Классическая версия принципа неопределенности Гейзенберга построена на том, что всегда существует компромисс между локализацией во времени и частоте. В этой связи Δt и Δω должны быть определены должным образом. Вейвлет Морле обеспечивает баланс между локализацией времени и частоты и поэтому позволяет хорошо идентифицировать и выделять периодические сигналы.

Будучи комплексным вейвлет Морле дает сложное преобразование информации как об амплитуде, так и о фазе, которая важна для изучения синхронизма между различными временными рядами. В своей упрощенной версии вейвлет Морле определяется как:

$$\psi_0(\eta) = \pi^{-1/4}\, e^{i\omega_0\eta}\, e^{-1/2\eta^2} \qquad (6)$$

где ω_0 – безразмерная частота, а η – безразмерное время.

Идея непрерывного вейвлет-преобразования (CWT) состоит в том, чтобы применить вейвлет как полосовой (Band-pass) фильтр к временным рядам. Вейвлет растянут во времени и изменяет свой масштаб (s) так, чтобы $\eta = s \cdot t$ и нормализовывает его. Для вейвлета Морле период Фурье (λ_{wt}) почти равен масштабу.

Непрерывное вейвлет-преобразование временного ряда ($x_n, n = 1, \ldots, N$) с равномерным временным шагом δt, определяется как свертка x_n с масштабированной и нормализованной волной.

$$W_n^X(s) = \sqrt{\frac{\delta t}{s}} \sum_{n'=1}^{N} x_{n'} \psi_0 \left[(n' - n)\frac{\delta t}{s}\right] \qquad (7)$$

Мощность вейвлета определяется как $|W_n^X(s)|^2$. Комплексный аргумент $W_n^X(s)$ можно интерпретировать как локальную фазу.

Непрерывное вейвлет-преобразование имеет краевые артефакты, потому что вейвлет не полностью локализован во времени. Поэтому полезно ввести конус влияния (COI), в котором не игнорируются краевые эффекты. COI принимается как область, в которой мощность вейвлета, вызванная разрывом на границе, упала до значения e^{-2} на границе.

Статистическую значимость мощности вейвлета можно оценить относительно нулевой гипотезы о том, что сигнал генерируется стационарным процессом с заданным фоновым спектром мощности P_k.

Вейвлет-преобразование можно рассматривать как последовательность серии band-pass фильтров, применяемых к временным рядам, где масштаб вейвлета линейно связан с характерным периодом фильтра (λ_{wt}). Следовательно, для стационарного процесса со спектром мощности P_k

дисперсия в данном масштабе вейвлета по теореме свертки Фурье является дисперсией в соответствующем диапазоне P_k. Если P_k достаточно гладкий, то мы можем аппроксимировать дисперсию в заданном масштабе с P_k, используя преобразование $k^{-1} = \lambda_{wt}$. В своей работе Gilbert и Compo (1998) использовали методы Монте-Карло, чтобы показать, что это приближение демонстрирует хорошие результаты для спектра AR1. Затем они рассчитали, что вероятность того, что мощность волны для процесса с заданным спектром мощности (P_k), больше, чем p

$$D\left(\frac{|W_n^X(s)|^2}{\sigma_x^2} < p\right) = \frac{1}{2} P_k \chi_v^2(p) \tag{8}$$

где v равно 1 для действительных и 2 для сложных вейвлетов.

Взаимное вейвлет-преобразование (XWT) двух временных рядов x_n и y_n определяется как $W^{XY} = W^X W^{Y*}$, где * обозначает комплексное сопряжение. Далее определяется мощность перекрестного вейвлета как $|W^{XY}|$. Комплексный аргумент $\arg(W^{xy})$ интерпретируется как локальная относительная фаза между x_n и y_n в частотно-временном пространстве. Теоретическое распределение мощности перекрестного вейвлета двух временных рядов со спектрами фоновой мощности P_k^X и P_k^Y представлено как Torrence и Compo (1998).

$$D\left(\frac{|W_n^X(s) W_n^{Y*}(s)|}{\sigma_X \sigma_Y} < p\right) = \frac{Z_v(p)}{v} \sqrt{P_k^X P_k^Y} \tag{9}$$

где Z_v(p) – уровень достоверности, связанный с вероятностью p.

Мощность кросс-вейвлета выявляет области с высокой общей мощностью. Другой полезной мерой является то, насколько когерентно перекрестное вейвлет-преобразование в частотно-временном пространстве. Согласно Torrence и Webster (1999) вейвлет-когерентность двух временных рядов определяется как:

$$R_n^2(s) = \frac{|S(s^{-1} W_n^{XY}(s))|^2}{S(s^{-1}|W_n^X(s)|^2) * S(s^{-1}|W_n^Y(s)|^2)} \tag{10}$$

где S – оператор сглаживания. Данное выражение похоже на определение традиционного коэффициента корреляции и можно утверждать о когерентности вейвлета как о локализованном коэффициенте корреляции в частотно-временном пространстве. Оператор сглаживания S определяется следующим выражением.

