

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
«САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ЭКОНОМИЧЕСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ»

На правах рукописи

ВИКУ КОДЖОВИ НЕЛЬСОН КРЕПИН

**Методы измерения и перспективная оценка инфляции в
Экономическом сообществе западноафриканских государств
ЭКОВАС**

Специальность 5.2.2 – Математические, статистические и инструментальные
методы в экономике

ДИССЕРТАЦИЯ

на соискание ученой степени кандидата экономических наук

Научный руководитель:

кандидат экономических наук, доцент

Боченина Марина Владимировна

Санкт-Петербург – 2024

ОГЛАВЛЕНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	3
1. МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН	12
1.1 Теоретические основы оценки индекса потребительских цен.....	12
1.2 Методология измерения индекса потребительских цен в различных странах ЭКОВАС.....	24
1.3 Теоретические аспекты применения статистико - эконометрического анализа индекса потребительских цен.....	39
1.4 Теоретические подходы к анализу панельных данных	56
2. ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИНДЕКСОВ ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ЭКОВАС.....	71
2.1 Статистический анализ введения единой валюты в ЭКОВАС.....	71
2.2 Проверка гипотезы теории паритета покупательной способности в ЭКОВАС.....	86
2.3 Построение модели влияния международной торговли на инфляцию в ЭКОВАС.....	98
3. МЕТОДЫ, ИНСТРУМЕНТЫ АНАЛИЗА ИНДЕКСОВ ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ЭКОВАС.....	105
3.1 Анализ основных показателей оценки инфляции.....	105
3.2 Непараметрический метод коинтеграционного анализа.....	110
3.3 Методология измерения инфляции в ЭКОВАС.....	114
3.4 Прогнозирования инфляции и анализ изменчивости относительных цен в ЭКОВАС.....	120
3.5 Информационные инструментарий сбора и представления данных об инфляции в ЭКОВАС.....	129
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	139
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	142
ПРИЛОЖЕНИЯ.....	162

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность темы диссертационного исследования. Оценка инфляции осуществляется с применением статистических методов и математических инструментов. Один из важнейших показателей инфляции, индекс потребительских цен рассчитывается на основе статистического обследования конечных потребительских цен домашних хозяйств. Эволюция математических, статистических и эконометрических наук, в частности, эволюция тестов на стационарность и тестов на коинтеграцию данных предполагает адаптацию их использования во многих областях, в том числе моделирования и прогнозирования инфляции.

Математические, статистические и инструментальные методы в полной мере используются при расчете индекса потребительских цен. Несмещенный индекс цен и результаты эффективного моделирования позволяют экономическим агентам повысить их уверенность в получаемой информации об инфляции. Особенно актуально измерение и прогнозирование инфляции в странах ЭКОВАС, что позволит улучшить ожидания населения, а правительствам скорректировать кредитную политику банков.

ЭКОВАС состоит из развивающихся стран, в которых инфляционные процессы широко распространены. По данным МВФ (Международного валютного фонда) рост индекса цен ЭКОВАС относительно предыдущего года в 2020 г. составил 10,78 процентных пункта, а в 2022 г. - 42,41 процентных пункта. Рост потребительских цен существенно влияет на уровень жизни населения и усугубляет ситуацию бедности.

Отсутствие базы данных ЭКОВАС является одной из проблем, которая возникает при анализе инфляционных процессов в странах ЭКОВАС. Страны ЭКОВАС публикуют данные об инфляции в ежемесячных отчетах, основанных на агрегированных данных по всем странам. Экономическим агентам было бы проще сравнивать эволюцию общего уровня цен в разных странах ЭКОВАС и точно отслеживать эволюцию данных в режиме реального времени, если бы данные по всем странам-членам существовали на одной платформе. Рост объема данных

требует адаптации методов обработки в соответствии с требованиями автоматизации, персонализации и доступности. Развитие науки, в частности технологий информационного инструментария в области анализа больших данных, открывает новые возможности для анализа инфляционных процессов в странах ЭКОВАС.

Кроме того, страны ЭКОВАС намерены установить использование общей валюты во всех странах сообщества. Эта общая валюта называется ЭКО. Введение единой валюты было объявлено на первое июля 2020 года. Однако, оно отложено на более поздний срок из-за кризиса в области здравоохранения и того факта, что не все страны отвечают необходимым условиям создания валютного союза. Создание ЭКО встряхнет все экономические рынки стран-членов ЭКОВАС и, следовательно, отразится на ценах потребления, что может обострить инфляционные процессы и, следовательно, ухудшить экономическую и социальную ситуацию в странах.

Введение единой валюты требует применения математических, статистических и инструментальных методов для понимания состояния различных экономик; проверки соблюдения условий для реализации единой валюты и прогнозирования последствий использования единой валюты для экономик разных стран.

По всем этим причинам проведение исследований методов измерения и перспективной оценки инфляции в Экономическом сообществе западноафриканских государств ЭКОВАС является актуальным и необходимым.

Степень разработанности научной проблемы.

Исследования инфляции привлекает внимание учёных, которые изучают проблемы инфляции, разрабатывают методологию расчета и моделирования инфляции, которая однако до сих пор практически отсутствует, несмотря на то что в 2007 г. вышел перевод с английского «Руководства по индексу потребительских цен: Теория и практика», выполненное Международной организацией труда, Международным Валютным Фондом, Организацией экономического сотрудничества и развития, Статистическим бюро Европейских сообществ,

Организацией Объединенных Наций, Международным банком реконструкции и развития, Всемирным банком. Математические, статистические методы разработаны и опробованы в работах И.И. Елисеевой, С.В. Курышевой, Л.И. Ниворожкиной, А.Л. Лукьянова, М.А. Клупта, В.С. Мхитаряна, Е.В. Заровой, Р.И. Капелюшниковой, Л.Н. Овчаровой, М.В. Бочениной, С.К. Бакши, В.Е. Бакши, Н.К. Емелиной, Д.И. Зинченко, М.Ю. Малкиной, В.Н. Овчинникова, Ю.Ливински, А.А. Скроботова, *P. Sabourin, G. KOBOU, A.O. Onsa, F.G. Amoussouga C.B. Igue, D.A. Houensou, A. Chabossou, Y. Soglo, A. Alinsato, V. Quenum, C. Hurlin, V. Mignon, C. Voya, J.-L. Monino, L. Doe u S. Diarisso.*

Цель диссертационного исследования состоит в развитии методов измерения уровня инфляции в странах ЭКОВАС на основе применения статистических методов и математических инструментов.

Достижение поставленной цели потребовало решения следующих задач:

- проанализировать существующие методы измерения и анализа индекса потребительских цен с целью развития методологии оценки инфляции в странах ЭКОВАС;
- выявить тенденции инфляционных процессов в странах ЗАЭВС;
- детализировать методику проверки гипотезы теории паритета покупательной способности в странах ЭКОВАС;
- выявить влияние международной торговли на инфляцию в ЭКОВАС по панельным данным;
- проверить гипотезу о том, что индекс потребительских цен в ЭКОВАС не корректно отражает общий рост цен, применив статистические методы;
- на основе непараметрических методов дать оценку ожидаемой инфляции в ЭКОВАС при введении единой валюты;
- оценить наличие долгосрочного равновесия между странами ЭКОВАС и ЗАЭВС, которые уже имеют общую валюту;

— развить методологию измерения инфляции в ЭКОВАС и представить информационный инструментарий сбора и представления данных об инфляции в ЭКОВАС.

Объектом исследования является индекс потребительских цен в странах Экономического сообщества западноафриканских государств, ЭКОВАС.

Предметом исследования является применение статистических инструментов к индексу потребительских цен для его эффективного использования, оценки и контроля инфляции в странах Экономического сообщества западноафриканских государств ЭКОВАС.

Теоретическую основу диссертационного исследования составляют основные положения исследований российских и зарубежных ученых, работающих над проблемами оценки инфляции, построения эконометрических моделей и прогнозирования индекса потребительских цен.

Методология и методы исследования включают количественные методы экономико-математического, эконометрического, статистического и сравнительного анализа. Диссертационное исследование проводилось с помощью *Microsoft power bi* и таких статистических программ как *R*, *Eviews* и *Stata*.

Информационной базой исследования явились месячные данные, охватывающие период с января 2000 г. по июль 2023 г. полученные из базы данных *The Gobar Economy*, доступной на сайте: <https://www.theglobaleconomy.com> и базы данных Всемирного банка доступной на сайте: <https://donnees.banquemondiale.org/>.

Обоснованность результатов исследования обусловлена проработанностью исследуемой темы с использованием общенаучных и статистических методов анализа и разработкой статистических методов и математических инструментов.

Достоверность результатов исследования подтверждается предоставлением и применением математических, статистических и инструментальных методов к данным официальной статистики в статике и в динамике, апробацией основных результатов исследования на международных

научных и научно-практических конференциях, а также публикациями результатов исследования в открытой печати.

Соответствие диссертации паспорту научной специальности.

Диссертационное исследование соответствует следующим пунктам паспорта специальности 5.2.2 – Математические, статистические и инструментальные методы в экономике:

п. 3. «Разработка и развитие математических и эконометрических моделей анализа экономических процессов (в т.ч. в исторической перспективе) и их прогнозирования»;

п. 14. «Эконометрические и статистические методы анализа данных, формирования и тестирования гипотез в экономических исследованиях. Эконометрическое и экономико-статистическое моделирование».

Научная новизна диссертационного исследования состоит в развитии и разработке статистических и математических инструментов применительно к индексу потребительских цен.

