



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

ОЦЕНКА ОПЕРЕЖАЮЩИХ СВОЙСТВ КРАТКОСРОЧНЫХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИНДИКАТОРОВ КАЗАХСТАНА

Департамент денежно-кредитной политики

Экономическое исследование №2023-11

Рабочая статья

Алимбаева Л.Т.

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.

Оценка опережающих свойств краткосрочных экономических индикаторов Казахстана

NBRK – WP – 2023 – 11

© Национальный Банк Республики Казахстан

Любое использование представленных материалов допускается только с разрешения автора

Содержание

| | |
|--|----|
| Введение | 5 |
| Обзор литературы | 6 |
| Анализ опережающих индикаторов | 10 |
| Эмпирические модели | 11 |
| Выводы | 21 |
| Список литературы | 22 |
| Приложения | 25 |

Оценка опережающих свойств краткосрочных экономических индикаторов Казахстана

Алимбаева Л.Т.¹

Аннотация

В данном исследовании произведена оценка предсказывающего свойства опережающих индикаторов казахстанской экономики по десяти комбинациям парных рядов с применением экономических теорий, статистических тестов и векторной модели коррекции ошибок (Vector Error Correction Model, VECM).

Качество моделей VECM проверено с помощью диагностических тестов: серийной корреляции, нормального распределения и гетероскедастичности остатков.

Выявлены однонаправленные положительные причинно-следственные связи между субиндексами деловой активности в строительстве и производстве, а также горнодобывающей промышленности и строительстве. Сектор производства снабжает необходимыми материалами сектор строительства. Строительные компании осуществляют для горнодобывающей промышленности выпуск капитальных товаров и услуг.

Расчитанные функции импульсных откликов указали на позитивный эффект воздействия данных субиндексов на будущие изменения поворотных точек фаз экономического цикла.

Декомпозиции дисперсий установили доли воздействия собственных инновационных шоков и шоков других влияющих секторов экономики.

Раскрыто существование долгосрочных коинтеграционных отношений между субиндексами деловой активности в производстве, строительстве и горнодобывающей промышленности.

Ключевые слова: *композитный опережающий индикатор, субиндексы деловой активности, производство, услуги, строительство, горнодобывающая промышленность, коинтеграция, VECM.*

JEL-классификация: C01, C32, C51, C52, E32.

¹ Алимбаева Лаура Тургаевна – главный специалист-аналитик управления мониторинга реального сектора Департамента денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан.
E-mail: Laura.Alimbayeva@nationalbank.kz

1. Введение

К опережающим краткосрочным экономическим индикаторам относятся субиндексы деловой активности (СДА) и композитный опережающий индикатор (composite leading indicator – CLI, КОИ). Их основное свойство – предсказывающее, прогностическое, опережающие сигналы о будущих и перспективных изменениях в деловом цикле до наступления этих изменений в реальности.

НБРК производит расчеты СДА и КОИ на основе опросов предприятий реального сектора экономики по методике международных профильных организаций.

Расчет СДА осуществляется на ежемесячной основе отдельно по отраслям производства, услуг, строительства и горнодобывающей промышленности, а также агрегировано для всей выборки путем взвешивания по удельным весам отраслей в ВВП. Значение показателя более 50 пунктов свидетельствует об активизации деятельности сектора по сравнению с предыдущим месяцем, и наоборот, значение менее 50 пунктов - о замедлении экономической активности. Количество респондентов² СДА составляет: в производстве – 150, услугах – 223, строительстве – 77 и горнодобывающей промышленности – 66.

Расчет КОИ проводится на ежеквартальной основе для всего реального сектора экономики: горнодобывающая промышленность, обрабатывающая промышленность, строительство, торговля, транспорт и складирование, сельское хозяйство и другие предприятия. КОИ используется для определения поворотных точек делового цикла и дает качественную информацию о состоянии и направлении динамики экономической активности. КОИ отражает обобщенную оценку относительно сложившейся и ожидаемой ситуации на предприятиях и обладает свойством опережения динамики реального ВВП на 1-2 квартала. Построение КОИ основано на методологии ОЭСР³. Количество респондентов⁴ КОИ составляет 3362 предприятий реального сектора (горнодобывающая промышленность – 209, обрабатывающая промышленность – 743, строительство – 325, торговля – 954, транспорт и складирование – 265, сельское хозяйство – 197 и другие – 669). Значение показателя более 100 пунктов свидетельствует об активизации деятельности сектора по сравнению с предыдущим кварталом, и наоборот, значение менее 100 пунктов - о замедлении экономической активности.

Новизна настоящего исследования заключается в том, что произведена попытка оценить предсказывающее свойство опережающих индикаторов с применением экономических теорий и векторной модели коррекции ошибок (VECM).

² За август 2023 года

³ OECD System of Composite Leading Indicators, Methodology Guideline, OECD 2012

⁴ За 2 квартал 2023 года

Цель данного исследования – произвести количественную оценку и построить эмпирические модели VECM зависимости между опережающими индикаторами для экономики Казахстана.

Объекты исследования – СДА четырех секторов экономики (производство, услуги, строительство, горнодобывающая промышленность) и КОИ. Период исследования: с сентября 2016 года по апрель 2023 года.

Информационной базой послужили официальные данные НБРК, научная литература из платформы Web of Science и другие источники.

2. Обзор литературы

Обзор литературы осуществлен по главным составляющим нашего исследования: опережающие индикаторы, коинтеграция, модель VECM.

А. Опережающие индикаторы появились впервые в США примерно в 20-30-х годах XX века. В связи с участвовавшими кризисами возникла необходимость в индикации деловой активности на макроуровне, чтобы показать, оценить состояние и динамику внутри экономического цикла.

Сущность, эволюцию экономических индикаторов, их роль, значение, виды, практику применения в разных странах описали в своих трудах ученые: Корр (2022); Reiff (2023); Лосева О.В. и др. (2015); Tkacova et al. (2017); Богданова А.Л. (2018); Егиян К.А., Погорельская Т.А. (2014); Крук Д., Коршун А. (2010) и др.

При описании поворотных моментов фаз циклической активности использованы ключевые критерии опережающих индикаторов, их интерпретации, представленные учеными: Корр (2022); Reiff (2023); Лосева О.В. и др. (2015). Так, значения индикаторов колеблются в интервале 0-50, 50 пунктов – это норма, «золотая середина», характеризует точку перелома, отсутствие изменений; более 50 пунктов свидетельствует об активизации деятельности сектора по сравнению с предыдущим месяцем; значение менее 50 пунктов - о замедлении экономической активности, предсказывает рецессию (Корр, 2022; Reiff, 2023); уровень в 44 пункта – падение, ниже 44 пунктов предсказывает абсолютное снижение экономической активности (Лосева О.В. и др., 2015).

Научную основу изучения опережающих индикаторов составляют взаимосвязанные теории: экономического развития, экономического роста, экономических циклов (экономической конъюнктуры), реального бизнес-цикла. Экономические теории отражены в работах ученых Schumpeter (1939), Шумпетера Й.А. (2008); Kydland and Prescott (1982); Altonji (1982); Long and Plosser (1983); Тупчиенко В.А., Кривцовой М.К. (2014); Силина Я.П. и др. (2019).

В своем исследовании Schumpeter (1939) писал о том, что «реальный мир всегда динамичный».

Характеризуя экономическое развитие, как «существенно новое использование услуг труда и земли», Шумпетер Й.А. (2008) смог сформулировать следующий тезис: «осуществление новых комбинаций происходит путем изъятия этих услуг из прежних сфер их применения»; «экономическое развитие ... свершается в форме осуществления новых комбинаций существующих благ».

Основоположники теории реального бизнес-цикла (Kydland and Prescott, 1982; Altonji, 1982; Long and Plosser, 1983) в своих моделях объясняют экономические колебания реальных переменных вариацией экзогенных стохастических компонентов (потрясений), вызванных действием реальных факторов таких, как изменения производственных технологий, инвестиционных налоговых льгот, технического прогресса, перебои с поставками нефти и продовольствия, а также другими подобными потрясениями.

Силян Я.П. и др. (2019) акцентируют внимание на том, что познать происходящие в экономике изменения позволяют категории: экономический рост, экономическое развитие, экономический цикл, экономическая конъюнктура, дополняющие друг друга. Экономическое развитие, экономический рост происходят благодаря «постоянной динамической характеристики рыночной экономики», именуемой «цикл».

Уровни, темпы изменения макроэкономических показателей, сложившиеся пропорции производства, распределения, обмена и потребления в экономике формируют экономическую конъюнктуру. По убеждению Тупчиенко В.А., Кривцова М.К. (2014) «теорию экономических циклов называют также теорией экономической конъюнктуры. Несмотря на колебания, общая тенденция развития экономики характеризуется ростом».

Ученые Лосева О.В. и др. (2015) произвели количественную оценку опережающих индексов и их корреляции с индикаторами развития национального фондового рынка на примере российской практики.

Авторы Tkasova et al. (2017) предложили и апробировали новый составной, сгенерированный опережающий индикатор для мониторинга и прогнозирования немецкой экономики, используя 18 показателей, а также рассчитали перекрестную корреляцию между ВВП и индексом промышленного производства.