$$S(W) = S_{scale}(S_{time}(W_n(S))) \tag{11}$$

где S_{scale} обозначает сглаживание вдоль оси масштаба вейвлета, а S_{time} – сглаживание во времени. Спроектировать оператор сглаживания необходимо таким образом, чтобы он имел такой же паттерн, как и используемый вейвлет. Для вейвлета Морле подходящий оператор сглаживания определён в работе Torrence и Webster (1999):

$$S_{time}(W)|_s = \left(W_n(s) * c_1^{\frac{-t^2}{2s^2}}\right)|_s,$$

$$S_{time}(W)|_s = (W_n(s) * c_2 \Pi(0{,}6s))|_n \tag{12}$$

где c_1 и c_2 – константы нормализации, а П – функция прямоугольника. Коэффициент 0,6 представляет собой эмпирически определенную масштабную длину декорреляции для вейвлета Морле (Torrens and Compo, 1999). На практике обе свертки выполняются дискретно, поэтому нормировочные коэффициенты определяются численно.

Уровень статистической значимости когерентности вейвлета оценивается методами Монте-Карло. Генерируется большой ансамбль пар суррогатных наборов данных с теми же коэффициентами AR1, что и входной набор данных. Для каждой пары вычисляется когерентность вейвлета. Затем оценивается уровень значимости для каждой шкалы, используя только значения вне конуса влияния. Эмпирическая проверка показывает, что коэффициенты AR1 слабо влияют на уровень значимости. При этом специфика оператора сглаживания имеет большое значение. Для оценки уровня значимости методом Монте-Карло требуется порядка 1000 пар наборов суррогатных данных. Количество шкал на октаву должно быть достаточно большим, чтобы зафиксировать прямоугольную форму оператора сглаживания шкалы, минимизируя время вычислений (Grinsted, Moore, Jevrejeva, 2014).

4. Обсуждение результатов

Все используемые данные демонстрируют, что нулевая гипотеза о единичном корне в уровнях не может быть отвергнута. Согласно данным таблицы 1 все ряды являются стационарными при первой разности.

Таблица 1. Результаты расширенного теста Дики-Фуллера*

для базисного ряда (2010=100)

Наименование переменной	ADF test: level		ADF test: 1-st diff	
	t-stat	prob.	t-stat	prob.
lcpi	-2.513063	0.3215	-4.544349	0.0019***
lfood_cpi	-2.865119	0.1776	-3.774644	0.0213**
lppi	-1.987939	0.6021	-6.603878	0.0000***
lppi_man	-2.576622	0.2917	-5.116436	0.0002***
lppi_consumer	-2.357645	0.3999	-5.391952	0.0001***
lfood_ppi	-1.585569	0.7933	-5.685921	0.0000***

*Примечание: H0 - данные не стационарны или содержат единичный корень, основан на информационном критерии Акаике, ***, **, ** – 1%, 5%, 10% уровень значимости, соответственно*

Источник: расчеты авторов

Учитывая, что переменные интегрированы при первой разности и являются I (1), гипотеза о коинтеграции между переменными проверяется с помощью теста Энгла-Грэйнджера для определения долгосрочной взаимосвязи между переменными. Статистика тестов на коинтеграцию представлена в таблице 2. Нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции не

может быть отвергнута, что указывает на отсутствие долгосрочной взаимосвязи.

Таблица 2. Тест Энгла-Грэйнджера на коинтеграцию

Переменная (лаг)	tau-stat	Prob.
lcpi	-1.925752	0.5682
lppi	-2.038884	0.5099
lcpi	-1.748755	0.6559
lppi_man	-1.386185	0.8043
lcpi	-1.125790	0.8764
lppi_consumer	-1.002424	0.9014
lfood_cpi	-2.350242	0.3529
lfood_ppi	-2.068188	0.4947

Примечание: H_0 – данные не коинтегрированы, модель с константой
Источник: расчеты авторов, исходные данные БНС АСПР РК

В этой связи тест на причинность Грэйнджера будет определен в рамках векторных моделей авторегрессии на данных с первой разностью.

Определение лага в моделях векторной авторегрессии является важным этапом, поскольку больший либо меньший лаг ведет к неправильной спецификации модели. Большинство моделей VAR оцениваются с использованием симметричных лагов, т.е. для всех переменных во всех уравнениях модели используется одинаковая длина лага. Длина лага часто выбирается с использованием явного статистического критерия, такого как AIC или SIC. В таблице 3 приведены результаты с использованием информационного критерия Акаике и Шварца. Оптимальный лаг для расчетов основан на для моделей с использованием общих индексов ИПЦ и ИЦП равен 1, максимальный лаг 8 для модели с использованием промышленных и потребительских цен на продовольствие согласно критерию Акаике.