Наиболее существенные результаты исследования, обладающие научной новизной и полученные лично соискателем, заключаются в следующем:

— развитие непараметрического метода анализа динамики инфляционных процессов в странах ЭКОВАС с целью оценки ИПЦ при введении единой валюты;

— разработка и апробация методики проверки гипотезы теории паритета покупательной способности в странах ЭКОВАС, включающая три уровня агрегирования: в рамках одной страны, во всех странах ЭКОВАС, а также в кластерах стран ЗАЭС;

— построение модели *FMOLS* (полностью модифицированный метод наименьших квадратов для коинтегрированных временных рядов) с целью анализа панельных данных для оценки влияния международной торговли на инфляцию ЭКОВАС;

- уточнение и апробация методики проверки гипотезы о корректности отражения инфляции на основе индекса потребительских цен в ЭКОВАС;
- использование непараметрического метода коинтеграции для оценки наличия долгосрочного равновесия динамики ИПЦ в странах ЭКОВАС и ЗАЭС;
- развитие и апробация методологии измерения и перспективной оценки инфляции в ЭКОВАС и разработка инструментария сбора и представления данных об инфляции в ЭКОВАС.

Теоретическая значимость исследования состоит в развитии статистических и математических инструментов анализа индекса потребительских цен, построении эконометрических моделей инфляционных процессов и предложении методологии исследования инфляции на основе гипотезы стационарности индекса потребительских цен, выявление наличия долгосрочного равновесия динамики ИПЦ в странах ЭКОВАС и ЗАЭС.

Практическая значимость исследования заключается в предложении методологии измерения инфляции и разработке методов исходя из статистических и эконометрических инструментов, позволяющих ЭКОВАС изучать инфляционные процессы и представлять результаты экономическим агентам. Результаты, полученные в ходе исследования, могут быть полезны в будущем как для анализа динамики индекса потребительских цен в странах ЭКОВАС, так и во всех исследованиях инфляционных процессов на основе панельных данных. Результаты могут также быть полезны как в исследованиях проверки закона единой цены в рамках одной страны, так и в проведении анализа, основанного на оценке стационарности панельных данных. Результаты анализа могут быть использованы в преподавании таких дисциплин как «Экономическая статистика», «Анализ временных рядов», «Эконометрика» и «Анализ больших данных» в высших учебных заведениях.

Апробация результатов исследования. Основные положения и результаты диссертационного исследования были представлены на:

- Международной научно-практической конференции молодых ученых, организованной СПбГЭУ (Санкт Петербург, 15 февраля 2021 г.);

— Международной научно-практической конференции «Статистические оценки устойчивого развития», организованной СПбГЭУ (Санкт Петербург, 28 февраля 2021 г.);

— Научной конференции аспирантов организованной СПбГЭУ (Санкт-Петербург, 19–24 апреля 2021 г.)

— XII Международной научно-практической конференции студентов и аспирантов «Статистические методы анализа экономики и общества», организованной Высшей школы экономики (Москва, 11-14 Мая 2021 г.);

— III всероссийской практической конференции «Конкурентное развитие и инновационные подходы», организованной УЛГТУ (Ульяновск, 23 июня 2021 г.);

— Международной научно-практической конференции молодых учёных «Научные исследования современных проблем развития России: цифровая трансформация экономики», организованной СПбГЭУ (Санкт-Петербург, 17 февраля 2022 г.);

— Международной конференции «Статистическое образование в России: интеллектуальный анализ данных», организованной ОГУ (Оренбург, 23–28 октября 2023 г.);

— Всероссийской научно-практической конференции «Измерение и анализ благосостояния» организованной СПбГЭУ (Санкт-Петербург, 25–27 январь 2024 г.).

Научные публикации. Основные результаты исследования опубликованы в 16 научных работах общим объемом 6,06 п.л. (авторский вклад 5,41 п.л.), в том числе 7 научных статей опубликованы в научных журналах, рекомендованных Высшей аттестационной комиссией при Министерстве образования и науки Российской Федерации, в рецензируемых научных журналах, которым решением ВАК предоставлено право публикаций по научной специальности 5.2.2 – Математические, статистические и инструментальные методы в экономике (3,81 п.л., авторский вклад 3,25 п.л.).

Структура и объем диссертации.

Диссертационная работа состоит из введения, трёх глав, заключения, списка использованной литературы. Общий объем диссертации составляет 181 страница основного текста, включая 49 таблиц, 54 рисунка, 81 формулу.

Структура диссертационного исследования.

Во введении раскрыты актуальность, цели и задачи диссертационного исследования, научная новизна, определены предмет и объект исследования, а также теоретическая и практическая значимость работы.

Первая глава диссертационного исследования «Методологические основы экономико-статистической оценки индекса потребительских цен» включает обоснование исследовательской задачи. В этой главе раскрыты теоретические основы оценки индекса потребительских цен и их эволюции. Рассмотрены различные методологии измерения инфляции в странах ЭКОВАС на основе теории модернизации инфляции и методов проверки наличия единичных корней. Показано, что существует два поколения тестов на стационарность, которые имеют противоположную нулевую гипотезу в отношении зависимости между объектами панели, вследствие чего для выбора подходящих тестов предварительно необходимо произвести проверку, используя тест на перекрестную зависимость (*Tests of crosssectional dependence*). Используются методы анализа коинтеграции панельных данных, которые учитывают неоднородность оценки векторов коинтеграции методом *FMOLS* (полностью модифицированный метод наименьших квадратов для коинтегрированных временных рядов). Сформулированы гипотезы, проверка которых составляет основу последующих глав.

Во второй главе «Экономико-статистический анализ индексов потребительских цен в ЭКОВАС» проведен статистический анализ возможности введения единой валюты в ЭКОВАС методами непараметрических и математических инструментов. Применены различные методики на основе тестов единичного корня и оценки перекрестной зависимости данных для проверки закона паритета покупательной способности в рамках государственных границ Бенина, между странами ЭКОВАС. Предложена методика, основанная на кластеризации, для проверки закона паритета покупательной способности в ЗАЭС, основанная на

кластеризации в сочетании с методом *FMOLS*. В результате был выявлен импортный характер инфляции в странах сообщества ЭКОВАС.

В третьей главе «Методы инструменты анализа индексов потребительских цен в ЭКОВАС» проведен анализ основных показателей инфляции методом сравнительного исследования ИПЦ и дефлятора ВВП и методом анализа ранговой корреляции между ВВП в фактических ценах и ВВП в ценах предыдущего года. Обоснован и применен непараметрический метод коинтеграционного анализа индексов цен. Дана прогнозная оценка инфляции в странах ЭКОВАС. Разработана методология измерения инфляции в ЭКОВАС и разработан инструментарий сбора и представления данных об инфляции в ЭКОВАС на основе языков *M* и *DATA*.

Изложение каждой главы завершается основными выводами, в которых обобщаются результаты, полученные статистико-эконометрическими методами. В заключении представлены результаты и выводы диссертационного исследования.

1. МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН

1.1 ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПОСТРОЕНИЯ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН

Индекс потребительских цен (ИПЦ), инструмент измерения инфляции позволяет оценить среднее изменение цен на продукты, потребляемые домохозяйствами, между двумя периодами. Индекс потребительских цен является результатом статистического исследования, включающим сбор и анализ данных, и публикацию результатов исследования. Методология разработки индекса потребительских цен может быть представлена тремя этапами [1]:

- подготовка составления плана и программ исследования;
- выбор и сбор статистических данных;
- расчет и представление индекса потребительских цен.

Подготовка плана и программы исследования состоит в определении единиц наблюдения и характеристик исследования для отражения важной информации о генеральной совокупности [2]. На этом этапе определяется охват индекса потребительских цен и периоды наблюдения. Охват ИПЦ позволяет конкретизировать цели, необходимые для расчета индекса. Охват ИПЦ включает: охват географический, охват домашних хозяйств, охват торговых точек и охват цен товаров и услуг [1].

Определить географический охват индекса потребительских цен необходимо, поскольку пользователи индекса должны представлять географическое пространство, на котором рассчитывается индекс, чтобы понимать инфляцию и разрабатывать экономическую политику. Индекс потребительских цен может быть установлен для разных географических уровней [3]:

- вся страна (национальный уровень);
- регионы страны (региональный уровень);
- области и города страны (за исключением сельских районов).

В большинстве стран цены собираются в городской местности потому, что цены в городах считаются репрезентативными относительно сельских районов. Решение относительно географического охвата цен связано с распределением населения по территории.

Базисная совокупность (группа домашних хозяйств) определяет все население, участвующее в исследовании. Индекс потребительских цен (ИПЦ) устанавливается с учетом соответствующих домохозяйств, тех, которые проживают в выбранном географическом районе, и тех, для которых учитывается потребление, при расчете ИПЦ эти категории будут взвешены [1].

Некоторые страны учитывают только частные домохозяйства, исключая из индекса цен коллективные домохозяйства, например, религиозные организации и прочие. Кроме того, из расчета индекса цен исключаются чрезвычайно богатые домохозяйства.