Крук Д., Коршун А. (2010) впервые для Беларуси использовали сводный опережающий индикатор, состоящий из 14 переменных. Индикатор циклической составляющей ВВП продемонстрировал высокие прогностические свойства на 3 месяца вперед для белорусской экономики.

Schumpeter (1939) рассматривал деловые циклы и экономический рост как взаимосвязанные, потому что внедрение новой технологии влияет на долгосрочный рост производительности и на краткосрочные колебания объема производства.

Long and Plosser (1983) писали о том, что поведение экономических агентов обусловлено бизнес-циклом и многие характеристики обычно ассоциируются с бизнес-циклами.

В научных исследованиях авторы дают примерно схожие определения «экономическому циклу», как: «интервал (отрезок) времени в развитии экономики, который отражает взлеты и падения объемов производства, товаров и услуг» (Силин Я.П. и др., 2019); «периодические колебания экономической активности общества, промежуток времени от начала одного кризиса до начала другого» (Тупчиенко В.А., Кривцова М.К., 2014); «промежуток времени между двумя одинаковыми состояниями экономической конъюнктуры» (Тупчиенко В.А., Кривцова М.К., 2014). Экономическому циклу свойственны такие черты, как: определенная периодичность и повторяемость однотипных связей, форм проявления.

Шумпетер Й.А. (2008) утверждал: «основное движение экономики происходит прерывно и беспокойно», ... «волнообразно». Силин Я.П. и др. (2019) называют волнами - «длинные и сверхдлинные циклы, которые вбирают в себя более короткие циклы разной длительности, с различной амплитудой и глубиной». Они признают: «волны являются техническим (статистическим) понятием».

В. Коинтеграция проявляется тогда, когда временные ряды могут быть связаны некоторым долгосрочным соотношением, от которого эти временные ряды могут отклоняться в краткосрочном периоде, но к которому должны возвращаться в долгосрочной перспективе.

Понятие коинтеграции применимо только к рядам с единичным корнем. Идея коинтеграции состоит в том, что две или более переменные могут изменяться синхронно так, что их некоторая линейная комбинация является стационарным процессом (Артамонов Н. В. и др., 2021).

С. Модель векторной коррекции ошибок (Vector Error Correction Model – VECM) Engle and Granger (1987) является одной из наиболее широко используемых моделей временных рядов в эмпирической практике. Данная модель позволяет лучше понять долгосрочную динамику, состоящую из краткосрочных и долгосрочных изменений. В модели краткосрочные изменения корректируются в зависимости от отклонения долгосрочной зависимости между переменными, поддерживая тем самым долгосрочное равновесие.

Преобладающим методом оценки для VECM является метод регрессии пониженного ранга, введенный Johansen (1988, 1991, 1995).

Уравнение VECM имеет вид (Naveed and Mahmood, 2017):

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1),$$

где μ – детерминированная составляющая, представляющая точку пересечения (отсутствие тренда) как в СЕ, так и VAR;

Π – представляет собой долгосрочную коинтегрирующую матрицу, и содержит информацию о долгосрочных отношениях;

матрицу Π можно разложить на $\Pi = \alpha\beta'$, где β' – долгосрочная матрица коэффициентов, а α – скорость приспособления к состоянию равновесия;

параметр Γ – показывает коэффициенты VAR или краткосрочные коэффициенты, объясняющие краткосрочные отношения между переменными модели;

k – оптимальная длина лага модели VAR.

Основными этапами построения модели VECM являются (Maulia et al., 2018):

1. Проверка рядов на стационарность.
2. Проверка рядов на коинтеграцию.
3. Если ряды коинтегрированы между собой, то можно использовать VECM (в противном случае – VAR).
4. Проверка рядов на причинно-следственную зависимость по Грэнджеру.
5. Выбор оптимального лага.
6. Создание модели VECM.
7. Проверка модели VECM на качество по тестам серийной корреляции, гетероскедастичности и нормального распределения остатков.
8. Оценка прогноза на основе модели VECM.

Тест причинности Грэнджера – это статистический метод определения гипотезы о том, является ли один временной ряд полезным для прогнозирования другого. Тест причинности Грэнджера может применяться только к парам переменных и может давать ошибочные результаты, когда истинная связь включает три или более переменных. Грэнджер заявил, что концепция причинности не предполагает причинно-следственной связи, а скорее основана только на «предсказуемости» или способности «прогнозировать» (Granger, 1969).

В контексте оценки VECM парные тесты причинности Грэнджера и анализ функции импульсного отклика могут использоваться для оценки экономической политики (Setyowati, 2019).

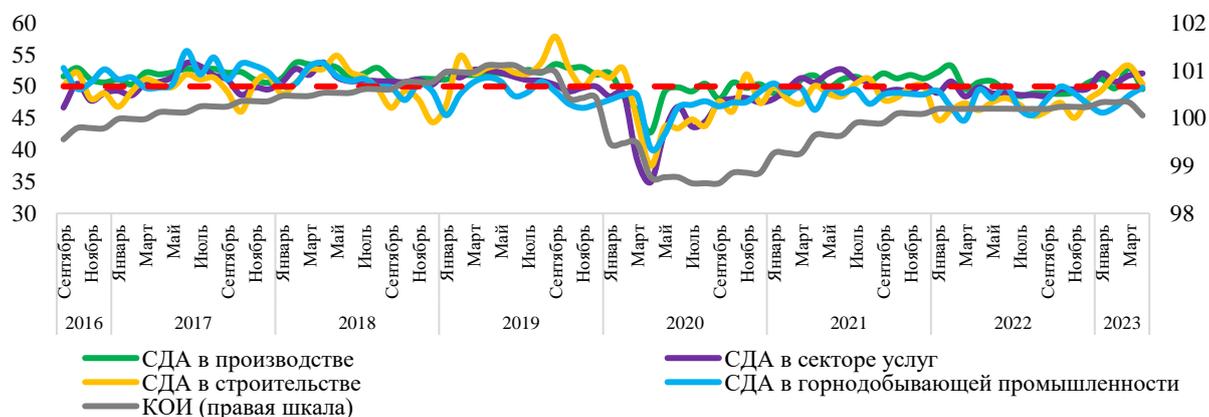
Функция импульсного отклика (Impulse response function, IRF) – это графическая иллюстрация прогнозирования, которая количественно определяет влияние каждой переменной во времени. Исследование поведения одной переменной вследствие изменения другой переменной является основной функцией IRF (Shabbir et al., 2019).

Метод декомпозиции дисперсии измеряет процент дисперсии ошибки прогноза переменной, объясняемой другими аспектами. Точнее он указывает на относительное влияние одной переменной на другую. Кроме того, он предоставляет информацию о том, как интересующая переменная реагирует на потрясения или инновации в других переменных (Majid and Kassim, 2015).

3. Анализ опережающих индикаторов

Визуализация данных наглядно демонстрирует циклические колебания за рассматриваемый период (график 1).

График 1. Динамика СДА в секторах производства, услуг, строительства и горнодобывающей промышленности, а также КОИ



Источник: НБРК

Примечание: данные КОИ за апрель 2023 года приведены на основе ожиданий предприятий

В зависимости от амплитуды колебаний происходит смена фазовых сдвигов экономических циклов, последовательно чередующиеся друг за другом с новым повторением. Экономические циклы подъема (значения свыше 50 или 100) с течением времени заменяются на рецессивные, которые через определенный период времени, сменяются на депрессионные (значения менее 50 или 100).

Так, в секторе производства оживление деловой активности прослеживается с сентября 2016 года по январь 2020 года. С февраля 2020 года снижение СДА (48,5) с небольшим оживлением к маю 2021 года (49,9). Затем новый подъем деловой активности с июня 2021 года по февраль 2022 года с последующим разворотом в сторону снижения с марта 2022 года по апрель 2023 года.

Обращает на себя внимание сектор производства, где доминирует количество позитивных переменных со значениями СДА свыше 50, определяющих активизацию деловой активности: 75,0% (60 из 80).

В секторе услуг примерно такие же тенденции, как в секторе производства с некоторыми сдвигами месяцев, сменяющих повышательные и понижательные экономические фазы. О дне падения свидетельствует минимальное значение СДА в секторе услуг (34,9 в апреле 2020 года) из-за ухудшения всех его компонентов: сроки поставок, уровень занятости, новые заказы. Опустившись до минимума, СДА поворачивается вверх, предсказывая некоторое восстановление деловой активности.

В секторе строительства пик роста характеризует максимальное значение СДА (57,9) в сентябре 2019 года, связанное с увеличением новых заказов и повышением уровня занятости. Достигнув максимум роста, СДА

разворачивается вниз, предвещая разворот делового цикла в сторону снижения с некоторыми колебаниями в отдельные месяцы.

Умеренная подверженность к циклическим изменениям установлена для секторов: строительство и горнодобывающая промышленность. Сказалось преобладающее количество СДА с низкими, негативными значениями деловой активности, менее 50: в секторе горнодобывающей промышленности 66,3% (53 из 80), в секторе строительства 57,5% (46 из 80). При этом в секторе горнодобывающей промышленности экономическая фаза падения началась раньше, чем в других секторах: с июня 2019 года по апрель 2023 года.