Таблица 3. Оптимальный лаг

на основе информационном критерии Акаике (AIC) и Шварца (SC)

Лаг	**dlcpi dlppi**		**dlcpi dlppi_manuf**		**dlcpi dlppi_consumer**		**dlfood_cpi dlfood_ppi**	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
0	-11.99402	-11.94829	-13.98438	-13.93865	-15.23388	-15.18815	-11.16386	-11.11765
1	**-12.56274***	**-12.42556***	-14.52029	**-14.38311***	-15.68648	**-15.54930***	-11.98175	**-11.84311***
2	-12.54283	-12.31420	**-14.58340***	-14.35477	-15.71392	-15.48529	-11.92446	-11.69341
3	-12.52538	-12.20529	-14.57609	-14.25601	**-15.78097***	-15.46088	-11.88455	-11.56107
4	-12.49223	-12.08069	-14.58143	-14.16989	-15.74973	-15.33819	-11.87489	-11.45899
5	-12.47808	-11.97509	-14.53261	-14.02962	-15.72106	-15.21806	-11.91211	-11.40378
6	-12.42611	-11.83166	-14.50955	-13.91511	-15.67465	-15.08021	-11.91640	-11.31565
7	-12.36479	-11.67890	-14.47956	-13.79367	-15.65638	-14.97048	-11.88368	-11.19050
8	-12.41358	-11.63622	-14.42919	-13.65183	-15.61031	-14.83296	**-12.00595***	-11.22036

Источник: расчеты авторов

Согласно таблице 4, где приведены результаты теста причинности Грэйнджера, связь между общими ИЦП и ИПЦ не существует, т.е. эти

индикаторы не могут быть использованы для прогнозирования друг друга. Односторонняя связь наблюдается от цен производителей в обрабатывающей промышленности к потребительским ценам, при этом более узкий индекс производителей потребительских товаров испытывает обратную связь и зависит от потребительских цен. И, наконец, цены производителей продуктов питания являются опережающим индикатором для динамики цен на продукты питания в Казахстане (на уровне значимости 5%). Двухсторонней взаимосвязей ни в одной группе индикаторов не обнаружено.

Таблица 4. Результаты теста причинности Грэйнджера

Зависимая переменная	Независимая переменная	Лаг	Chi-sq	Prob.	Направление причинности
dlcpi	**dlppi**	**1**	0.401479	0.5263	-----
dlppi	**dlcpi**		0.185002	0.6671	
dlcpi	**dlppi_manuf**	**2**	28.52456	0.0000	ppi_manuf→ cpi
dlppi_manuf	**dlcpi**		2.602610	0.2722	
dlcpi	**dlppi_consumer**	**3**	1.589098	0.6619	cpi →
dlppi_consumer	**dlcpi**		19.01502	0.0003	ppi_consumer
dlfood_cpi	**dlfood_ppi**	**8**	14.28621	0.0746	food_ppi →
dlfood_ppi	**dlfood_cpi**		6.453678	0.5966	food_cpi

Источник: расчеты авторов

Отсутствие связи между общим индексом производителей и потребительскими ценами может быть обусловлено тем, что значительная часть продукции казахстанских производителей относится к горнодобывающей промышленности и не отражает товары, включенные в потребительскую корзину.

Влияние производителей продуктов питания на продовольственную инфляцию обусловлено тем, что большинство продуктов питания производится в Казахстане, внутренняя обеспеченность составляет в среднем около 80%.

Вместе с тем, влияние потребительской инфляции на цены производителей потребительских товаров (которые включают также продукты питания) может указывать на то, что другие товары, входящие в индекс, могут испытывать на себе влияние спроса. Однако, оставшиеся товары в основном относятся к категории энергоносителей (ГСМ, уголь, газ, электроэнергия), цены на которые большую часть анализируемого периода регулировались, а также слабо зависели от ценообразования на мировых рынках. В этой связи, такое влияние может быть объяснено общим повышением спроса на все товары и услуги, которое сопровождается повышением цен у конечных продавцов. В свою очередь, это в дальнейшем влияет на повышение цен у внутренних производителей потребительских товаров.

Вместе с тем, подход Тода-Ямамото, выполненного на исходных временных рядах, обнаружил одностороннюю взаимосвязь только между ценами производителей в обрабатывающей промышленности и потребительскими ценами (Таблица 5).

Таблица 5. Результаты теста причинности Грэйнджера (Тода-Ямамото)