Цены, входящие в индекс потребительских цен, являются ценами покупок, которые совершаются домохозяйствами в торговых точках [3]. На практике цены собираются в торговых точках. Они не являются результатом обследования домашних хозяйств. Все торговые точки, где основное население базисной совокупности делает покупки, учитываются при расчете индекса потребительских цен. Торговые точки выбираются на основе выборки, для которой обеспечивается репрезентативность [1]. Товары и услуги, которые учитываются при расчете индекса потребительских цен, являются теми, которые составляют совокупность потребления домашних хозяйств в национальных счетах. Товары и услуги, приобретаемые домохозяйствами, подразделяются на однородные страты (слои) в соответствии с их потребительской функцией. Расчет индексов цен основан на системе классификации товаров и услуг. Существует два типа классификаций товаров и услуг: классификация по типу продукта и классификация по целям. В большинстве стран индекс цен рассчитывается с учетом классификации по целям. Международной стандартной классификацией индивидуальных потребительских расходов является классификация индивидуального потребления по целям (КИПЦ). КИПЦ состоит из 15 разделов [1]:

- 12 функций относятся к расходам на конечное потребление домашних хозяйств;
- страхование и финансовые услуги;
- раздел 14 охватывает расходы на конечное потребление некоммерческих организаций, обслуживающих домашние хозяйства;
- раздел 15 касается индивидуальных потребительских расходов государственных органов.

К 12 функциям на конечное потребление домашних хозяйств классификации индивидуального потребления по целям относятся [4]:

- продукты питания и безалкогольные напитки;
- алкогольные напитки, табак и наркотические средства;
- предметы одежды и обувь;
- жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива;
- мебель, утварь и текущее обслуживание дома;
- здоровье;
- транспорт;
- коммуникации;
- досуг и культура;
- образование;
- рестораны и гостиницы;
- прочие товары и услуги.

Одним из важных компонентов охвата ИПЦ является период наблюдения. Индекс потребительских цен измеряет изменения цен между двумя периодами, т.е. в течение временного интервала. Как правило, ИПЦ рассчитывается за определенный месяц. Учитываются все цены сделок, совершенных домохозяйствами за весь рассматриваемый месяц. Операция учета цен проводится ежемесячно в торговых точках в зоне учета. Подавляющее большинство товаров и услуг регистрируются ежемесячно. Тем не менее, существуют особые случаи [1]:

— сезонные продукты, то есть продукты, которые присутствуют в магазинах только в определенное время года (например, фрукты и овощи). Определение сезонной продукции зависит от исследуемого района: сезонная продукция в одном районе может присутствовать круглый год, а в другом-отсутствовать [6].

— товары и услуги, цены на которые редко меняются, речь идет в основном о некоторых услугах, производимых крупными государственными предприятиями (вода, электричество и т.д.) или государственными органами (почта и телекоммуникации), а также о некоторых товарах, цены на которые могут быть фиксированными (книги, газеты). Кроме того, коммунальные услуги на жилье часто имеют фиксированные цены [7].

Вторым этапом разработки ИПЦ является формирование выборки и сбор статистических данных. Для расчета индекса потребительских цен необходимы данные о ценах и количестве товаров и услуг, приобретаемых домохозяйствами. Существуют разные промежуточные выборки [1]:

— выборка товаров и услуг для наблюдения;

Речь идет о создании выборки товаров и услуг, репрезентативной для потребления домашних хозяйств, участвующих в наблюдении. Отбор проб товаров и услуг осуществляется в каждой определенной страте потребления домашних хозяйств.

— выборка торговых точек, в которых будут собираться цены;

— выборка дат сбора цен.

Сочетание этих трех выборок дает выборку цен на определенные товары и услуги в определенных торговых точках и на определенные даты. Таким образом, это многоступенчатый сбор данных, каждый из которых стратифицирован: первый этап включает стратификацию товаров и услуг, второй - торговых точек, третий - времени наблюдений. Выделяют два метода отбора статистических единиц в выборку [1]:

— вероятностный;

— невероятностный.

Вероятностная выборка относится к отбору единиц из популяции, когда этот отбор основан на принципе рандомизации или случайности. Одним из вероятностных методов является простая случайная выборка (*Simple Random Sampling — SRS*) [8]. Простая случайная выборка не требует априорных знаний о генеральной совокупности и обеспечивает минимальную статистическую точность, что приводит к высокой дисперсии оценок. На практике, сложно реализовать простую случайную выборку, поскольку требуется процедура случайного розыгрыша, которая может включать любые элементы генеральной совокупности, при этом все они должны быть представлены индивидуально. Рассматривают два типа отбора вероятностными методами [1]:

— систематический отбор;

При систематическом отборе, каждая статистическая единица имеет вероятность p включения в выборку. Вероятность p рассчитывается по формуле [1]:

$$p = \frac{n}{N} \quad (1.1)$$

где n - количество элементов в выборке; N - количество элементов в генеральной совокупности.

При систематическом отборе, единицы выборки выбираются на равном расстоянии друг от друга в базе данных опроса [9]. Первый элемент выборки выбирается случайным образом, и остальные элементы выборки выбираются с шагом, рассчитанным путем деления количества единиц базы выборки на количество элементов выборки в соответствии с формулой (1.1).

— вероятностный пропорциональный размер (ВПР);

В контексте вероятностной выборки каждая единица наблюдаемой совокупности имеет известную вероятность включения в выборку. Если база данных опроса содержит информацию (вспомогательная переменная x_i) о размере каждой единицы, можно использовать эту информацию при выборке для

повышения ее эффективности. Чем больше размер единицы измерения, тем выше вероятность его включения в выборку [10]. Вероятность (p_i) включения в выборку пропорциональна некой вспомогательной переменной (x_i) определяемой по формуле (1.2).

$$p_i = \frac{nx_i}{\sum_{i=1}^N x_i}, \quad (1.2)$$

где n - количество элементов в выборке, N - количество элементов в генеральной совокупности и x - значение вспомогательной переменной для i -го объекта.

Единицы, для которых данная величина больше 1, включаются в выборку.

Генеральная совокупность имеет асимметричное распределение по одному или нескольким дискриминационным факторам, в ней определяются подгруппы, которые называются стратами [11]. Используется простая случайная выборка для каждой страты. При проведении статистических опросов настоятельно рекомендуется применять вероятностные методы отбора. Однако в некоторых случаях статистические работники вынуждены прибегать к неслучайному методу отбора. Неслучайной выборкой является выбор группы участников из генеральной совокупности зная, что некоторые из них не имеют шансов попасть в выборку. При расчете индекса потребительских цен, к причинам использования невероятностного метода относятся [1]:

- отсутствие основы выборки;
- незначительность систематической ошибки, возникающей в результате невероятностного отбора;
- вероятностная выборка, составленная для базисного периода, не является актуальной вероятностной выборкой для текущего периода.

Случайная выборка более предпочтительна с точки зрения теории вероятности, но на практике неслучайная выборка более удобна. Если этот подход применен, неслучайная выборка может привести к получению результата того же

качества как случайная выборка. При расчете индекса потребительских цен особый интерес представляет несколько типов невероятностного отбора [12]:

— отбор методом отсечения;

Отбор методом отсечения на практике состоит в том, чтобы с уверенностью выбрать наиболее важные n единиц выборки и игнорировать остальные, давая им вероятность включения, равную нулю.

— квотный отбор;

Товары и услуги могут иметь характеристики, которые позволяют сгруппировать их в группы или категории и определить квоту для каждой категории. Размер квот пропорционален относительному размеру каждой категории в генеральной совокупности.

— метод репрезентативных продуктов;

Метод репрезентативных продуктов заключается в составлении списка типов продуктов и включает в индекс цен продукты, которые являются репрезентативными. Неудобство этого метода заключается в том, что он может уменьшить размер выборки, потому что может оказаться, что большинство продуктов отсутствует в торговых точках.

— отбор с учетом времени;

Проблема отбора с учетом времени возникает, потому что цены не остаются постоянными во времени для некоторых продуктов и услуг, таких как посещение кино, театра, поездка на такси и т.д., цены на которые зависят от дня, а также от времени суток.

После формирования выборки производится сбор данных. Сбор данных о ценах важен, поскольку он позволяет узнать, сколько стоит каждый продукт и в какой точке продажи. Методы сбора данных зависят от типа продукта и / или типа точки продажи. Используются два метода сбора данных о ценах [1]:

— сбор данных на местах;

Используя опросник или анкету, тщательно составленную и простую в использовании, цены собираются во всех торговых точках выборки.

— централизованный сбор информации о ценах и сбор в головных отделениях и центральных учреждениях.

Данные о ценах получают по телефону, электронной почте или из интернет-сайтов.

Последним этапом разработки индекса цен является оценка ИПЦ и его публикация. Расчёт индекса цен осуществляется в три этапа [1]:

- вычисление элементарных индексов;
- оценка весов;
- расчет индексов на более высоком уровне агрегирования используя весовые коэффициенты.

Элементарными индексами цен являются индексы цен, соответствующие элементарным агрегатам. Для вычисления элементарных индексов используется несколько методов [1]:

- индекс Карли;

Предложенный в 1764 г., индекс Карли определяется как простое арифметическое среднее соотношение цены за два сравниваемых периода (базовый период и период t) [13]. Он вычисляется для любого элементарного продукта $i = 1, \dots, n$ по следующей формуле:

$$I_{\text{Карли}} = \sum_1^n \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right), \quad (1.3)$$

где P_i^t это цена i -го элементарного продукта в период t и P_i^0 - цена элементарного продукта i в период 0.

- индекс Дюто;

Этот старейший элементарный индекс, предложенный Дюто в 1738 году, строится как отношение суммы цен в рассматриваемый период t , к сумме цен в базовый период 0 [14].