Сопоставим данные СДА с КОИ. При этом, для КОИ характерно опережение динамики реального ВВП на 1-2 квартала. Оценки КОИ и СДА демонстрируют следующие изменения экономической активности в реальном секторе за весь исследуемый период (график 1):

- ухудшение экономической активности с сентября 2016 года по март 2017 года при ухудшении СДА в секторах услуг, а также в отдельные месяцы в строительстве и горнодобывающей промышленности; ухудшение экономической активности с января 2020 года по сентябрь 2021 года при ухудшении СДА во всех четырех секторах: производство, услуги, строительство и горнодобывающая промышленность;

- рост экономической активности с апреля 2017 года по декабрь 2019 года (со 100,1 до 101,4) при повышении СДА в производстве, а также в отдельные месяцы в секторах услуг, строительства и горнодобывающей промышленности;

- оживление ситуации с экономической активностью с января 2020 года по сентябрь 2021 года (с 99,5 до 99,9) при улучшении в отдельные месяцы СДА в секторах производства, услуг и строительства.

- сохранение положительной динамики экономической активности с октября 2021 года по апрель 2023 года на уровне 100,1 при увеличении СДА в производстве, а также в отдельные месяцы в секторе услуг и строительства.

4. Эмпирические модели

Анализ временных рядов в разделе 3 настоящего исследования продемонстрировал, что композитный опережающий индикатор и субиндексы деловой активности четырех секторов в общем взаимодействуют однонаправленно: более высоким значениям одного показателя соответствуют более высокие значения других показателей, а низким значениям одного показателя – низкие значения других. Поэтому предполагаем, что могут существовать причинно-следственные связи между рядами в следующих комбинациях:

1. КОИ и СДА в секторе услуг;
2. КОИ и СДА в строительстве;
3. КОИ и СДА в горнодобывающей промышленности;

4. СДА в производстве и СДА в горнодобывающей промышленности;
5. СДА в секторе услуг и СДА в строительстве;
6. СДА в секторе услуг и СДА в горнодобывающей промышленности;
7. КОИ и СДА в производстве;
8. СДА в производстве и СДА в секторе услуг;
9. СДА в строительстве и СДА в производстве;
10. СДА в горнодобывающей промышленности и СДА в строительстве.

Выбор комбинации рядов опережающих индикаторов для включения в эмпирические модели осуществлялся по тестам причинно-следственной зависимости по Грэнджеру (Granger Causality). При этом исходные данные были очищены от сезонности и выбросов.

На предмет наличия причинно-следственной связи по Грэнджеру при уровне значимости 5% по десяти комбинациям парных рядов получены два разных результата:

- не установлены причинно-следственные связи между первыми шестью комбинациями (1-6);
- обнаружены причинно-следственные связи между рядами в следующем виде:

7. КОИ зависит от СДА в производстве;
8. СДА в производстве зависит от СДА в секторе услуг;
9. СДА в строительстве зависит от СДА в производстве;
10. СДА в горнодобывающей промышленности зависит от СДА в

строительстве.

Для построения эконометрических моделей включены последние четыре комбинации парных рядов (7-10), которые оказались коинтегрированными за исследуемый период (Приложение 1).

В связи с этим, продолжен анализ динамики краткосрочных и долгосрочных отношений между рядами, основанный на векторной модели исправления ошибок (VECM). При построении модели VECM необходимо, чтобы все переменные были стационарными на уровне первых разностей. Результаты расширенного теста Дики – Фуллера подтвердили, что рассматриваемые ряды являются стационарными на уровне первых разностей (Приложение 2) и для них можно строить модели VECM.

Из четырех последних видов (7-10) первые две комбинации (7,8) показали неоднозначный характер взаимосвязи между переменными и они не отвечают необходимым требованиям моделирования, а именно:

1) Для рядов КОИ и СДА в производстве в нормализованном коинтегрирующем уравнении модели Йохансена получен отрицательный знак, означающий отрицательное влияние СДА в производстве на КОИ. Отрицательное влияние объясняется тем, что рост деловой активности в производстве не приводит к синхронизации экономических циклов, не способствует росту композитного опережающего индикатора, в результате чего не обеспечивается экономический рост. Кроме того, модель VECM не соответствует качеству в части наличия серийной корреляции и

гетероскедастичности остатков. Присутствие серийной корреляции остатков подает сигнал о том, что данную модель нельзя использовать для представления процесса генерирования данных. Гетероскедастичность остатков указывает на неоднородность наблюдений, которая выражается в разной (непостоянной) дисперсии случайной ошибки эконометрической модели.

2) Для рядов СДА в производстве и СДА в секторе услуг в нормализованном коинтегрирующем уравнении модели Йохансена также получен отрицательный знак, который свидетельствует об обратном эффекте. Деловая активность в секторе производства не зависит от активности в секторе услуг. Если тенденции деловой активности этих секторов сохранятся, то можно ожидать, что со временем снизятся синхронизации циклов деловой активности. Чем менее синхронизированы циклы деловой активности, тем менее одинаковую реакцию можно ожидать на общие шоки (инновации). Также модель VECM не соответствует качеству в части отсутствия нормального распределения остатков.

Нарушение требований об отсутствии серийной корреляции и гетероскедастичности остатков, а также нормального распределения остатков (по 7 и 8 комбинациям рядов) указывают на то, что результаты этих тестов ненадежны и не представляется возможным построить качественные, удовлетворительные модели для прогноза.

По двум оставшимся комбинациям (9 и 10) были построены модели VECM:

- СДА в строительстве зависит от СДА в производстве;
- СДА в горнодобывающей промышленности зависит от СДА в строительстве.

Выбор параметров моделей VECM основывался на наилучших вариантах статистических тестов, а также оптимальных вариантах лагов.

4.1 Модель зависимости СДА в строительстве от СДА в производстве

Первым шагом при построении модели является определение соответствующего лага. Для этого воспользуемся многомерным информационным критерием в EViews.

В таблице 1 представлены данные информационных критериев по определению лага: Акаике (Akaike, AIC), Шварца (Schwarz, SC) и Ханнана - Куинна (Hannan-Quinn, HQ).

Оптимальное количество лага определяется с помощью наименьшего значения критерия: чем меньше значение по критерию, тем меньше ошибок и выше качество. Поэтому выберем 2 лаг как рекомендуют нам критерии Акаике и Ханнана - Куинна (таблица 1).

Таблица 1. Рекомендуемые лаги по критериям

| VAR Lag Order Selection Criteria | | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Endogenous variables: CONSTRUCTION_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM | | | | | | |
| Exogenous variables: C | | | | | | |
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | | | |
| Included observations: 45 | | | | | | |
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
| 0 | -164.7604 | NA | 5.673666 | 7.411575 | 7.491871 | 7.441509 |
| 1 | -149.4915 | 28.50211 | 3.439662 | 6.910731 | 7.151620* | 7.000532 |
| 2 | -143.0863 | 11.38703* | 3.095415* | 6.803833* | 7.205314 | 6.953501* |
| 3 | -142.6630 | 0.714840 | 3.640563 | 6.962800 | 7.524872 | 7.172335 |
| 4 | -137.0408 | 8.995433 | 3.407164 | 6.890704 | 7.613369 | 7.160106 |
| 5 | -134.6918 | 3.549647 | 3.700733 | 6.964081 | 7.847338 | 7.293350 |
| * indicates lag order selected by the criterion | | | | | | |
| LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) | | | | | | |
| FPE: Final prediction error | | | | | | |
| AIC: Akaike information criterion | | | | | | |
| SC: Schwarz information criterion | | | | | | |
| HQ: Hannan-Quinn information criterion | | | | | | |

Источник: расчеты автора

Для проверки причинно-следственной связи между рядами СДА в строительстве и СДА в производстве воспользуемся тестом Грэнджера (Engle and Granger, 1987).

Результат теста Грэнджера показал, что на уровне значимости 5% ряд СДА в производстве является причиной ряда СДА в строительстве по Грэнджеру, который означает, что СДА в производстве предсказывает изменение СДА в строительстве (таблица 2).

Таблица 2. Тест на причинность по Грэнджеру

| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
|--|-----|-------------|--------|
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | |
| Lags: 2 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
| PRODUCTION_SA_TRM does not Granger Cause CONSTRUCTION_SA_TRM | 60 | 4.70349 | 0.0130 |
| CONSTRUCTION_SA_TRM does not Granger Cause PRODUCTION_SA_TRM | | 0.18265 | 0.8336 |

Источник: расчеты автора

Тестовая статистика Trace указывает на 2 коинтегрирующих уравнения на уровне значимости 5%. Следовательно, ряды СДА в строительстве и СДА в производстве являются коинтегрированными за исследуемый период (Приложение 1, таблица С).

Нормализованное уравнение имеет вид (2):

$$\text{Normalized Cointegrating Equation} = \text{CONSTRUCTION_SA_TRM} - 0,996 * \text{PRODUCTION_SA_TRM} \quad (2),$$

где *CONSTRUCTION_SA_TRM* и *PRODUCTION_SA_TRM* – это СДА в строительстве и СДА в производстве, соответственно.