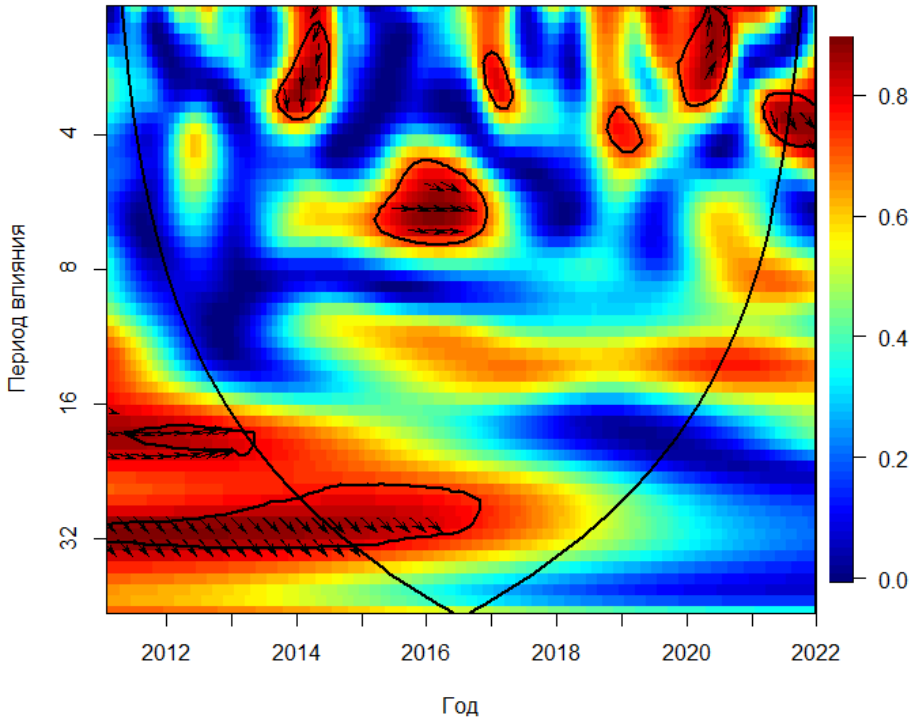
Зависимая переменная	Независимая переменная	Лаг	VAR Уровень (k+dmax)	Chi-sq	Prob.	Направление причинности
lcpi	lppi	1	2	0.337240	0.9309	-----
lppi	lcpi			0.007516	0.6671	
lcpi	lppi_manuf	2	3	28.52456	0.0000	ppi_manuf→ cpi
lppi_manuf	lcpi			2.357928	0.3076	
lcpi	lppi_consumer	3	4	3.023450	0.3880	--------
lppi_consumer	lcpi			4.903698	0.1790	
lfood_cpi	lfood_ppi	8	9	12.94110	0.1139	---------
lfood_ppi	lfood_cpi			6.842318	0.5537	

Примечание: d (max) =1, поскольку порядок интегрирования равен 1. Выбор лага на основе критерия Акаике.

Источник: данные БНС АСПР РК, расчеты авторов

Результаты вейвлет анализа между ценами производителей и потребительскими ценами, приведенные на рисунке 2, как и в случае с результатами теста причинности Грэйнджера, не продемонстрировали существенной взаимосвязи между переменными на анализируемом периоде.

Рисунок 2. Результаты вейвлет анализа между ИЦП и ИПЦ



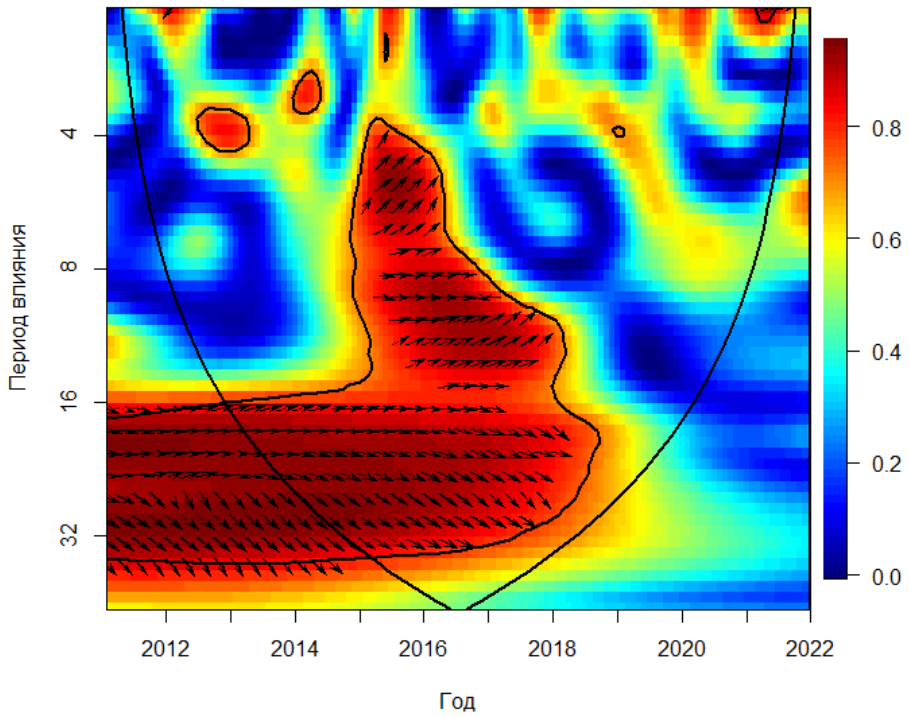
Примечание: Черный контур указывает на 5% уровень значимости по отношению к красному шуму, который оценивается на основе моделирования методом Монте-Карло с помощью фазового рандомизированного суррогатного ряда. Синий цвет указывает на низкую когерентность, тогда как красный цвет обозначает высокую когерентность. Направление стрелок показывает разность фаз, проциклическое направление – стрелка вправо, ациклическое направление – стрелка влево. При процикличном направлении ИЦП является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ, если стрелка направлена вверх (вниз) и вправо. При

ацикличном направлении ИЦП является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ, если стрелка направлена вниз (вверх) и влево.