Для любого элементарного продукта $i = 1, \dots, n$

$$I_{\text{Дюто}} = \frac{\frac{1}{n} \sum P_i^t}{\frac{1}{n} \sum P_i^0}, \quad (1.4)$$

где P_i^t это цена элементарного продукта i в период t и P_i^0 это цена элементарного продукта i в период 0.

— индекс Джевонса.

Индекс Джевонса определяется как невзвешенное среднее геометрическое соотношение цен, что эквивалентно соотношению невзвешенных средних геометрических цен (1.5) [15].

Для любого элементарного продукта $i = 1, \dots, n$

$$I_{\text{Джевонса}} = \prod \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1/n} = \frac{\prod (P_i^t)^{1/n}}{\prod (P_i^0)^{1/n}}, \quad (1.5)$$

где P_i^t это цена i -го элементарного продукта в период t и P_i^0 — ЭТО цена i -го элементарного продукта в период 0.

Один из способов решить, какая формула индекса подходит, - проверить, какая из них удовлетворяет определенным аксиоматическим критериям, сформулированных И. Фишером [1]:

— критерий пропорциональности;

Согласно этому тесту, если все цены в период t представляют n раз цены в базовый период, то индекс должен быть равен n .

— критерий инвариантности к изменениям единиц измерения (критерий соизмеримости);

Согласно этому тесту, индекс цен не должен меняться при изменении единиц измерения продуктов.

— критерий обратимости во времени;

Если все данные двух периодов соответственно поменять местами, то полученная величина индекса цен должна быть равна обратной величине первоначального индекса.

— критерий транзитивности.

Цепной индекс за один период по сравнению с другим должен быть равен прямому (т.е. базисному) индексу, сравнивающему эти же два периода.

В таблице 1.1, представлено обобщение аксиоматических свойств разных индексов.

Таблица 1.1 - Аксиоматические свойства индексов

Критерии	Индекс Карли	Индекс Дюто	Индекс Джевонса
Критерий пропорциональности	Да	Да	Да
Критерий соизмеримости	Да	Нет	Да
Критерий обратимости во времени	Да	Да	Да
Критерий транзитивности	Нет	Да	Да

Источник: составлено автором по [1].

Анализ таблицы 1.1 показывает, что индекс Джевонса соответствует всем аксиоматическим критериям. Помимо аксиоматических критериев, выбор индексов также основан на экономических положениях теории [1], в частности, теории предпочтения экономических агентов.

Предпочтения Леонтьева.

Потребители продолжают покупать те же относительные количества независимо от относительных цен. Они предпочитают не производить никакой замены в ответ на относительные изменения цен. Коэффициенты перекрестной эластичности спроса равны нулю [16]. В этой ситуации лучшим индексом является индекс Ласпейреса, который учитывает случай, когда замещение потребительской корзины незначительно. Когда статистические единицы выборки выбраны с вероятностями, пропорциональными долям расходов населения, индекс Карли, рассчитанный для случайной выборки, обеспечивает лучший результат, такой же как индекс Ласпейреса. Когда статистические единицы выбраны с вероятностями, пропорциональными долям количества, приобретенного населением, индекс Дюто даст оценку индекса Ласпейреса [1].

Предпочтения Кобба—Дугласа.

Предполагается, что потребители изменяют потребляемые ими количества в обратном соотношении с относительными изменениями цен, а доли расходов в обоих периодах одинаковы. Коэффициент перекрестной эластичности спроса между различными элементарными продуктами равен единице [187]. В этом случае

геометрический индекс Ласпейреса является лучшим. Индекс Джевонса, рассчитанный для случайной выборки, будет служить объективной оценкой геометрического индекса Ласпейреса, при условии, что статистические единицы выбраны с вероятностями, пропорциональными долям количества, приобретенного населением [1]. В таблице 1.2 представлены экономические свойства разных индексов.

Таблица 1.2 - Экономические свойства индексов

Экономические свойства		Индекс Карли	Индекс Дюто	Индекс Джевонса
Предпочтения Леонтьева	выборки выбраны с вероятностями, пропорциональными долям расходов населения	Да	Нет	Нет
	выборки выбраны с вероятностями, пропорциональными долям количество, приобретенных населением	Нет	Да	Нет
Предпочтения Кобба—Дугласа		Нет	Нет	Да

Источник: составлено автором

Анализ таблицы 1.2 показал, что предпочтительность того или иного индекса зависит от критерия и используемого метода выборки. В методологии расчета индекса цен выборки стратифицируются. Каждая страта имеет свой вес. Различают четыре общих подхода к определению веса [1]:

- по регионам;
- по торговым точкам или типам торговых точек;
- по группам продуктов, классам и подклассам;
- по элементарным агрегатам.

Данные, которые служат основой для расчета веса, могут быть получены из разных источников. В большинстве стран существуют два основных источника: обследования расходов домашних хозяйств и национальные счета. Есть и другие источники, которые могут быть источником информации для расчета веса: переписи населения, обследования мест покупки и данные розничной торговли.

Расчёт веса производится после выбора базового населения и охвата товаров и услуг.

Весовые коэффициенты используются для расчета индексов более высокого уровня. Индексы более высокого уровня являются средневзвешенными арифметическими индексами элементарного агрегата, то есть производится расчет взвешенного среднего значения элементарных индексов, рассчитанных по слоям выборки. Индекс более высокого уровня рассчитывается по формуле (1.6) [1].

Для любого элементарного агрегата $b = 1, \dots, m$, и любого индекса агрегата $i=1, \dots, n$

$$I^{0:t} = \sum w_i^b I_i^{0:t}, \quad \sum w_i^b = 1, \quad (1.6)$$

где $I^{0:t}$ - индекс более высокого уровня, w_i^b - вес элементарного агрегата i и $I_i^{0:t}$ - индекс элементарного агрегата i , рассчитанный как отношение в период 0 и t .

Теоретические основы оценки индекса потребительских цен логичны и обоснованы математически; они не вызывают сомнений. Однако расчёт индексов потребительских цен является результатом весьма сложных статистических исследований и зависит от цели исследования [17]. Существует два вида целей определения индексов более высокого уровня: индекс стоимости жизни и индекс потребительской корзины. На основе выбора цели определяется теоретический целевой индекс. Статистические органы могут считать, что индекс потребительских цен даёт оценку измерения стоимости жизни. В этом случае теоретическими целевыми индексами могут быть: индекс Фишера, индекс Уолша или индекс Торнквиста - Тейла. Эти индексы дают лучшую оценку индекса стоимости жизни. Если отдать предпочтение оценке, основанной на индексе корзины, который определяет изменение общей стоимости конкретной корзины товаров и услуг между двумя периодами, то теоретическим целевым индексом будет индекс Ласпейреса [1].

1.2 Методология измерения индекса потребительских цен в различных странах ЭКОВАС

В странах ЭКОВАС индекс потребительских цен рассчитывается статистическими учреждениями стран. В отсутствие согласованного индекса потребительских цен методология расчета ИПЦ может отличаться в разных странах. Сравнение методов расчета ИПЦ в ЭКОВАС крайне необходимо для понимания инфляционных процессов, происходящих в сообществе. Для решения этой задачи может использоваться методология расчета индекса цен в Экономическом и валютном союзе западноафриканских государств (ЗАЭВС).

В январе 1994 года валюта франка (*XOF*) была девальвирована на 50%, что привело к быстрому росту цен в странах зоны Франка, что фокусировало внимание политиков и экономистов на национальных индексах потребительских цен [18]. ИПЦ в ЗАЭВС считался неуместным для удовлетворения потребностей политических решений по таким причинам как [19]:

- ограниченный географический охват;
- нерепрезентативная выборка торговых точек;
- методологическая ошибка при расчете индексов.

Совет министров валютного союза западноафриканских государств 16 декабря 1997 года принял постановление, определяющее «Гармонизированный индекс потребительских цен» (Harmonized Index of Consumer Prices HICP) в качестве показателя инфляции [20]. HICP обеспечивает достоверную, сопоставимую и регулярно обновляемую меру инфляции. Термин "гармонизированный" означает, что все страны валютного союза западноафриканских государств приняли одну и ту же методологию, что позволяет сравнивать данные между странами. Первые гармонизированные индексы опубликованы в январе 1998 года. Статистические институты стран-членов ЗАЭВС ежемесячно рассчитывают и публикуют индексы потребительских цен. Методология разработки и расчета Гармонизированного индекса цен в ЗАЭВС развивалась с течением времени. После его введения в 1997г. методология была

усовершенствована в 2008 г. и 2017 г [21]. В настоящее время используемая методология утверждена постановлением № 03/2017/СМ/ЗАЭВС о принятии процедур разработки и расчета Гармонизированного индекса потребительских цен в государствах - членах ЗАЭВС (НИСР база 100 в 2014 году) [22].

Теоретический охват индекса цен состоит из денежных расходов на конечное потребление домашних хозяйств, которые покрывают расходы на конечное потребление, произведенные: домохозяйствами-резидентами на экономической территории страны, независимо от их гражданства, в денежных операциях; для приобретения товаров и услуг, предназначенных для непосредственного удовлетворения индивидуальных потребностей и в течение изучаемого периода.