Знаки коэффициентов должны быть изменены на противоположные в нормализованном коинтегрирующем уравнении модели Йохансена, которая характеризует долгосрочный период.

CONSTRUCTION_SA_TRM – является целевой переменной (зависимой). *PRODUCTION_SA_TRM* – показывает позитивное и значительное влияние на *CONSTRUCTION_SA_TRM* в долгосрочной перспективе, поскольку коэффициент - 3,4 является статистически значимым на уровне значимости 5%. Поэтому в долгосрочной перспективе СДА в производстве имеет позитивное воздействие на СДА в строительстве, в среднем, при прочих равных условиях. Таким образом, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается в пользу альтернативной, следовательно, рассматриваемые ряды являются коинтегрированными (Приложение 1, таблица С).

Первая часть таблицы G (Приложение 3) представляет собой модель векторной коррекции ошибок в долгосрочной перспективе, а вторая часть – характеризует скорректированные коэффициенты в краткосрочном периоде и показывает эффекты при прочих равных условиях.

Уравнение коинтеграции СДА в строительстве и СДА в производстве в долгосрочной перспективе имеет вид (3):

$$ECT(-1) = CONSTRUCTION_SA_TRM(-1) - 1,106 * PRODUCTION_SA_TRM(-1) + 7,108 \quad (3),$$

где ECT (Error correction term) – характеризует скорость корректировки. ECT описывает любое движение зависимой переменной. Это функция дисбаланса в отношениях коинтеграции и очень близка к другим независимым переменным (Engle and Granger, 1987).

СДА в строительстве как зависимая (целевая) переменная определяется следующим уравнением (4):

$$D(CONSTRUCTION_SA_TRM) = -0,918 * ECT(-1) + 0,010 * D(CONSTRUCTION_SA_TRM(-1)) - 0,131 * D(PRODUCTION_SA_TRM(-1)) + 0,138 \quad (4)$$

В уравнении (4) поправочные (скорректированные) коэффициенты означают следующее. Отклонение предыдущих периодов от долгосрочного равновесия корректируется со скоростью корректировки 91,8%. Изменение СДА в производстве вызывает замедление СДА в строительстве на 0,13 в среднем при прочих равных условиях в краткосрочной перспективе.

Коэффициент коррекции ошибок означает скорость корректировки, при которой модель будет восстанавливать свое равновесие после любых возмущений. Коэффициент ECT при СДА в строительстве (-5,1) отрицательный и статистически значимый, что указывает на сходимость от краткосрочной динамики к долгосрочному равновесию. В случае СДА в производстве коэффициент корректировки положительный и малый (0,2), что

характеризует незначительное влияние на СДА в строительстве (Приложение 3, таблица G).

Качество модели VECM проверено с помощью диагностических тестов на отсутствие серийной корреляции и гетероскедастичности остатков, а также присутствия нормального распределения остатков (Приложение 3, таблицы H, I, J).

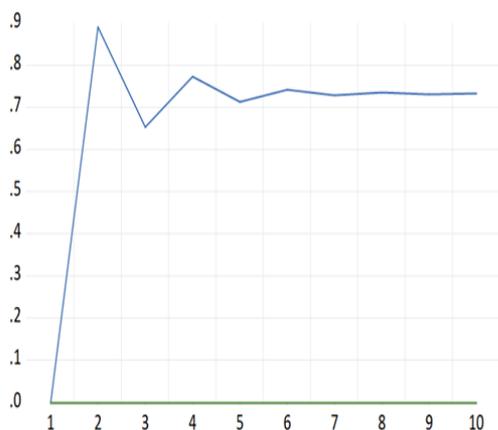
Воспользуемся функцией импульсных откликов в целях анализа параметров модели VECM.

На графике 2 изображена функция импульсных откликов СДА в строительстве на изменение СДА в производстве. Функция импульсных откликов показывает, как долго и в какой степени зависимая переменная (СДА в строительстве) реагирует на шок, вызванный независимой переменной (СДА в производстве).

Данная функция имеет позитивный эффект. Если бы изменение СДА в производстве было неожиданным на 1%, то СДА в строительстве будет изменяться следующим образом в среднем при прочих равных условиях: с 1 по 2 месяца – увеличение на 0,9%, с 2 по 3 месяца – замедление с 0,9% до 0,7%, с 3 по 4 месяца – увеличение с 0,7% до 0,8%, с 4 по 8 месяца – замедление с 0,8% до 0,7% и с 8 месяца – стабилизация уровня.

График 2. Функция импульсных откликов СДА в строительстве на изменение СДА в производстве

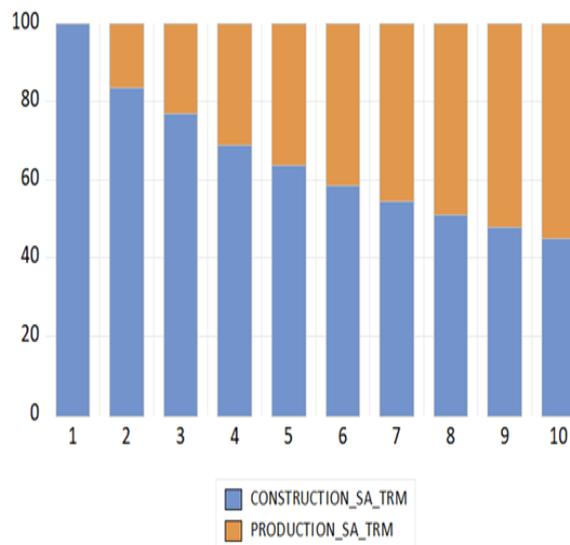
Response of CONSTRUCTION_SA_TRM to PRODUCTION_SA_TRM Innovation using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



Источник: расчеты автора

График 3. Декомпозиция дисперсии СДА в строительстве на изменение СДА в производстве

Variance Decomposition of CONSTRUCTION_SA_TRM using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



Источник: расчеты автора

Полученная функция импульсных откликов иллюстрирует, что СДА в производстве предсказывает изменение СДА в строительстве, и его влияние имеет положительное воздействие. Следовательно, увеличение СДА в

производстве будет приводить к увеличению СДА в строительстве. Сектор производства снабжает необходимыми материалами сектор строительства, а значит, при ожидании роста спроса, строительные фирмы осуществляют необходимый закуп материала, что является сигналом для предприятий, производящих материалы для наращивания производства.

На графике 3 приведена декомпозиция дисперсии, характеризующая насколько ряд СДА в строительстве, объясняется собственными инновационными шоками и влиянием шоков от СДА в производстве, соответственно. Со 2 месяца доля влияния СДА в производстве составит 16,5%, к 8 месяцу она увеличится до 49,1%, а к 10 месяцу – возрастет до 54,9%.

Для сравнения, авторы Boldrin et al. (2016) в своем исследовании отмечают, что именно предприятия строительного сектора закупают материалы у отраслей промышленности, и на их долю приходится около 5 % конечного объема производства в экономике США. Данный результат сильно и положительно коррелирует с условиями ведения бизнеса в США. Это означает, что строительство занимает центральное место в производственной сети США.

Так, строительная отрасль была крупным игроком во время Великой рецессии по ее взаимосвязи с другими отраслями промышленности. Строительная отрасль закупает много материальных ресурсов у других отраслей и продает много материальных ресурсов другим отраслям промышленности. Фактически, ресурсы, приобретенные в других отраслях, составляют 38% валовой продукции строительной отрасли. Отраслевые группы, у которых строительная отрасль покупает больше всего - это другие услуги, производство металлов, оптовая и розничная торговля, а также финансы, страхование и недвижимость; в то время как отраслевые группы, которым строительная отрасль продает больше всего, - это производство металлов, пиломатериалов, электрического оборудования и горнодобывающая промышленность.

Кроме того, указанные авторы акцентируют, что строительная отрасль тесно связана с другими отраслями, и она медленно восстанавливается после спада. В частности, после того, как начался жилищный кризис США в 2007 году, потребовалось много времени, чтобы существующий жилищный фонд был распродан и появился спрос на новые дома.

4.2 Модель зависимости СДА в горнодобывающей промышленности от СДА в строительстве

Оптимальным лагом для построения модели является лаг, равный 1, как предлагают критерии Акаике, Шварца и Ханнана - Куинна (таблица 3).

Таблица 3. Рекомендуемые лаги по критериям

| VAR Lag Order Selection Criteria | | | | | | |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Endogenous variables: MINING_SA_TRM CONSTRUCTION_SA_TRM | | | | | | |
| Exogenous variables: C | | | | | | |
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | | | |
| Included observations: 42 | | | | | | |
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
| 0 | -178.5913 | NA | 18.61282 | 8.599587 | 8.682333 | 8.629917 |
| 1 | -166.6223 | 22.22823* | 12.74121* | 8.220108* | 8.468347* | 8.311098* |
| 2 | -164.7766 | 3.251853 | 14.14288 | 8.322697 | 8.736428 | 8.474345 |
| 3 | -163.5964 | 1.967132 | 16.24025 | 8.456969 | 9.036192 | 8.669277 |
| 4 | -161.2796 | 3.640540 | 17.72303 | 8.537126 | 9.281841 | 8.810094 |
| 5 | -155.0879 | 9.140218 | 16.15117 | 8.432756 | 9.342964 | 8.766384 |
| 6 | -154.1382 | 1.311403 | 18.99616 | 8.578012 | 9.653712 | 8.972298 |

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Источник: расчеты автора

Исходя из результата теста Грэнджера, видно, что на уровне значимости 5% ряд СДА в строительстве является причиной ряда СДА в горнодобывающей промышленности по Грэнджеру. Отсюда СДА в строительстве предсказывает изменение СДА в горнодобывающей промышленности (таблица 4).