Источник: расчеты авторов

Данный факт связан с тем, что в индекс цен производителей помимо обрабатывающей промышленности также включается горнодобывающая промышленность и разработка карьеров, которая имеет слабую зависимость с конечными потребительскими ценами и в большей степени коррелирует с ценами на нефть. При этом согласно данным БНС АСПиР в 2021 году на долю горнодобывающей промышленности и разработки карьеров приходится около 54% всего индекса цен производителей. Для нивелирования данного вопроса далее мы рассмотрим взаимосвязь цен производителей обрабатывающей промышленности и потребительских цен (рисунок 3).

Рисунок 3. Результаты вейвлет анализа между ИЦП обрабатывающей промышленности и ИПЦ



Примечание: Черный контур указывает на 5% уровень значимости по отношению к красному шуму, который оценивается на основе моделирования методом Монте-Карло с помощью фазового рандомизированного суррогатного ряда. Синий цвет указывает на низкую когерентность, тогда как красный цвет обозначает высокую когерентность. Направление стрелок показывает разность фаз, проциклическое направление – стрелка вправо, ациклическое направление – стрелка влево. При процикличном направлении ИЦП в обрабатывающей промышленности является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ, если стрелка направлена вверх (вниз) и вправо. При ацикличном направлении ИЦП в обрабатывающей промышленности является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ, если стрелка направлена вниз (вверх) и влево.

Источник: расчеты авторов

В отличие от результатов анализа взаимосвязи между ИЦП и ИПЦ результаты вейвлет анализа ИЦП обрабатывающей промышленности и ИПЦ демонстрируют наличие взаимного влияния. Однако, начиная с октября 2018

года, зависимость двух переменных фактически прекращается. Данный факт связан с тем, что в 2018 году, несмотря на обесценение национальной валюты и стабильно высокие значения цен производителей, инфляция замедлялась и по итогам года составила 5,3%. В это же время наблюдалось снижение рентабельности предприятий, как крупных, так и мелких. Так, рентабельность крупных и средних предприятий в 1 квартале 2018 года составляла 34,7%, а в 4 квартале 2018 года снизилась до 17,3%, рентабельность малых предприятий снизилась с 19,5% до 10,4%.

Замедление инфляционных процессов в данный период отчасти было обусловлено снижением прибыли предприятий. Производители, поставщики и реселлеры на тот момент имели возможность «перетерпеть» снижение рентабельности на фоне сохранения ее высоких значений в предыдущие периоды. В моменты укрепления обменного курса субъекты экономики могут увеличивать рентабельность за счет сохранения уровня цен на свои товары и услуги. В свою очередь, обесценение курса оказывает понижательное давление на уровень рентабельности в отдельных отраслях экономики. Кроме того, в 3 квартале 2018 года наблюдалось снижение инфляционного давления со стороны внешнего сектора. Так, агрегированная внешняя инфляция основных торговых партнеров (Россия, ЕС, Китай), несмотря на некоторое ускорение российской инфляции, замедлилась. Данное замедление сопровождалось, прежде всего, годовым укреплением тенге к рублю.

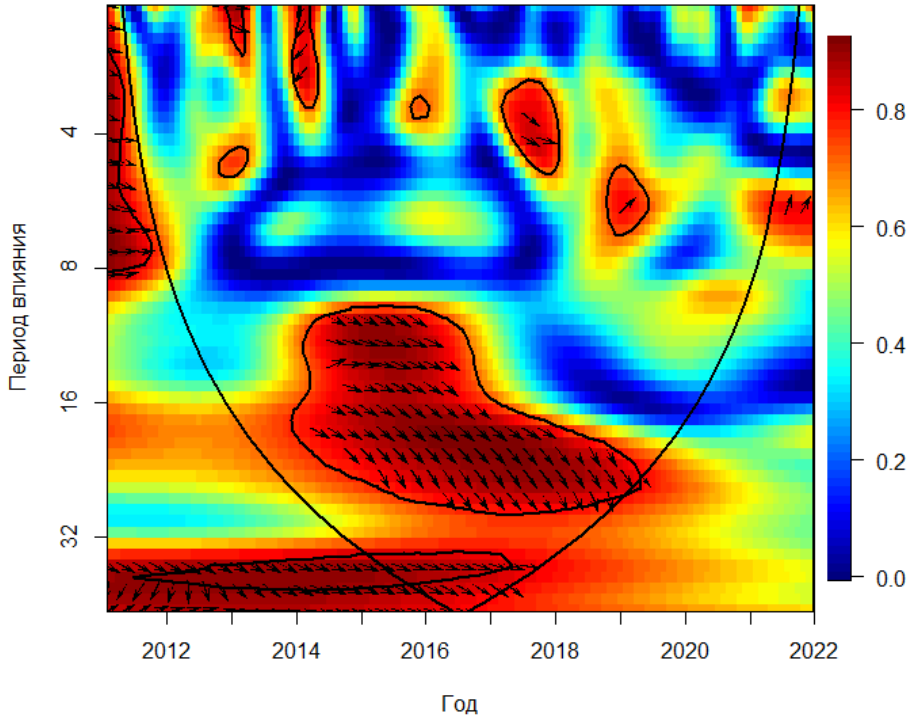
При этом отсутствие связи в последующие годы объясняется влиянием различных факторов: 2019 год – замедление инфляции в ответ на положительный шок – снижение тарифов на регулируемые услуги, 2020 год – подавленный потребительский спрос в условиях пандемии коронавируса, 2021 год – рост мировых цен и влияние отложенного потребительского спроса.