Гармонизированный индекс потребительских цен в ЗАЭВС представляет собой индекс городских и сельских домохозяйств. Охват торговых точек, состоит из всех торговых точек, находящихся в географическом охвате индекса и посещаемых домохозяйствами для удовлетворения своих конечных потребностей: торговые центры, специализированные магазины, супермаркеты и гипермаркеты, оптовые магазины, мини-рынки, магазины бензоколонок, киоски, рынки, частные специализированные сервисные компании, коммунальные компании и другие торговые точки. Охват товаров и услуг, входящих в расчет индекса потребительских цен ЗАЭВС, состоит из товаров и услуг, содержащихся в Западноафриканской потребительской классификации, принятой для построения согласованных индексов стран ЗАЭВС (НСОА-ИНРС). НСОА-ИНРС непосредственно составлена из международной классификации индивидуального потребления по целям КИПЦ. НСОА-ИНРС разбивает потребление домашних хозяйств на 12 функций [1].

НСОА-ИНРС включает 41 потребительскую группу и 78 потребительских подгрупп. Потребление домашних хозяйств в НСОА-ИНРС разбито на 126 позиций потребления для всех стран Союза, кроме Нигера (125 позиций) и Гвинеи-Бисау (124 позиции) [1]. Цены, входящие в ИПЦ ЗАЭВС, включают те, по которым домохозяйства приобретают отдельные товары или услуги. Цены на товары регистрируются в том месяце, в котором они наблюдаются. Цены на услуги

учитываются в месяце, в котором началось потребление услуги. Все страны-члены ЗАЭС делятся не более чем на пять регионов, представляющих страты [23]. На регионы, выбранные для выборки, приходится не менее 60% национальных расходов домашних хозяйств согласно последнему национальному обследованию потребления домашних хозяйств в стране [24]. Выборка центров сбора данных включает столицу государства и основные города страны. Выборка торговых точек не случайна: используется квотный отбор. Квоты торговых точек устанавливаются по типу, географическому расположению, величине посещаемости потребителей. Квоты определяются на основе обследования расходов домашних хозяйств и других статистических источников [1].

Товары и услуги сгруппированы в страты в соответствии с их функцией, группой, подгруппой, позиции и разновидностями. Существует более 500 разновидностей страт, которые подразделяются на два типа: однородные и неоднородные. Определение однородного или неоднородного характера разновидности товаров или услуг предлагается Национальным институтом статистики государства-члена. Сезонные товары и товары длительного пользования относятся к категории неоднородных товаров. Однородная разновидность подразделяется на три вида [25]:

- тип О1: однородная разновидность, продаваемая в стандартной единице;
- тип О2: однородная разновидность, продаваемая в нестандартных, но идентичных единицах в различных торговых точках;
- тип О3: однородная разновидность, продаваемая в разных нестандартных единицах от одного продавца к другому.

В таблице 1.3 представлены статистические характеристики обследований цен в странах ЗАЭС.

Таблица 1.3 - Статистические характеристики обследований цен в странах ЗАЭВС

ЗАЭВС	Количество разновидностей	Количество торговых точек	Количество элементарных продуктов	Количество наблюдений
Среднее	652	2387	12664	15859
<i>Min</i>	573	1403	6028	7413
<i>Max</i>	722	5182	19073	30520

Источник: Статистика баз данных ИПЦГ по странам ЗАЭВС за 2014 год

Анализ таблицы 1.3 показывает, что корзины стран в среднем содержат более 650 разновидностей, цены собраны в торговых точках, количество которых колеблется от 1403 до 5182 в зависимости от государства. В государствах ЗАЭВС ежемесячно производится не менее 7400 обследований.

Базовое население, отобранное для гармонизированных индексов потребительских цен домашних хозяйств в странах ЗАЭВС, составляют африканские домохозяйства, проживающие в экономической столице каждой из стран Союза [1]. Гармонизированный индекс потребительских цен стран ЗАЭВС рассчитывается ежемесячно. С 2017 года базовый период гармонизированных индексов стран ЗАЭВС считается с 1 января 2014 года по 31 декабря 2014 года. Основными источниками, используемыми для оценки бюджетных коэффициентов, взвешивающих индексы по 126 позициям потребления, являются обследования состояния жизни домашних хозяйств продолжительностью не более 5 лет [26]. В таблице 1.4 представлены веса стран при расчете ИПЦ ЗАЭВС.

Таблица 1.4 - Вес стран ЗАЭВС

Страны	Бенин	Буркина-Фасо	Кот-д'Ивуар	Гвинея-Бисау	Мали	Нигер	Сенегал	Того	Итог
Вес	760	1258	3131	141	1428	1111	1491	681	1000

Источник: Статистика баз данных ИПЦГ по странам ЗАЭВС за 2014 год

Вес страны Кот-д'Ивуар самый высокий, а вес Гвинеи-Бисау самый низкий (таблица 1.4). Текущие весовые коэффициенты основаны на расходах на потребление, полученных в результате обследований домашних хозяйств потребления и (или) мониторинга бедности с охватом на национальном уровне,

проведенных в период с 2011 по 2014 год. Весовые коэффициенты функций потребления сгруппированы в таблице 1.5.

Таблица 1.5 - Весовые коэффициенты функций потребления ЗАЭС

Функции потребления	Вес
Продукты питания и безалкогольные напитки	42,46
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	1,21
Предметы одежды и обуви	7,03
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	11,08
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	4,52
Здоровье	4,23
Транспорт	8,92
Коммуникация	4,87
Досуг и культура	2,54
Образование	2,31
Рестораны и гостиницы	6,39
Прочие товары и услуги	4,44
Итого	100,00

Источник: Статистика баз данных ИПЦГ по странам ЗАЭС за 2014 год

При расчете ИПЦ в ЗАЭС, функция потребления продуктов питания и безалкогольных напитков имеет самый высокий вес. В ЗАЭС, элементарный индекс рассчитывается по разновидностям товаров и услуг [27]:

— для однородных товаров и услуг, элементарный индекс рассчитывается по формуле индекса Дюто;

— для разнородных товаров и услуг, элементарный индекс рассчитывается по формуле индекса Джевонса.

Во всех странах ЗАЭС, индексы более высокого уровня товаров и услуг вычисляются по формуле индекса Ласпейреса:

$$I_{\text{подгруппы}}^{t/0} = \frac{1}{\sum_{j=1}^m w_j} \sum_{j=1}^m (w_j I_{\text{поз}j}^{t/0}) \quad (1.7)$$

$$I_{\text{группы}}^{t/0} = \frac{1}{\sum_{j=1}^m w_j} \sum_{j=1}^m (w_j I_{\text{подгрупп}j}^{t/0}) \quad (1.8)$$

$$I_{\text{функций}}^{t/0} = \frac{1}{\sum_{j=1}^m w_j} \sum_{j=1}^m (w_j I_{\text{груп}j}^{t/0}), \quad (1.9)$$

где w_j - весовые коэффициенты различных составляющих слоя, $j = 1, \dots, m$

$$\sum_{j=1}^m w_j = 1;$$

$I_{\text{поз}j}^{t/0}$ - индекс позиции j за период t и 0;

$I_{\text{подгрупп}j}^{t/0}$ - индекс подгруппы j за период t и 0;

$I_{\text{групп}j}^{t/0}$ - индекс группы j за период t и 0;

$I_{\text{функций}}^{t/0}$ - индекс функций за период t и 0.

Региональные и национальные индексы и индекс союза рассчитываются по формуле (1.6).

Страны ЗАЭС используют согласованную методологию расчета индекса потребительских цен что позволяет сравнивать уровни инфляции в государствах-членах. Рассчитанный индекс цен имеет региональный охват и охватывает все товары и услуги, соответствующие международным руководствам.

Рассмотрим особенности методологии в странах ЗАЭС.

1) Методология расчета индекса цен в Сьерра-Леоне

Показателем инфляции в Сьерра-Леоне является индекс потребительских цен. Индекс потребительских цен в Сьерра-Леоне имеет национальный охват. Географическим охватом является территория Сьерра-Леоне [28]. Цены товаров и услуг, учитываемые при расчете индекса потребительских цен, являются расходами, содержащимися в международной классификации индивидуального потребления по целям КИПЦ. Товары и услуги сгруппированы в 12 функций. ИПЦ в Сьерра-Леоне рассчитывается Национальным статистическим институтом Сьерра-Леоне. В методике расчета индекса потребительских цен учитываются наиболее населенные и репрезентативные города такие как: Фритаун, Бо, Кенема, Коно и Макени. Выборка торговых точек состоит из [29]:

- шести рынков во Фритауне;
- четырех рынков в городах Бо, Кенеме, Конне и Макени;
- других торговых точек для продуктов, цены которых почти постоянны.

При расчете ИПЦ учитывается 436 товаров и услуг [30]. Веса функций потребления представлены в таблице 1.6.

Таблица 1.6 - Весовые коэффициенты функций потребления Сьерра-Леоне

Функции потребления	Вес
Продукты питания и безалкогольные напитки	40,30
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	1,00
Предметы одежды и обуви	7,70
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	8,90
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	5,60
Здоровье	7,60
Транспорт	8,60
Коммуникация	4,70
Досуг и культура	2,60
Образование	4,10
Рестораны и гостиницы	6,10
Прочие товары и услуги	3,90
Итого	100,00

Источник: Статистика баз данных национального статистического института Сьерра-Леоне за 2021 год

При расчете ИПЦ в Сьерра-Леоне, функция потребления продуктов питания и безалкогольных напитков имеет самый высокий вес (таблица 1.6). Базовый период текущих расчетных индексов - 2021 год, формула Ласпейреса используется для расчета индексов в соответствии с классификацией индивидуального потребления по целевым показателям [31]. Индекс потребительских цен страны рассчитывается путем взвешенного среднего значения индексов потребительских функций по формуле (1.6).