Таблица 4. Тест на причинность по Грэнджеру

| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
|--|-----|-------------|--------|
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | |
| Lags: 1 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
| CONSTRUCTION_SA_TRM does not Granger Cause MINING_SA_TRM | 67 | 5.58728 | 0.0211 |
| MINING_SA_TRM does not Granger Cause CONSTRUCTION_SA_TRM | | 0.71830 | 0.3999 |

Источник: расчеты автора

Тестовые статистики как Trace, так и Max-eigenvalue указывают на 2 коинтегрирующих уравнения на уровне значимости 5%. Поэтому ряды СДА в горнодобывающей промышленности и СДА в строительстве являются коинтегрированными (Приложение 1, таблица D).

Нормализованное уравнение имеет вид (5):

$$\text{Normalized Cointegrating Equation} = \text{MINING_SA_TRM} - 0,921 * \text{CONSTRUCTION_SA_TRM} \quad (5),$$

где $MINING_SA_TRM$ и $CONSTRUCTION_SA_TRM$ – это СДА в горнодобывающей промышленности и СДА в строительстве, соответственно.

В нормализованном коинтегрирующем уравнении модели Йохансена знаки коэффициентов необходимо изменить на противоположные, данная модель представляет собой долгосрочный период. $MINING_SA_TRM$ – зависимая переменная. $CONSTRUCTION_SA_TRM$ – характеризует положительное и значительное влияние на $MINING_SA_TRM$ в долгосрочной перспективе, т.к. коэффициент - 4,7 является статистически значимым на уровне значимости 5%. Поэтому в долгосрочной перспективе СДА в строительстве имеет позитивное воздействие на СДА в горнодобывающей промышленности, в среднем, при прочих равных условиях. В связи с этим, рассматриваемые ряды являются коинтегрированными (Приложение 1, таблица D).

Как показывают данные (Приложение 4, таблица К), уравнение коинтеграции СДА в горнодобывающей промышленности и СДА в строительстве в долгосрочной перспективе имеет вид (6):

$$ECT(-1) = MINING_SA_TRM(-1) - 1,042 * CONSTRUCTION_SA_TRM(-1) + 2,217 \quad (6),$$

СДА в горнодобывающей промышленности как зависимая переменная определяется следующим уравнением (7):

$$D(MINING_SA_TRM) = -0,284 * ECT(-1) - 0,025 \quad (7)$$

В уравнении (7) поправочный (скорректированный) коэффициент (-0,284) обозначает, что отклонение предыдущих периодов от долгосрочного равновесия корректируется со скоростью 28,4%.

Коэффициент коррекции ошибок характеризует скорость корректировки, при которой модель будет восстанавливать свое равновесие после любых возмущений. Коэффициент ECT при СДА в горнодобывающей промышленности (-4,2) отрицательный и статистически значимый, что указывает на сходимость от краткосрочной динамики к долгосрочному равновесию. В случае СДА в строительстве коэффициент корректировки положительный и статистически значимый (4,1), что свидетельствует о существенном влиянии на СДА в горнодобывающей промышленности (Приложение 4, таблица К).

Качество модели VECM подтверждено с помощью диагностических тестов на отсутствие серийной корреляции и гетероскедастичности остатков, а также наличия нормального распределения остатков (Приложение 4, таблицы L, M, N).

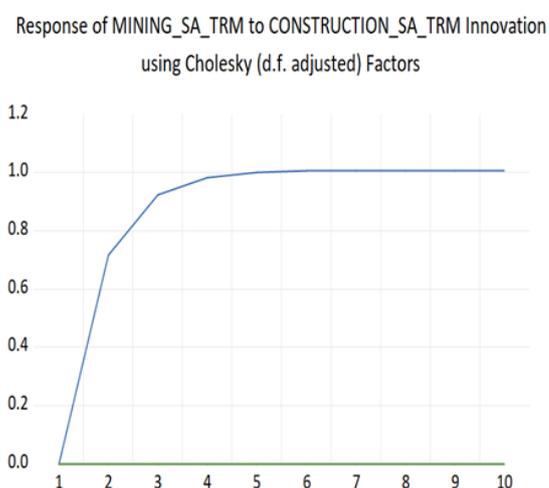
На графике 4 приведена функция импульсных откликов СДА в горнодобывающей промышленности на изменение СДА в строительстве. Функция импульсного отклика показывает, как долго и в какой степени зависимая переменная (СДА в горнодобывающей промышленности)

реагирует на шок, вызванный независимой переменной (СДА в строительстве). Указанная функция имеет позитивный эффект. Если бы изменение СДА в строительстве было неожиданным на 1%, то СДА в горнодобывающей промышленности будет изменяться следующим образом в среднем при прочих равных условиях: с 1 по 2 месяца – увеличение на 0,7%, с 2 по 3 месяца – увеличение с 0,7% до 0,9%, с 3 по 5 месяца – увеличение с 0,9% до 1,0% и с 5 месяца – стабилизация уровня.

Функция импульсных откликов иллюстрирует, что СДА в строительстве предсказывает изменение СДА в горнодобывающей промышленности, при этом его влияние имеет позитивное воздействие. Поэтому с увеличением СДА в строительстве будет увеличиваться СДА в горнодобывающей промышленности. Строительные компании предлагают для горнодобывающей промышленности и осуществляют выпуск капитальных товаров и услуг таких, как: буровые скважины, траншеи, котлованы, карьеры, шахты, а также выполняют проектные работы.

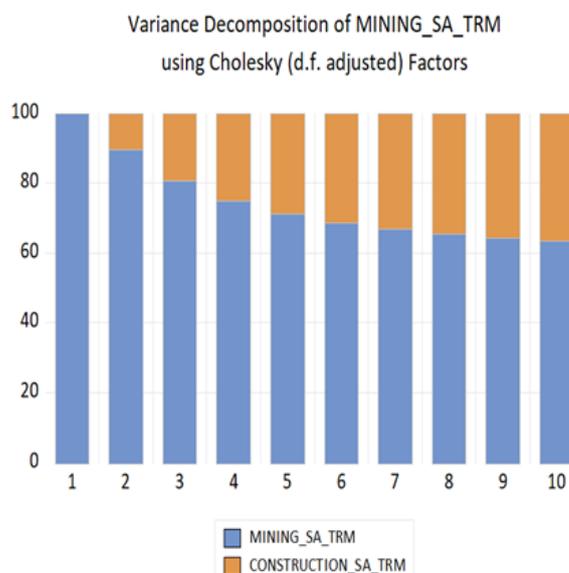
Декомпозиция дисперсии показывает на сколько ряд СДА в горнодобывающей промышленности будет объясняется собственными инновационными шоками и влиянием шоков от СДА в строительстве, соответственно. Если со 2 месяца доля влияния СДА в строительстве составит 10,5%, на 5 месяцев она увеличится до 28,8%, то к 10 месяцу - возрастет до 36,7% (график 5).

График 4. Функция импульсных откликов СДА в горнодобывающей промышленности на изменение СДА в строительстве



Источник: расчеты автора

График 5. Декомпозиция дисперсии СДА в горнодобывающей промышленности на изменение СДА в строительстве



Источник: расчеты автора

5. Выводы

По итогам проведенного исследования опережающих экономических индикаторов выявлены следующие результаты.

1. Проверка данных десяти комбинаций парных рядов с помощью статистических тестов показала три разных результата: отсутствие связи, отрицательные однонаправленные и положительные однонаправленные связи между переменными.

2. Отсутствие причинно-следственных связей между шестью комбинациями рядов свидетельствует о том, что следующие индикаторы не зависят друг от друга:

- 1) КОИ и СДА в секторе услуг;
- 2) КОИ и СДА в строительстве;
- 3) КОИ и СДА в горнодобывающей промышленности;
- 4) СДА в производстве и СДА в горнодобывающей промышленности;
- 5) СДА в секторе услуг и СДА в строительстве;
- 6) СДА в секторе услуг и СДА в горнодобывающей промышленности.

3. Отрицательные однонаправленные связи указывают на обратный эффект, вызванный снижением синхронизации циклов деловой активности, а статистические тесты - на ненадежность, неудовлетворительность эконометрических моделей для прогнозирования в следующих двух комбинациях рядов:

- субиндекс деловой активности в производстве отрицательно влияет на композитный опережающий индикатор реального сектора;

- субиндекс деловой активности в секторе услуг отрицательно влияет на субиндекс деловой активности в производстве.