В период с декабря 2015 года по май 2016 года анализируемые переменные процикличны, и ИЦП в обрабатывающей промышленности с 4 по 8 месяцы является опережающим индикатором для ИПЦ. В дальнейшем с увеличением периода влияния опережающие свойства цен производителей в обрабатывающей промышленности над потребительской инфляцией иссякают, и две переменные не оказывают влияния друг на друга. При этом обе переменные процикличны и их максимумы и минимумы совпадают. Примечательно, что уже с 16 по 32 месяцы потребительские цены оказывают опережающее влияние на индекс цен производителей, что говорит о наличии инфляционного фона в экономике, связанного с влиянием факторов спроса. Вероятно, в данный период происходит перестройка цен производителей в ответ на потребительскую инфляцию (повышение заработных плат, коммунальных платежей и т.д.) В данные периоды (16-32 месяца) влияние инфляции спроса наблюдается почти на всем анализируемом периоде, а точнее с начала 2011 года по октябрь 2018 года.

Несмотря на наличие связей между ценами производителей в обрабатывающей промышленности и потребительскими ценами, авторами данного исследования было принято решение углубиться в данный вопрос и рассмотреть влияние ИЦП потребительских товаров. Ведь обрабатывающая

промышленность помимо привычных товаров включает в себя широкий спектр товаров, не включенных в потребительскую инфляцию, которые могут вносить искажения во взаимосвязь между ценами производителей и потребительскими ценами. На рисунке 4 продемонстрировано влияние цен производителей потребительских товаров и потребительской инфляцией.

Рисунок 4. Результаты вейвлет анализа между ИЦП потребительских товаров и ИПЦ



Примечание: Черный контур указывает на 5% уровень значимости по отношению к красному шуму, который оценивается на основе моделирования методом Монте-Карло с помощью фазового рандомизированного суррогатного ряда. Синий цвет указывает на низкую когерентность, тогда как красный цвет обозначает высокую когерентность. Направление стрелок показывает разность фаз, проциклическое направление – стрелка вправо, ациклическое направление – стрелка влево. При процикличном направлении ИЦП потребительских товаров является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ если стрелка направлена вверх (вниз) и вправо. При ацикличном направлении ИЦП потребительских товаров является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ если стрелка направлена вниз (вверх) и влево.

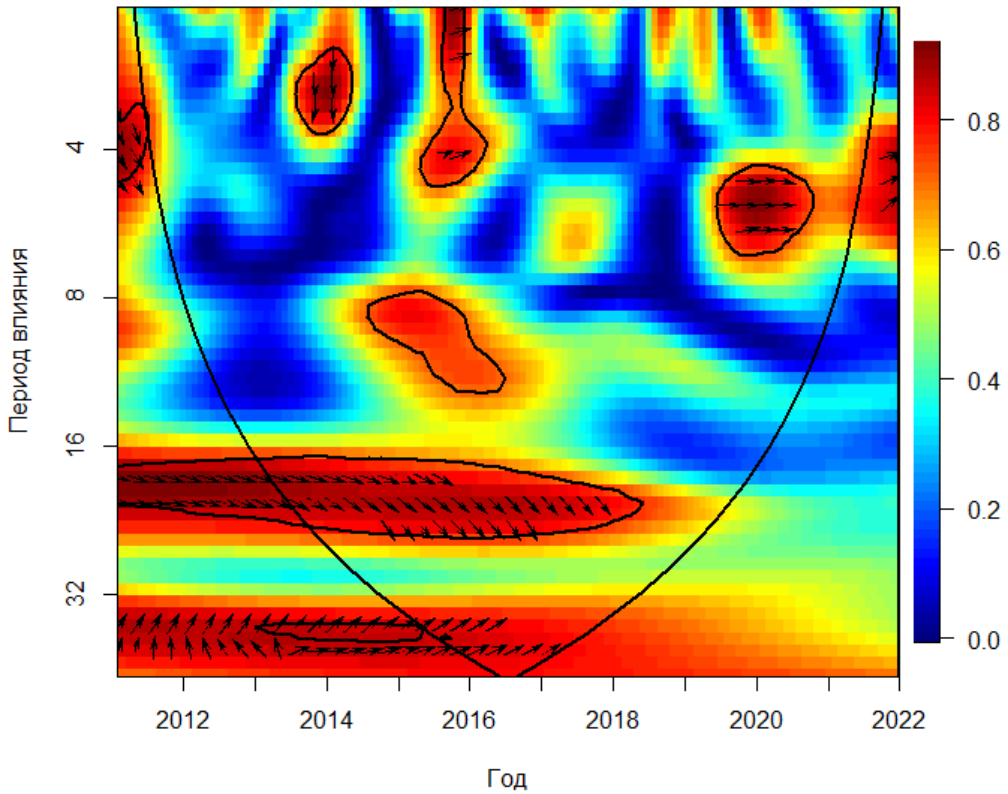
Источник: расчеты авторов

В течение анализируемого периода зависимость двух переменных не однородна. Так, с ноября 2012 года по февраль 2013 года в периоде до 2 месяцев отмечается зависимость цен производителей потребительских товаров от самой динамики потребительских цен. При этом уже с конца 2013 года по март 2014 года в первые 4 месяца влияния цены производителей являются опережающим индикатором для потребительских цен. В промежутке с марта 2017 года по февраль 2018 года снова наблюдается зависимость цен производителей от потребительских цен, но уже в более долгосрочном периоде (с 3 до 5 месяцев). В то же время, как и в случае со всей обрабатывающей промышленностью, индекс цен производителей

потребительских товаров в долгосрочной перспективе зависим от динамики потребительской инфляции, что также можно объяснить перестройкой цен производителей в ответ на новый уровень потребительских цен.