Методология расчета ИПЦ Сьерра-Леоне, учитывать наиболее густонаселенные и представительные города страны, что придает полученный индексу цен территориальный характер.

2) Методология расчета индекса потребительских цен в Нигерии

Инфляция в Нигерии рассчитывается как процентное изменение индекса потребительских цен (ИПЦ) между двумя периодами. Расчет ИПЦ сочетает в себе экономическую теорию, выборку и другие статистические методы, использующие данные других обследований для получения взвешенной меры средних изменений

цен в нигерийской экономике [34]. Каждый месяц национальное статистическое агентство вычисляет и публикует два индекса потребительских цен: индекс в городах и индекс в сельских районах. Индекс городских цен измеряет ИПЦ между двумя периодами в крупных городах Штатов Нигерийской Федерации, а индекс сельских потребительских цен измеряет изменение цен в сельских районах. В Нигерии ИПЦ имеет национальный охват. В настоящее время 740 товаров и услуг на рынке входят в расчет ИПЦ. Цены на 740 товаров и услуг собираются в сельских и городских торговых точках для каждого штата [35]. Товары и услуги сгруппированы в двенадцать функций согласно Международной классификации индивидуального потребления по целям КИПЦ. Страты формируются в генеральной совокупности. После сбора цен, средние цены рассчитываются для каждого товара и услуги, для каждого сектора (сельского или городского) и для каждого штата Федерации [36]. Следующим шагом является использование средней цены для расчета индивидуального индекса, где цена текущего года каждого товара и услуги сравнивается с ценой базового года.

Весовые коэффициенты получаются в результате обследования расходов домохозяйств и обследования уровня жизни. Взвешивание происходит для того, чтобы отразить важность страты в индексе. Используемые в настоящее время весовые коэффициенты получены из результатов обследования уровня жизни 2003/2004г [37]. Весовые коэффициенты функций потребления сгруппированы в таблице 1.7.

При расчете ИПЦ в Нигерии, функция потребления продуктов питания и безалкогольных напитков имеет самый высокий вес (таблица 1.7). Формула Ласпейреса используется для расчета совокупного индекса для каждой группы, которая включает множество продуктов. В настоящее время 2009 год используется для расчета индексов в качестве базового периода. Методология опроса генерирует 3774 индекса для всех штатов Федерации [38]. Средневзвешенное значение этих индексов более высокого уровня вычисляется по формуле (1.6).

Методология расчета ИПЦ в Нигерии заключается в стратификации цен на товары и услуги как в городах, так и в сельских районах что позволяет покрыть все товары и услуги, потребляемые резидентами [39].

Таблица 1.7 - Весовые коэффициенты функций потребления

Функции потребления	Вес
Продукты питания и безалкогольные напитки	51,80
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	1,09
Предметы одежды и обувь	7,65
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	16,73
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	5,03
Здоровье	3,01
Транспорт	6,50
Коммуникация	0,68
Досуг и культура	0,69
Образование	3,94
Рестораны и гостиницы	1,21
Прочие товары и услуги	1,67
Итого	100,00

Источник: Статистика баз данных национального статистического агентства Нигерии за 2003 год

3) Методология расчета индекса потребительских цен в Либерии

В Либерии основным показателем инфляции является индекс потребительских цен. ИПЦ в Либерии не имеет национального охвата. Данные собираются только в столице Монровии, как городе, считающимся репрезентативным для Либерии [40]. Данные собираются по четырем общим рынкам и 39 торговым центрам и супермаркетам. ИПЦ рассчитывается на основе корзины 317 товаров и услуг с фиксированным весом торговых точек. В Либерии, используют международную классификацию индивидуального потребления по целям КИПЦ. В настоящее время использует весовые коэффициенты функций, полученных из обследования потребления домашних хозяйств 2016 г. [41]. ИПЦ

рассчитывается с использованием в качестве базового периода 2005 г. Расчет индексов потребительских цен проводят в следующие этапы [42]:

- расчет элементарных индексов по формуле геометрического среднего индекса Джевонса;
- расчет индексов потребительских цен функций по формуле индекса Ласпейреса;
- расчет индекса потребительских цен Либерии по формуле (1.6).

В Либерии индекс потребительских цен измеряет изменение цены потребительской корзины в либерийском домохозяйстве. Методология позволяет охватить всю страну и все наиболее потребляемые товары, и услуги.

4) Методология расчета индекса потребительских цен в Гвинее

Индекс потребительских цен в Гвинее измеряет динамику цен на товары и услуги, потребляемые домашними хозяйствами-резидентами. Каждый месяц Национальный статистический институт Гвинеи рассчитывает и публикует индексы. Результаты расчета индексов затем направляются Центральному банку Гвинеи и международным учреждениям [43]. Центральный банк Гвинеи контролирует инфляцию с помощью индекса потребительских цен. Таким образом, индекс потребительских цен является показателем измерения инфляции в Гвинее. Индекс потребительских цен в Гвинее имеет национальный охват. Учитываются расходы домохозяйств, проживающих в крупных агломерациях страны. Цены собираются в 364 торговых точках в крупных городах страны [44]: Боке, Конакри, Фарана, Канкан, Лабе, Кинда, Маму и Нзерекоре. Охват товаров и услуг в индексе потребительских цен Гвинеи включает товары и услуги, включенные в международную классификацию индивидуального потребления по целям КИПЦ. Корзина домашних хозяйств состоит из 312 разнородных продуктов. Цены на 3207 товаров и услуг собираются каждый месяц Национальным институтом статистики. ИПЦ ориентирован на все африканские домохозяйства в агломерации Конакри [45]. Базовым периодом методологии расчета индекса потребительских цен в Гвинее является 2019 год. В Гвинее, в настоящее время весовые коэффициенты индекса основаны на базовом комплексном обследовании для оценки бедности,

проведенном в 2002/2003 году более чем в 7612 домашних хозяйствах [46]. Весовые коэффициенты потребительских функций индекса представлены в таблице 1.8.

Таблица 1.8 - Весовые коэффициенты функций потребления в Гвинее

Функции потребления	Вес
Продукты питания и безалкогольные напитки	39,30
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	0,66
Предметы одежды и обувь	7,49
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	4,61
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	3,26
Здоровье	3,68
Транспорт	10,78
Коммуникация	6,48
Досуг и культура	1,43
Образование	1,00
Рестораны и гостиницы	16,83
Прочие товары и услуги	4,48
Итого	100,00

Источник: Статистика баз данных национального института статистики за 2019 г.

При расчете ИПЦ в Гвинее, функции потребления продуктов питания и безалкогольных напитков имеют самый высокий вес (таблица 1.7). В методике используется формула индекса Ласпейреса для расчета элементарных индексов. Индекс более высокого уровня рассчитывается по формуле (1.6) [47].

5) Методология расчета индекса потребительских цен в Гане

Индекс потребительских цен, представленный Статистическим отделом Ганы (GSS), является индексом цен потребительской корзины. ИПЦ является основным показателем инфляции в экономике Ганы и используется для обеспечения того, чтобы макроэкономическая политика основывалась на полной и обновленной информации о ценах. Индекс потребительских цен охватывает все цены на товары и услуги, потребляемые домохозяйствами, живущими в Гане [48]. Это означает, что все потребители, которые находятся на географической территории Ганы, включены в рассмотрение, независимо от того, является это

потреблением ганских домашних хозяйств или нет. Таким образом, индекс цен в Гане имеет Национальный географический охват.

Цены на товары и услуги собраны в 10 регионах, которые охватывают всю территорию страны: в Ашане, Бронге, Ахафо, Центральном Востоке, Аккре, Северном, Верхнем Востоке, Верхнем Западе, Вольте и Западной Вольте [49]. Базовый период текущих расчетных индексов - 2021 год. Весовые коэффициенты рассчитываются на основе обследования уровня жизни в Гане. Последнее обследование уровня жизни в Гане проводилось в 2016/2017 [48]. Весовые коэффициенты рассчитывают для каждой функции потребления и для каждого региона. В Гане индекс потребительских цен является индексом Лоу. Это означает, что это индекс корзины определяется по следующей формуле [50]:

$$I^{0:t} = 100 \sum_1^n \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right) \cdot \frac{P_i^0 q_i^b}{\sum_1^n P_i^0 q_i^b}, \quad (1.10)$$

где $I^{0:t}$ - индекс более высокого уровня, $\frac{P_i^0 q_i^b}{\sum_1^n P_i^0 q_i^b}$ - вес элементарного агрегата i , P_i^t - цена элементарного агрегата (товара) i в период t , P_i^0 - цена элементарного агрегата (товара) i в период 0 и q_i^b это количество элемента i в точке b .

ИПЦ в Гане представляет собой полную меру пропорциональных изменений цен в фиксированной корзине товаров и услуг, потребляемых домохозяйствами. Используя иерархическую систему, методология позволяет учитывать все товары и услуги в соответствии с международной классификацией.

б) Методология расчета индекса потребительских цен в Гамбии

Индекс потребительских цен в Гамбии является текущим социально-экономическим показателем, предназначенным для измерения изменения общего уровня цен на потребительские товары и услуги, которые домохозяйства покупают, используют или платят [51]. Для того чтобы индекс цен имел общенациональный охват, Гамбия разделена на восемь районов местного самоуправления, в том числе два городских (Банжул и Канифоль) [52]. Каждый район делился на регионы, чтобы индекс цен охватывал всю территорию страны. В 2018 году Статистическое управление Гамбии выбрало товары новой корзины на основе последних

результатов комплексного обследования домашних хозяйств в 2015/2016 годах [53]. Каждый район проживания (городской и сельский) имеет свой собственный весовой коэффициент для национальной корзины. С точки зрения географического охвата все расходы жителей за пределами страны исключены. Однако все расходы нерезидентов внутри страны включены. Цены товаров и услуг, учитываемые при расчете индекса потребительских цен, являются теми, которые содержатся в международной классификации индивидуального потребления по целям КИПЦ [186]. Для каждого товара или услуги, элементарный индекс рассчитывается по формуле индекса Джевонса. Индекс более высокого уровня рассчитывается по формуле индекса Ласпейреса [54].