Чем менее синхронизированы циклы деловой активности, тем менее одинаковую реакцию можно ожидать на общие шоки (инновации), и меньше вероятность проявления предсказываемого свойства данных комбинаций опережающих индикаторов.

4. Положительные однонаправленные причинно-следственные связи в деловой активности: от производства к строительству, от строительства к горнодобывающей промышленности. Сектор производства снабжает необходимыми строительными материалами для роста активности сектора строительства. В свою очередь, рост активности в строительстве повышает деятельность горнодобывающей промышленности по извлечению и переработке сырьевых ресурсов для строительства в долгосрочной перспективе.

Расчитанные на основе моделей VECM функции импульсных откликов указали на позитивный эффект воздействия данных показателей на будущие изменения поворотных точек фаз экономического цикла. Спрогнозировано время по месяцам и уровни поворотных точек: увеличение, замедление и стабилизация.

Декомпозиции дисперсий установили доли воздействия собственных инновационных шоков и шоков других влияющих секторов экономики.

5. Результаты оценки моделей VECM свидетельствуют, что существуют две модели, которые имеют долгосрочные коинтеграционные отношения. Эти модели определили влияние деловой активности в производстве на деловую активность в строительстве, а также деловой активности в строительстве на деловую активность в горнодобывающей промышленности.

6. Практическая значимость исследования состоит в возможности применения регулятором и государственными структурами субиндексов деловой активности в секторах производства, строительства и горнодобывающей промышленности, как наилучших переменных для анализа и прогнозирования экономической активности Казахстана.

6. Список литературы:

1. Приказ Председателя Национального Банка Республики Казахстан Досаева Е.А. от 17 апреля 2019 года №182 «Об утверждении Порядка проведения Национальным Банком Республики Казахстан мониторинга предприятий реального сектора экономики»

2. Carol M.Kopp. ISM Manufacturing Index: Definition and How It's Calculated. URL: <https://www.investopedia.com/terms/i/ism-mfg.asp> (дата обращения 01.09.2023)

3. Nathan Reiff. Leading Indicators: Definition and How They're Used by Investors. URL: <https://www.investopedia.com/terms/l/leadingindicator.asp> (дата обращения 01.09.2023)

4. Лосева О.В., Федотова М.А., Хотинская Г.И. Деловая активность как опережающий индикатор экономического развития: зарубежный и российский опыт//Вестник Финансового университета, 2015, №3, с.26-33. URL: <http://www.ereport.ru/articles/indexes/pmi.htm> (дата обращения 01.09.2023)

5. Tkacova A., Gavurova B., Behun M. The composite leading indicator for German business cycle//Journal of Competitiveness, Vol. 9, Issue 4, pp. 114 - 133, December 2017 ISSN 1804-171X (Print), ISSN 1804-1728 (On-line), DOI: 10.7441/joc.2017.04.08

6. Богданова А.Л. Опережающие показатели – инструмент экономического прогнозирования//ЭНСР № 2 (81) 2018, с. 35-56

7. Егиян К.А., Погорельская Т.А. Анализ подходов к определению понятия «деловая активность предприятия» и ее оценка в международной практике// Вестник РГТУ. Серия: Экономика, управление, право. - Российский государственный гуманитарный университет, 2014, с.143-148

8. Крук Д., Коршун А. Экономический цикл и опережающие индикаторы: методологические подходы и возможности использования в Беларуси. – Минск: Исследовательский центр ИПМ, 2010, 35с.

9. Joseph A. Schumpeter. Business cycles. A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process//New York Toronto London: McGraw-Hill Book Company, 1939, 461 pp.

10. Шумпетер Й.А. Теория экономического развития. Капитализм, социализм и демократия /Й.А. Шумпетер; [предисл. В.С. Автономова; пер. с нем. В.С. Автономова, М.С. Любского, А.Ю. Чепуренко; пер. с англ. В.С. Автономова, Ю.В. Автономова, Л.А. Громовой, К.Б. Козловой, Е.И. Николаенко, И.М. Осадчей, И.С. Семененко, Э.Г. Соловьева]. — М.: Эксмо, 2008. — 864 с.

11. Finn E. Kydland and Edward C. Prescott (Nov., 1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations //Econometrica, Vol. 50, No. 6 (Nov., 1982), pp. 1345-1370

12. Joseph G. Altonji (1982). The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis // The Review of Economic Studies, Vol. 49, No. 5, Special Issue on Unemployment (1982), pp. 783-824

13. John B. Long, Jr. and Charles I. Plosser (1983). Real Business Cycles // Journal of Political Economy, Feb., 1983, Vol. 91, No. 1, pp. 39-69

14. Силин Я.П., Анимица Е.Г., Новикова Н. В. Теории экономического роста и экономического цикла в исследовании региональных процессов новой индустриализации//Journal of New Economy, 2019, Vol. 20, № 2, с.5-29. DOI: 10.29141/2073-1019-2019-20-2-1

15. Тупчиенко В.А., Кривцова М.К. Ключевые теории экономического цикла// Финансовая аналитика: проблемы и решения 2014, №3 (189), с.1-12

16. Артамонов Н. В., Ивин Е. А., Курбацкий А. Н., Фантащини Д. Введение в анализ временных рядов: учебное пособие для вузов. Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Московская школа экономики, Кафедра эконометрики и математических методов экономики. – Вологда: ВолНЦ РАН, 2021. – 134 с. ISBN 978-5-93299-496-2

17. Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), pp. 251–276. © Econometric Society

18. Johansen, Søren. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control 12: 231 – 254

19. Johansen, Søren. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica 59: 1551–1580

20. Johansen, Søren. 1995. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models. Oxford: Oxford University Press

21. Samina Naveed and Zafar Mahmood. Impact of domestic financial liberalization on economic growth in Pakistan. Journal of Economic Policy Reform, 2017

22. Eva Maulia, Miftahuddin and Hizir Sofyan. 2018. Tax revenue and inflation rate predictions in Banda Aceh using Vector Error Correction Model

(VECM) // IOP Conf. Series: Materials Science and Engineering 352 (2018) 012056
doi:10.1088/1757-899X/352/1/012056

23. Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 37

24. Nur Setyowati. 2019. Macroeconomic Determinants of Islamic Banking Products in Indonesia. *Economies* 2019, 7(2), 53

25. Aiza Shabbir, Shazia kousar and Muhammad Zubair Alam. 2019. Factors affecting level of unemployment in South Asia Department of Management Sciences, Superior University, Lahore, Pakistan

26. Abd. Majid, M. and Kassim, S. 2015. Assessing the contribution of Islamic finance to economic growth: empirical evidence from Malaysia. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, Vol. 6 No. 2, pp. 292-310

27. Michele Boldrin, Carlos Garriga, Adrian Peralta-Alva and Juan Sanchez. 2016. Reconstructing the Great Recession. Working Paper 2013-006C, Federal Reserve Bank of Saint Louis, revised January 2016

Таблица А. Тест Йохансена на коинтеграцию

| | | | | |
|---|-------------|------------------------|------------------------|---------|
| Sample (adjusted): 2017M03 2023M04 | | | | |
| Included observations: 40 after adjustments | | | | |
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | |
| Series: CLI_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM | | | | |
| Lags interval (in first differences): 1 to 5 | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.263859 | 17.71114 | 15.49471 | 0.0228 |
| At most 1 * | 0.127546 | 5.457817 | 3.841465 | 0.0195 |
| Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None | 0.263859 | 12.25332 | 14.26460 | 0.1015 |
| At most 1 * | 0.127546 | 5.457817 | 3.841465 | 0.0195 |
| Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |
| Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I): | | | | |
| | PRODUCTION_ | | | |
| CLI_SA_TRM | SA_TRM | | | |
| 1.063149 | 0.878875 | | | |
| 3.141081 | -0.783451 | | | |
| Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha): | | | | |
| D(CLI_SA_TRM) | -0.001305 | 0.020169 | | |
| D(PRODUCTION_S A_TRM) | -0.410369 | 0.088595 | | |
| 1 Cointegrating Equation(s): | | Log likelihood | 17.11490 | |
| Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses) | | | | |
| | PRODUCTION_ | | | |
| CLI_SA_TRM | SA_TRM | | | |
| 1.000000 | 0.826672 | | | |
| | (0.32175) | | | |
| Adjustment coefficients (standard error in parentheses) | | | | |
| D(CLI_SA_TRM) | -0.001387 | | | |
| | (0.01135) | | | |
| D(PRODUCTION_S A_TRM) | -0.436283 | | | |
| | (0.14646) | | | |