Учитывая высокую долю импорта в непродовольственной компоненте потребительской инфляции[5], можно предположить, что доля непродовольственных товаров в ценах производителей потребительских товаров невелика, и сам индекс в большей степени состоит из производства продуктов питания. Возможно индекс цен производителей продуктов питания продемонстрирует более высокую когерентность с продовольственной компонентой потребительской инфляцией.

Рисунок 5. Результаты вейвлет анализа между ИЦП продуктов питания и ИПЦ продуктов питания



Примечание: Черный контур указывает на 5% уровень значимости по отношению к красному шуму, который оценивается на основе моделирования методом Монте-Карло с помощью фазового рандомизированного суррогатного ряда. Синий цвет указывает на низкую когерентность, тогда как красный цвет обозначает высокую когерентность. Направление стрелок показывает разность фаз, проциклическое направление – стрелка вправо, ациклическое направление – стрелка влево. При проциклическом направлении ИЦП потребительских товаров является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ если стрелка направлена вверх (вниз) и вправо. При ациклическом направлении ИЦП потребительских товаров является опережающим (отстающим) по отношению к ИПЦ если стрелка направлена вниз (вверх) и влево.

Источник: расчеты авторов

[5] По данным БНС АСПиР доля импорта в непродовольственной компоненте по итогам 2020 года составила 60,3%. За 2011-2019 годы доля импорта в среднем составляла 60,4%.

Результаты вейвлет анализа взаимного влияния ИЦП продуктов питания и ИПЦ продуктов питания демонстрируют отсутствие сильных связей (рисунок 5). При этом согласно тесту причинности Грэйнджера ИЦП на 5%-ном уровне значимости является причиной для ИЦП. Однако в отдельные периоды все-таки наблюдается взаимная зависимость переменных. С мая 2015 года по апрель 2016 года ИЦП продуктов питания является опережающим индикатором для ИЦП продуктов питания на периоде влияния от 1 до 6 месяцев. Уже в среднесрочной перспективе (16-24 месяцы) цены производителей продуктов питания до мая 2018 года зависят от потребительской инфляции.

5. Выводы и рекомендации для дальнейших исследований

В данной работе эмпирически исследовалась взаимосвязь между индексом цен производителей промышленной продукции и индексом потребительских цен. Факторами инфляционных процессов могут быть различные причины, при этом цены производителей являются одним из важных источников информации о ситуации в экономике.

Применение традиционных подходов и тестов на причинность показало, что индексы цен производителей в обрабатывающей промышленности, а также производителей продуктов питания являются опережающими индикаторами для потребительской инфляции. Все связи являются однонаправленными. В тоже время использование волнового вейвлет анализа показало, что влияние двух переменных может быть и двусторонним и меняться со временем. В краткосрочной перспективе индекс цен производителей является опережающим индикатором для потребительской инфляции. Со временем, в среднесрочном горизонте индекс цен производителей зависит от потребительских цен. Данное влияние объясняется перестройкой цен производителей в ответ на ускорение общей инфляции, что вынуждает производителей повышать заработные платы, а общий рост цен сказывается на увеличении себестоимости производства товаров.

В литературе существует множество исследований, посвященных данной теме. Результаты могут варьироваться в зависимости от определенной выборки, методологии и подходов. Так, классические эконометрические методы продемонстрировали сильную зависимость потребительских продовольственных цен от цен производителей продуктов питания в то время как вейвлет анализ не выявил сильной зависимости конечных цен от цен производителей продуктов питания.

Дальнейшие исследования в данной области могут быть построены путем включения обменного курса и других переменных для определения степени взаимосвязи переменных под влиянием различных экстерналий.