Статистическое управление Гамбии привержено принятию и использованию методологии, соответствующей передовой международной практике, актуальной и практически осуществимой с учетом положения в Гамбии.

7) Методология расчета индекса потребительских цен в Кабо-Верде

Индекс потребительских цен в Кабо-Верде охватывает домохозяйства, проживающие в частном городском и сельском жилье на географической территории Кабо-Верде [55]. ИПЦ построен путем агрегирования рассчитанных индексов для городов Прайя, Сан-Висенте и Санта-Катарина. Города Прайя и Сан-Висенте представляют собой городские центры, а Санта-Катарина-сельские районы. Количество товаров и торговых точек выборки представлены в таблице 1.9.

Таблица 1.9 - Количество товаров и торговых точек выборки в Кабо-Верде, 2018г.

Город	Прайя	Сан-Висенте	Санта-Катарина
количество торговых точек	52	55	30
количество товаров и услуг	220	205	183

Источник: составлено автором

Таблица 1.9 показывает, что при расчете ИПЦ в Кабо-Верде количество товаров и услуг, учитываемых в ИПЦ, отличается от одного города к другому. В городе Сан-Висенте учитывается наибольшее количество торговых точек. Товары и услуги сгруппированы по слоям в соответствии с международной

классификацией индивидуального потребления по целям КИПЦ. Индекс потребительских цен охватывает товары и услуги с национальным потреблением более 5400 долларов в год. Коэффициенты взвешивания получены из результатов последнего обследования доходов и расходов домашних хозяйств, проведенного в 2015 году [56]. Веса функций потребления представлены в таблице 1.10.

Таблица 1.10 - Весовые коэффициенты функций потребления, Кабо-Верде

Функции потребления	Вес
Продукты питания и безалкогольные напитки	25,23
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	1,60
Предметы одежды и обувь	7,21
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	24,48
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	4,57
Здоровье	2,85
Транспорт	13,03
Коммуникация	4,24
Досуг и культура	3,31
Образование	2,33
Рестораны и гостиницы	4,05
Прочие товары и услуги	7,10
Итого	100,00

Источник: Статистика баз данных национального института статистики за 2015 год

В Кабо-Верде при расчете ИПЦ, функция потребления продуктов питания и безалкогольных напитков имеет самый большой вес (таблица 1.10). Расчет Национального ежемесячного индекса производится на основе наблюдаемых цен, проходя следующие этапы: расчет региональных средних цен, расчет индексов элементарных в региональном уровне и расчете национального индекса. Индекс потребительских цен Кабо-Верде определяется как индекс типа Ласпейреса, то есть как показатель изменения цены корзины товаров и услуг на внутреннем рынке. Базовый период текущих расчетных индексов - 2018 год. Индекс потребительских цен страны рассчитывается путем взвешенного среднего значения индексов потребительских функций по формуле (1.6) [55].

Индекс потребительских цен, рассчитываемый в Кабо-Верде, представляет собой индекс изменения цены корзины и охватывает всю географическую территорию страны.

Во многих странах мира, а также в странах ЭКОВАС темпы инфляции рассчитываются и публикуются ежемесячно статистическими институтами и центральными банками. Общие характеристики ИПЦ для отдельных стран ЭКОВАС представлены в приложении А.

ИПЦ в странах ЭКОВАС имеет территориальный и национальный охват который состоит: из денежных расходов на конечное потребления домашних хозяйств, покрывающих расходы на конечное потребление, произведенное домохозяйствами-резидентами, независимо от их гражданства; в экономической территории страны; в денежных операциях; в приобретении товаров и услуг, предназначенных для непосредственного удовлетворения индивидуальных потребностей в течение изучаемого периода. Товары и услуги сгруппированы по функциям согласно международной Классификации Индивидуального Потребления по Целям (КИПЦ) или Западноафриканской потребительской классификации (НСОА-ИНРС), принятой для построения согласованных индексов стран Западноафриканского экономического и валютного союза (ЗАЭВС) и производной от Международной классификации по целям индивидуального потребления [1].

Квотный отбор является способом отбора показателей, используемых для расчета ИПЦ во всех странах ЭКОВАС. Товары и услуги сгруппированы по потребительским функциям. Индексы цен для этих функций агрегируют с использованием весовых коэффициентов для расчета региональных индексов цен. Последние, в свою очередь, агрегируют для расчета индексов более высокого уровня. Весовые коэффициенты чаще всего являются результатом предыдущего обследования расходов населения или уровня жизни, или бедности. Расчет индексов потребительских цен в странах ЭКОВАС осуществляется в два этапа: расчет элементарных индексов и их использование для расчета индексов более высокого уровня. На этапе расчета нижнего уровня изменение цены оценивается

для элементарных агрегатов. Элементарный агрегат — это самый низкий уровень агрегации на пересечении классификаций продуктов и географических районов ИПЦ, для которых обычно доступны весовые коэффициенты расходов. Они соответствуют аналогичным группировкам продуктов в географической страте. Формулы, используемые для расчета элементарных индексов в странах ЭКОВАС это индекс Дюто, индекс Джевонса, или индекс Карли. Индексы потребительских цен во всех странах ЭКОВАС определяются на основе «корзины». Это означает, что индекс потребительских цен в странах ЭКОВАС оценивает изменение цен на корзину товаров и услуг, потребляемых домохозяйствами. Расчет индекса потребительских цен во всех странах ЭКОВАС осуществляется по формуле индекса Ласпейреса [1].

1.3 Теоретические аспекты применения статистико-эконометрического анализа индекса потребительских цен

Статистико-эконометрический анализ индекса потребительских цен в нашем исследовании применяется для проверки гипотезы теории паритета покупательной способности и моделирования инфляции.

1) Проверка гипотезы теории паритета покупательной способности.

Согласно Брейеру, эволюция теории паритета покупательной способности связана с эволюцией статистических и эконометрических методов [57]. По словам Макдональда, проверить гипотезу единой цены можно благодаря развитию и применению инструментария для временных рядов и коинтеграции [58].

Закон единой цены является экономической концепцией, которая гласит, что идентичные товары или услуги будут иметь одинаковую цену независимо от места расположения. Закон единой цены существует потому, что различия в ценах на товары или услуги в разных местах в итоге будут устранены благодаря возможности арбитража. Возможность арбитража будет реализована путем покупки товара или услуги на рынке, где товар или услуга доступны по более низкой цене, а затем продажи их на рынке по более высокой цене. Закон основан

на предположениях, и, если бы они соблюдались, то этот закон мог бы выполняться. Эти предположения заключаются в следующем: отсутствие транспортных расходов; существование свободной торговли; информированность потребителей и продавцов и конкурентоспособность рынков [59].

Проверка закона единой цены может проводиться между регионами одной страны или между несколькими странами. Методика, используемая в научных исследованиях для проверки закона единой цены на товар или услугу между двумя регионами i и j одной страны, может быть обобщена следующим образом [59]:

- анализ временных рядов цен на товары или услуги в регионах i и j во время t соответственно y_{it} и y_{jt} ;
- логарифмирование данных $\ln y_{it}$ и $\ln y_{jt}$;
- проверка теста на стационарность временных рядов

$$W_{ij,t} = Y_{it} - Y_{jt} \quad (1.11)$$

или исследование коинтеграции рядов Y_{it} и Y_{jt} .

Если временной ряд $W_{ij,t}$ является стационарным или если существует отношение коинтеграции порядка (1,1) между рядами Y_{it} и Y_{jt} , то закон единой цены выполняется. Проверка закона единой цены на товары или услуги в разных регионах (больше, чем два) одной страны может быть выполнена следующим образом [59]:

- вычисляются относительные цены одних и тех же товаров или услуг k в разных регионах страны - y_{it}^k ;
- рассчитываются средние арифметические цены товаров или услуг - y_t^k или используются цены региона, представляющего все регионы;
- вычисляют логарифм следующего вида:

$$P_{it}^k = \ln \left(\frac{y_{it}^k}{y_t^k} \right), \quad (1.12)$$

где P_{it}^k - цена товара или услуги k в регионе i на момент времени t ; y_t^k - средняя цена товара или услуги k в стране на момент t ; y_{it}^k - цена товара или услуги k в регионе i на момент времени t ;

— проводят проверку теста на стационарность временного ряда P_{it}^k .

Если временной ряд P_{it}^k является стационарным, то закон единой цены выполняется.