Источник: расчеты автора

Таблица С. Тест Йохансена на коинтеграцию

| | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--|------------------|------------------------|------------------------|---------|----------------------|------------------|--|---------------------|-----------|-----------|----------------------|-----------|-----------|--|----------|-----------|
| Sample (adjusted): 2016M12 2023M04 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Included observations: 55 after adjustments | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Series: CONSTRUCTION_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Lags interval (in first differences): 1 to 2 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | Critical Value | Prob.** | | | | | | | | | | | | |
| None * | 0.204455 | 20.27299 | 15.49471 | 0.0088 | | | | | | | | | | | | |
| At most 1 * | 0.130531 | 7.692977 | 3.841465 | 0.0055 | | | | | | | | | | | | |
| Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | | | | | | | | | | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | | | | | | | | | | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** | | | | | | | | | | | | |
| None | 0.204455 | 12.58001 | 14.26460 | 0.0907 | | | | | | | | | | | | |
| At most 1 * | 0.130531 | 7.692977 | 3.841465 | 0.0055 | | | | | | | | | | | | |
| Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level | | | | | | | | | | | | | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | | | | | | | | | | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I): | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <table border="0" style="width:100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td></td> <td align="center" colspan="2">PRODUCTION_SA_TR</td> </tr> <tr> <td>CONSTRUCTION_SA_TRM</td> <td align="center" colspan="2">M</td> </tr> <tr> <td></td> <td align="center">-0.899794</td> <td align="center">0.896462</td> </tr> <tr> <td></td> <td align="center">0.222603</td> <td align="center">-1.183424</td> </tr> </table> | | | | | | PRODUCTION_SA_TR | | CONSTRUCTION_SA_TRM | M | | | -0.899794 | 0.896462 | | 0.222603 | -1.183424 |
| | PRODUCTION_SA_TR | | | | | | | | | | | | | | | |
| CONSTRUCTION_SA_TRM | M | | | | | | | | | | | | | | | |
| | -0.899794 | 0.896462 | | | | | | | | | | | | | | |
| | 0.222603 | -1.183424 | | | | | | | | | | | | | | |
| Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha): | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <table border="0" style="width:100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td>D(CONSTRUCTION_SA_TR</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> M)</td> <td align="center">0.992931</td> <td align="center">-0.025268</td> </tr> <tr> <td>D(PRODUCTION_SA_TRM)</td> <td align="center">0.080492</td> <td align="center">0.341015</td> </tr> </table> | | | | | D(CONSTRUCTION_SA_TR | | | M) | 0.992931 | -0.025268 | D(PRODUCTION_SA_TRM) | 0.080492 | 0.341015 | | | |
| D(CONSTRUCTION_SA_TR | | | | | | | | | | | | | | | | |
| M) | 0.992931 | -0.025268 | | | | | | | | | | | | | | |
| D(PRODUCTION_SA_TRM) | 0.080492 | 0.341015 | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 Cointegrating Equation(s): | | Log likelihood | -190.2096 | | | | | | | | | | | | | |
| Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <table border="0" style="width:100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td></td> <td align="center" colspan="2">PRODUCTION_SA_TR</td> </tr> <tr> <td>CONSTRUCTION_SA_TRM</td> <td align="center" colspan="2">M</td> </tr> <tr> <td></td> <td align="center">1.000000</td> <td align="center">-0.996297</td> </tr> <tr> <td></td> <td></td> <td align="center">(0.29235)</td> </tr> </table> | | | | | | PRODUCTION_SA_TR | | CONSTRUCTION_SA_TRM | M | | | 1.000000 | -0.996297 | | | (0.29235) |
| | PRODUCTION_SA_TR | | | | | | | | | | | | | | | |
| CONSTRUCTION_SA_TRM | M | | | | | | | | | | | | | | | |
| | 1.000000 | -0.996297 | | | | | | | | | | | | | | |
| | | (0.29235) | | | | | | | | | | | | | | |
| Adjustment coefficients (standard error in parentheses) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <table border="0" style="width:100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td>D(CONSTRUCTION_SA_TR</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> M)</td> <td align="center">-0.893433</td> <td align="center">(0.25193)</td> </tr> <tr> <td>D(PRODUCTION_SA_TRM)</td> <td align="center">-0.072427</td> <td align="center">(0.12303)</td> </tr> </table> | | | | | D(CONSTRUCTION_SA_TR | | | M) | -0.893433 | (0.25193) | D(PRODUCTION_SA_TRM) | -0.072427 | (0.12303) | | | |
| D(CONSTRUCTION_SA_TR | | | | | | | | | | | | | | | | |
| M) | -0.893433 | (0.25193) | | | | | | | | | | | | | | |
| D(PRODUCTION_SA_TRM) | -0.072427 | (0.12303) | | | | | | | | | | | | | | |

Источник: расчеты автора

Таблица D. Тест Йохансена на коинтеграцию

| | | | | |
|--|---------------|-----------|----------------|---------|
| Sample (adjusted): 2016M11 2023M04 | | | | |
| Included observations: 62 after adjustments | | | | |
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | |
| Series: MINING_SA_TRM CONSTRUCTION_SA_TRM | | | | |
| Lags interval (in first differences): 1 to 1 | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.331762 | 35.45607 | 15.49471 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.155289 | 10.46317 | 3.841465 | 0.0012 |
| Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | |
| Hypothesized | | Max-Eigen | 0.05 | |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.331762 | 24.99290 | 14.26460 | 0.0007 |
| At most 1 * | 0.155289 | 10.46317 | 3.841465 | 0.0012 |
| Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |
| Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I): | | | | |
| | CONSTRUCTION_ | | | |
| MINING_SA_TRM | SA_TRM | | | |
| -0.450236 | 0.414588 | | | |
| 0.376453 | 0.276768 | | | |
| Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha): | | | | |
| D(MINING_SA_TRM) | 0.801064 | -0.398923 | | |
| D(CONSTRUCTION_SA_TRM) | -0.817514 | -0.821053 | | |
| Log likelihood | | | | |
| 1 Cointegrating Equation(s): | -254.3819 | | | |
| Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses) | | | | |
| | CONSTRUCTION_ | | | |
| MINING_SA_TRM | SA_TRM | | | |
| 1.000000 | -0.920823 | | | |
| | (0.19795) | | | |
| Adjustment coefficients (standard error in parentheses) | | | | |
| D(MINING_SA_TRM) | -0.360668 | (0.09000) | | |
| D(CONSTRUCTION_SA_TRM) | 0.368074 | (0.14099) | | |

Источник: расчеты автора

Расширенный тест Дики-Фуллера (Augmented Dickey-Fuller, ADF) показал, что абсолютное значение t-Statistic по ряду КОИ (1,85) меньше всех абсолютных значений критических величин на уровнях значимости 1%, 5% и 10%, соответственно: 3,52, 2,90 и 2,59. Абсолютное значение t-Statistic по ряду СДА в секторе услуг (3,50) меньше абсолютного значения критической величины (3,52) на уровне значимости 1%. Это означает, что данные ряды являются нестационарными (таблица Е).

Абсолютные величины t-Statistic по рядам СДА в производстве, СДА в строительстве и СДА в горнодобывающей промышленности (4,14, 4,32 и 4,49, соответственно) больше всех абсолютных значений критических величин. Следовательно, указанные ряды являются стационарными (таблица Е).

Таблица Е. Результаты расширенного теста Дики – Фуллера на стационарность рядов КОИ и СДА

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|--|--|--------|
| Null Hypothesis: CLI_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level | -1.853343 -3.522887 -2.901779 -2.588280 | 0.3523 |
| Null Hypothesis: PRODUCTION_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level | -4.140624 -3.515536 -2.898623 -2.586605 | 0.0015 |
| Null Hypothesis: SERVICES_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level | -3.497099 -3.515536 -2.898623 -2.586605 | 0.0105 |
| Null Hypothesis: CONSTRUCTION_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level | -4.316452 -3.515536 -2.898623 -2.586605 | 0.0008 |
| Null Hypothesis: MINING_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level | -4.493890 -3.515536 -2.898623 -2.586605 | 0.0005 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values | | | |

Источник: расчеты автора

Учитывая, что ряды КОИ и СДА в секторе услуг являются нестационарными, проверим их на стационарность на уровне первых разностей. Результаты расширенного теста Дики – Фуллера показали, что ряды КОИ и СДА в секторе услуг являются стационарными на уровне первых разностей (таблица F).