6. Список литературы

1. A. Grinsted, J. C. Moore, S. Jevrejeva. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*. 2014;
2. Aviral Kumar Tiwari, Mihai Mutascu, Alin Marius Andries. Decomposing time-frequency relationship between producer price and consumer price indices in Romania through wavelet analysis. *Economic Modelling*. 2013;
3. Aviral Kumar Tiwari, Suresh K.G., Mohamed Arouri, Frédéric Teulon. Causality between consumer price and producer price: Evidence from Mexico. *Economic Modelling*. 2014;
4. Brian W. Sloboda (University of Maryland Global Campus, Applied Econometric Analysis: Emerging Research and Opportunities;
5. Ceylan, Ö. Dynamics of the Relation Between Producer and Consumer Price Indices: A Comparative Analysis in the U.S. Market. 2020;
6. Christopher Torrence and Gilbert P. Compo. A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*. January 1998;
7. Christopher Torrence and Peter J. Webster. Interdecadal Changes in the ENSO–Monsoon System. *Journal of Climate*. August 1999;
8. Debby Anggraeni, T. I. Causality Analysis of Producer Price Index (PPI) and Consumer Price Index (CPI). *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan*. 2018;
9. Khalid Khan, Chi-Wei Su, Ran Tao, Chien-Chi Chu. Is there any relationship between producer price index and consumer price index in the Czech Republic? *Economic Research*. 2018;
10. Lu´ıs Aguiar-Conraria, Nuno Azevedo, Maria Joana Soares. Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. January 2008;
11. Mohd Fahmi Ghazali, O. A. Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence. 2008;
12. N. Gregory Mankiw and Mark P. Taylor. Economics, Fifth Edition. *Cengage Learning EMEA*. 2020;
13. R. Mark Rogers. A primer on short-term linkages between key economic data series. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Atlanta*. 1998;
14. Roueff F. and r. Von Sachs. Locally stationary long memory estimation. *Université catholique de Louvain*. 2009;
15. Sarwat Jahan. Inflation Targeting: Holding the Line. *IMF Finance & Development*. November 2017;
16. Selcuk Akcay. The Causal Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries. *International Journal of Economics and Finance*. November 2011;
17. Sidaoui, Capistrán, Chiquiar, Ramos-Francia. A Note on the Predictive Content of PPI over CPI. *Banco de M´exico Working Papers*. 2009;
18. Toda, H.Y., Yamamoto, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*. 1995;

19. Topuz Y., Y. H. The relation between the producer and consumer price indices: a two country study. 2017;
20. Ülke, V., U. ERGÜN. The Relationship between Consumer Price and Producer Price Indices in Turkey. 2013;
21. William G. Colclough and Mark D. Lange. Empirical evidence of causality from consumer to wholesale prices. *Journal of Econometrics*. 1982;
22. Woo Kai Yin, J. L. Threshold Cointegration and Causality between CPI and PPI in Selected Countries. *Hong Kong Shue Yan University. Working Papers Series*. 2013;

7. Приложения

Приложение А

Сводные результаты исследований

Авторы	Название работы	Год	Страна	Данные	Методология	Результат
Группы стран						
Selçuk AKÇAY	The Causal Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries	2011	Германия, Франция Нидерланды, Швеция, Финляндия	1995-2007 м/м	VAR (Toda and Yamamoto no-causality test)	CPI ↔ PPI PPI → CPI (Финляндия, Франция)
Woo Kai Yin Jia Lin Xuan	Threshold Cointegration and Causality between CPI and PPI in Selected Countries– Some International Evidence	2013	Канада, Дания, Индонезия, Япония, Пакистан, Испания, Уругвай	1980-2012 м/м	Momentum threshold autoregressive (M-TAR) model, M-TVECM	CPI↔PPI CPI→PPI (Испания)
Страновые						
Ülke, Volkan, Ergun, Ugur	The Relationship between Consumer Price and Producer Price Indices in Turkey	2013	Турция	2003-2013 м/м	VECM, Granger causality test	CPI→PPI (долгосрочном периоде) **X**(в краткосрочном периоде)
Debby Anggraen, Tony Irawan	Causality Analysis of Producer Price Index (PPI) and Consumer Price Index (CPI) in Indonesia	2018	Индонезия	2010-2016 м/м	VAR model (Granger causality test)	PPI → CPI Food PPI↔ Food CPI Clothing CPI→PPI of clothing
Khalid Khan, Chi-Wei Su, Ran Tao & Chien-Chi Chu	Is there any relationship between producer price index and consumer price index in the Czech Republic?	2018	Чехия	1999-2016	Expenditure-switching model, Wavelet analysis	CPI ↔ PPI (краткосрочном периоде) **X*** в определенные периоды
Jos´e Sidaoui Carlos Capistr´an Daniel Chiquiar Manuel Ramos-Francia	A Note on the Predictive Content of PPI over CPI Inflation: The Case of Mexico	2009	Мексика	2001-2009	ECM , Granger test	PPI → CPI (в долгосрочном периоде)
Ooi Ai Yee, Mohd Fahmi Ghazali	Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence	2008	Малайзия	1986-2007	ECM, Granger causality tests and the Toda-Yamamoto causality approach	PPI → CPI
Aviral Kumar Tiwari,	Decomposing time-frequency relationship	2012	Румыния	1981–2009	Wavelet analysis	CPI ↔ PPI (в зависимост

Mihai Mutascu, Alin Marius Andries	between producer price and consumer price indices in Romania through wavelet analysis					и от периода) **X*** в определенные периоды
Aviral Kumar Tiwari, Suresh K.G., Mohamed Arouri, Frédéric Teulon	Causality between consumer price and producer price: Evidence from Mexico	2013	Мексика	1981–2009	Wavelet analysis	CPI→PPI (1-7 месяцев) PPI → CPI (8-32 месяцев)

X* - отсутствие взаимосвязи