Таблица F. Результаты расширенного теста Дики – Фуллера на стационарность рядов КОИ и СДА в секторе услуг на уровне первых разностей

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|-----------------------|-------------|--------|
| Null Hypothesis: D(CLI_SA) has a unit root | Augmented | | |
| Exogenous: Constant | Dickey-Fuller test | | |
| Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | statistic | -3.560581 | 0.0090 |
| | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.522887 | |
| | 5% level | -2.901779 | |
| | 10% level | -2.588280 | |
| Null Hypothesis: D(SERVICES_SA) has a unit root | Augmented | | |
| Exogenous: Constant | Dickey-Fuller test | | |
| Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11) | statistic | -8.296548 | 0.0000 |
| | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.517847 | |
| | 5% level | -2.899619 | |
| | 10% level | -2.587134 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values | | | |

Источник: расчеты автора

Таблица G. VECM

| Vector Error Correction Estimates | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Sample (adjusted): 2016M11 2023M04 | | |
| Included observations: 60 after adjustments | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
| CONSTRUCTION_SA_TRM(-1) | 1.000000 | |
| PRODUCTION_SA_TRM(-1) | -1.106215 (0.24408) [-4.53212] | |
| C | 7.107971 | |
| Error Correction: | D(CONSTRUCTION_SA_TRM) | D(PRODUCTION_SA_TRM) |
| CointEq1 | -0.918297 (0.18002) [-5.10107] | 0.018317 (0.09213) [0.19882] |
| D(CONSTRUCTION_SA_TRM(-1)) | 0.009705 (0.13347) [0.07272] | -0.008145 (0.06831) [-0.11925] |
| D(PRODUCTION_SA_TRM(-1)) | -0.130541 (0.29081) [-0.44889] | -0.484548 (0.14883) [-3.25569] |
| C | 0.137764 (0.25755) [0.53489] | -0.033751 (0.13181) [-0.25605] |
| R-squared | 0.466770 | 0.189108 |
| Adj. R-squared | 0.438204 | 0.145667 |
| Sum sq. resids | 219.4396 | 57.47605 |
| S.E. equation | 1.979536 | 1.013093 |
| F-statistic | 16.34011 | 4.353247 |
| Log likelihood | -124.0383 | -83.84702 |
| Akaike AIC | 4.267943 | 2.928234 |
| Schwarz SC | 4.407566 | 3.067857 |
| Mean dependent | 0.128405 | -0.076860 |
| S.D. dependent | 2.641035 | 1.096064 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 3.957327 |
| Determinant resid covariance | | 3.447272 |
| Log likelihood | | -207.4001 |
| Akaike information criterion | | 7.246671 |
| Schwarz criterion | | 7.595728 |
| Number of coefficients | | 10 |

Источник: расчеты автора

Значения вероятностей по лагам 1 (0,96) и 2 (0,70) выше уровня значимости 5%, поэтому в модели VECM отсутствует серийная корреляция остатков (таблица Н).

Таблица Н. Тест на наличие серийной корреляции остатков

| VEC Residual Serial Correlation LM Tests | | | | | | |
|--|-----------|----|--------|------------|------------|--------|
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | | | |
| Included observations: 60 | | | | | | |
| Null hypothesis: No serial correlation at lag h | | | | | | |
| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
| 1 | 0.616830 | 4 | 0.9612 | 0.153208 | (4, 106.0) | 0.9612 |
| 2 | 2.222101 | 4 | 0.6950 | 0.556088 | (4, 106.0) | 0.6950 |
| Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h | | | | | | |
| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
| 1 | 0.616830 | 4 | 0.9612 | 0.153208 | (4, 106.0) | 0.9612 |
| 2 | 3.645227 | 8 | 0.8876 | 0.450408 | (8, 102.0) | 0.8877 |
| *Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic. | | | | | | |

Источник: расчеты автора

В модели VECM отсутствует гетероскедастичность остатков, поскольку значение вероятности по Joint test (0,37) выше уровня значимости 0,05 (таблица I).

Таблица I. Тест на наличие гетероскедастичности остатков

| VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares) | | | | | |
|--|-----------|----------|--------|-----------|--------|
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | | |
| Included observations: 60 | | | | | |
| Joint test: | | | | | |
| Chi-sq | df | Prob. | | | |
| 19.36991 | 18 | 0.3694 | | | |
| Individual components: | | | | | |
| Dependent | R-squared | F(6,53) | Prob. | Chi-sq(6) | Prob. |
| res1*res1 | 0.119100 | 1.194289 | 0.3237 | 7.145997 | 0.3076 |
| res2*res2 | 0.049073 | 0.455848 | 0.8376 | 2.944379 | 0.8158 |
| res2*res1 | 0.150999 | 1.571049 | 0.1739 | 9.059929 | 0.1702 |

Источник: расчеты автора

Ряды СДА в строительстве и СДА в производстве как в отдельности, так и в целом в модели, имеют нормальное распределение остатков, т.к. значение вероятностей по Jarque-Bera выше уровня значимости 0,05 (таблица J).

Таблица J. Тест на наличие нормального распределения остатков

| VEC Residual Normality Tests | | | | |
|--|-------------|----------|--------|--------|
| Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) | | | | |
| Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal | | | | |
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | |
| Included observations: 60 | | | | |
| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
| 1 | -0.115481 | 0.133358 | 1 | 0.7150 |
| 2 | -0.592571 | 3.511408 | 1 | 0.0609 |
| Joint | | 3.644766 | 2 | 0.1616 |
| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
| 1 | 4.034173 | 2.673786 | 1 | 0.1020 |
| 2 | 3.241018 | 0.145224 | 1 | 0.7031 |
| Joint | | 2.819010 | 2 | 0.2443 |
| Component | Jarque-Bera | df | Prob. | |
| 1 | 2.807144 | 2 | 0.2457 | |
| 2 | 3.656632 | 2 | 0.1607 | |
| Joint | | 6.463776 | 4 | 0.1671 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Источник: расчеты автора

Таблица К. VECM

| Vector Error Correction Estimates | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Sample (adjusted): 2016M10 2023M04 | | |
| Included observations: 67 after adjustments | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
| MINING_SA_TRM(-1) | 1.000000 | |
| CONSTRUCTION_SA_TRM(-1) | -1.042121 (0.19157) [-5.44003] | |
| C | 2.216510 | |
| Error Correction: | D(MINING_SA_TRM) | D(CONSTRUCTION_SA_TRM) |
| CointEq1 | -0.284376 (0.06799) [-4.18259] | 0.409872 (0.10009) [4.09497] |
| C | -0.024568 (0.20219) [-0.12151] | -0.027864 (0.29766) [-0.09361] |
| R-squared | 0.212064 | 0.205076 |
| Adj. R-squared | 0.199942 | 0.192846 |
| Sum sq. resids | 178.0397 | 385.8477 |
| S.E. equation | 1.655014 | 2.436415 |
| F-statistic | 17.49406 | 16.76879 |
| Log likelihood | -127.8089 | -153.7190 |
| Akaike AIC | 3.874892 | 4.648329 |
| Schwarz SC | 3.940704 | 4.714140 |
| Mean dependent | -0.024568 | -0.027864 |
| S.D. dependent | 1.850296 | 2.711896 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 16.01351 | |
| Determinant resid covariance | 15.07175 | |
| Log likelihood | -281.0173 | |
| Akaike information criterion | 8.567681 | |
| Schwarz criterion | 8.765116 | |
| Number of coefficients | 6 | |

Источник: расчеты автора

Значения вероятности по лагу 1 (0,19) выше уровня значимости 0,05, в связи с этим в модели VECM отсутствует серийная корреляция остатков (таблица L).

Таблица L. Тест на наличие серийной корреляции остатков

| VEC Residual Serial Correlation LM Tests | | | | | | |
|---|-----------|----|--------|------------|------------|--------|
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | | | |
| Included observations: 67 | | | | | | |
| Null hypothesis: No serial correlation at lag h | | | | | | |
| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
| 1 | 6.158026 | 4 | 0.1877 | 1.565434 | (4, 124.0) | 0.1877 |
| Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h | | | | | | |
| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
| 1 | 6.158026 | 4 | 0.1877 | 1.565434 | (4, 124.0) | 0.1877 |

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Источник: расчеты автора

В модели VECM отсутствует гетероскедастичность остатков, поскольку значение вероятности по Joint test (0,98) выше уровня значимости 0,05 (таблица M).

Таблица M. Тест на наличие гетероскедастичности остатков

| VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares) | | | | | |
|--|-----------|----------|--------|-----------|--------|
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | | |
| Included observations: 67 | | | | | |
| Joint test: | | | | | |
| Chi-sq | df | Prob. | | | |
| 1.023680 | 6 | 0.9847 | | | |
| Individual components: | | | | | |
| Dependent | R-squared | F(2,64) | Prob. | Chi-sq(2) | Prob. |
| res1*res1 | 0.004794 | 0.154141 | 0.8575 | 0.321185 | 0.8516 |
| res2*res2 | 0.003421 | 0.109862 | 0.8961 | 0.229236 | 0.8917 |
| res2*res1 | 0.011053 | 0.357655 | 0.7007 | 0.740564 | 0.6905 |

Источник: расчеты автора

Ряды СДА в горнодобывающей промышленности и СДА в строительстве как в отдельности, так и в целом в модели имеют нормальное распределение остатков, т.к. значение вероятностей по Jarque-Bera выше уровня значимости 0,05 (таблица N).

Таблица N. Тест на наличие нормального распределения остатков

| VEC Residual Normality Tests | | | | |
|--|-------------|----------|--------|--------|
| Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) | | | | |
| Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal | | | | |
| Sample: 2016M09 2023M04 | | | | |
| Included observations: 67 | | | | |
| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
| 1 | 0.260791 | 0.759465 | 1 | 0.3835 |
| 2 | -0.100077 | 0.111839 | 1 | 0.7381 |
| Joint | | 0.871304 | 2 | 0.6468 |
| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
| 1 | 2.643877 | 0.354050 | 1 | 0.5518 |
| 2 | 3.680941 | 1.294442 | 1 | 0.2552 |
| Joint | | 1.648492 | 2 | 0.4386 |
| Component | Jarque-Bera | df | Prob. | |
| 1 | 1.113514 | 2 | 0.5731 | |
| 2 | 1.406282 | 2 | 0.4950 | |
| Joint | 2.519796 | 4 | 0.6411 | |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Источник: расчеты автора