Теория паритета покупательной способности для региона или группы стран при допущениях отсутствия ограничений в обращении товаров и услуг между странами и однородности обмениваемых товаров предполагает, что любое изменение номинального обменного курса в долгосрочной перспективе приведет к пропорциональному изменению уровня цен, то есть реальный обменный курс, останется постоянным. Концепция паритета покупательной способности имеет двойственный характер [186]. Первоначально ППС был задуман с целью определения обменного курса, а в настоящее время в основном используется для сравнения уровня жизни между странами. Выдвинутая Касселем в 1928 году гипотеза паритета покупательной способности (ППС) является одной из наиболее изученных теорий в области международной макроэкономики [60]. В ней говорится, что в долгосрочной перспективе обменный курс между двумя валютами должен быть скорректирован, чтобы выровнять цены на идентичную корзину товаров в двух соответствующих странах. Это предположение может быть проверено эмпирически с помощью уравнения реального обменного курса:

$$r = e \frac{P}{P^*} \quad (1.13)$$

где r - реальный обменный курс; e - номинальный обменный курс; P - уровень внутренних цен; P^* - уровень зарубежных цен.

При этом могут возникнуть три основные ситуации [61]:

— если $r > 1$, отечественные товары относительно дороже зарубежных, и следовательно, существует стимул для импорта;

— если $r < 1$, то иностранные товары относительно дороже отечественных, и следовательно, существует стимул для экспорта;

— если $r = 1$ в абсолютном выражении, то между валютами двух стран существует паритет покупательной способности.

Методика предполагает логарифмическую линейризацию уравнения (1.13), где каждая переменная рассматривается во времени:

$$\ln r_t = \ln e_t + \ln P_t - \ln P_t^* \quad (1.14)$$

В ситуации, когда паритет покупательной способности равен единице, $r=1$ и следовательно, $\ln r_t = 0$. можно переписать уравнение (1.14) следующим образом:

$$\ln e_t = \ln P_t^* - \ln P_t \quad (1.15)$$

Чтобы эмпирически проверить гипотезу паритета покупательной способности, необходимо либо протестировать стационарность рядов реальных обменных курсов, либо изучить коинтеграцию между номинальным обменным курсом и индексами цен. Соответственно, если временные ряды реального обменного курса являются стационарными по уровню, или если существует коинтеграция между временными рядами номинального обменного курса и индексов цен, то предположение о паритете покупательной способности подтверждается.

Подтверждение гипотезы единой цены широко оспаривается в эмпирической литературе. В нескольких работах теория паритета покупательной способности рассматривалась как для промышленно развитых, так и для наименее развитых стран с использованием как методов временных рядов, так и методов панельных данных [185]. В 1996 г. Макдональд проверил гипотезу закона цен для 40 стран Организации экономического сотрудничества и развития (ОСДЕ) [62] и Папелл в 2002 г. - для 21 промышленно развитой страны [63]. Авторы применили тесты единичных корней и единодушно пришли к выводу о подтверждении гипотезы закона единой цены в развитых странах. С другой стороны, Zumaquero и Urrea в 2002г., а также Педрони в 2001г., соответственно, для группы, состоящей из 7 европейских стран и группы 20 промышленно развитых стран, использовали коинтеграционный подход для проверки гипотезы единой цены [65]. Их результаты показывают, что обменный курс корректируется с учетом изменений относительных цен, что подтверждает гипотезу. В 2003г. Drine и Rault пересмотрели теорию паритета покупательной способности с помощью эконометрических методов в нестационарной динамической панели, сгруппировав

выборку по двум категориям: развитые и развивающиеся страны [66]. Их исследования показывают, что теория паритета покупательной способности подтверждается для развитых стран, но в развивающихся странах теория, по-видимому, не дает адекватной характеристики долгосрочного поведения реального обменного курса. Этот вывод аналогичен выводу, полученному *Mami*. В 2004г. автор использовал ту же категоризацию, что и *Drine* и *Rault* и применил панельный коинтеграционный тест [67]. Результаты показали, что для развитых стран отвергается нулевая гипотеза отсутствия коинтеграции между номинальным обменным курсом и относительными ценами, и что гипотеза не отклонена для группы развивающихся стран.

Другие исследования сфокусированы исключительно на анализе развивающихся стран. К ним относятся *Cerrato* и *Sarantis* в 2007 г. [68], *Darné* и *Hoarau* в 2008 г. [69], а также *Su* и др. в 2014 г. [70], которые использовали тест единичного корня для проверки гипотезы закона единой цены. Результаты авторов привели к отклонению гипотезы единой цены. *A. Basher* и *M. Mohsin* в 2004 г., используя методы коинтеграции в панели для 10 стран Азии, пришли к тем же результатам [71].

2) Моделирование инфляции.

Основные теории инфляции объединяют всех ученых различных экономических течений с целью научного объяснения инфляционных процессов. Все началось в XVI веке, когда европейские ученые, такие как *Jean Bodin* во Франции, подчеркнули последствия притока драгоценных металлов, особенно серебра, который привел к резкому росту цен. В начале 1576 года *Jean Bodin* мог так написать: «я считаю, что высокие цены, которые мы наблюдаем в наши дни, обусловлены примерно четырьмя или пятью причинами. Главным и почти единственным является избыток золота и серебра» [72]. В экономической литературе, существуют три основные теории инфляции:

- количественная теория валюты и инфляции;
- инфляция по спросу;
- инфляция затрат.

Первая формулировка теории о том, что денежное обращение не влияет на реальные показатели экономики, такие как производство и торговля, приписывается французскому экономисту Жан-Батисту Сэю [73]. После него Рикардо и все классические экономисты XIX века будут отстаивать теорию о том, что валюта влияет только на цены. Однако в начале XX века американский экономист *Irving Fisher* сформулировал в 1912 г. уравнение, связывающее денежное обращение с общим уровнем цен [74]. Чикагский экономист, будущий нобелевский лауреат по экономике Милтон Фридман, сделает эту теорию основой направления экономической мысли, которое является монетаризмом или количественной теорией [75]. Наиболее распространенной формализацией этой теории является уравнение Ирвинга Фишера:

$$MV = PT \quad (1.16)$$

где M - денежная масса в обращении, V - скорость обращения валюты, P - общий уровень цен и T - объем транзакций, которые необходимо обеспечить.

Логарифмируя, можно записать как функцию алгоритма:

$$\log P_i = \log M_i + \log V_i - \log T_i \quad (1.17)$$

В первых разностях:

$$\Delta(\log P_i) = \Delta(\log M_i) + \Delta(\log V_i) - \Delta(\log T_i) \quad (1.18)$$

скорость обращения валюты V_i и объем операций T_i , которые необходимо обеспечить, постоянны; так $\Delta(\log V_i) = \Delta(\log T_i) = 0$. Тогда уравнение (1.19) становится:

$$\Delta(\log P_i) = \Delta(\log M_i) \quad (1.20)$$

Уравнение (1.20) означает, что инфляция всегда носит денежный характер и является результатом увеличения денежной массы. Более широкое определение денежной массы привело к уравнению:

$$MV + M'V' = PT \quad (1.21)$$

Уравнение (1.21) отличает денежные средства в обращении (M) от депозитов (M'), причем каждый компонент общей денежной массы имеет собственную скорость обращения (соответственно V и V'). Любой рост денежной массы,

превышающий рост реального производства, приведет (при постоянной скорости обращения валюты) к корректировке всех цен в сторону повышения, так что общая стоимость торговли будет равна стоимости нового количества валюты в обращении [76]. В краткосрочной перспективе изменение цен пропорционально изменению денежной массы. В своих работах Альфред Маршалл рассматривал создание денежной массы как спрос на валюту, зависящий от реального национального дохода (y), общего уровня цен (P) и коэффициента (k), представляющего, по мнению автора, либо отношение денежной массы к доходу, либо переменную поведения агентов, а не просто технический коэффициент [75].

$$M_i = k P_i Y_i \quad (1.22)$$

Уравнение (1.22) известно, как Кембриджское Уравнение (*Cambridge Equation*) и означает, что денежная масса определяет стоимость транзакций и, что количество валюты влияет на денежную массу в обращении. Использование функции алгоритма и разности формула (1.22) даёт следующее:

$$\Delta(\log P_i) = \Delta(\log M_i) - \Delta(\log Y_i) \quad (1.23)$$

или

$$\pi_i = m_i - y_i, \quad (1.24)$$

где $\pi_i = \Delta(\log P_i)$, $m_i = \Delta(\log M_i)$ и $y_i = \Delta(\log Y_i)$.

Эконометрическая модель (1.24) имеет вид:

$$\pi_i = \beta_0 + \beta_1 m_i - \beta_2 y_i + \epsilon_i \quad (1.25)$$

где ϵ_i представляет собой ошибку и $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ -коэффициенты.

Уравнение (1.25) означает, что если увеличение денежной массы выше, чем фактическое производство, то это приведет к корректировке общего уровня цен в сторону повышения. В краткосрочной перспективе, изменение цены будет пропорционально изменению количества валюты. После Второй мировой войны монетаристский подход получил новое развитие, особенно благодаря работе Дона Патинкина и Милтона Фридмана, который определял спрос на валюту с помощью функции [184].

$$\frac{M^d}{P} = f(Y, W, RM, RB, RE, Gp, u), \quad (1.26)$$

где M^d - спрос на валюту, P - общий уровень цен, Y - постоянный доход, то есть ожидаемый доход, рассчитывается как средневзвешенное значение текущих и прошлых реальных доходов, W - отношение дохода от нечеловеческого капитала к доходу от человеческого капитала, RM , RB , RE ожидаемые номинальные показатели роста прибыли по валюте, облигациям и акциям, Gp - ожидаемый уровень инфляции и u - переменная, представляющая все другие факторы, которые могут учитывать индивидуальные потребности в валюте.

По словам Милтона Фридмана: «Инфляция всегда и везде является денежно-кредитным явлением, ответственность за которое лежит на государственной политике» [76]. Критика против Милтона Фридмана заключается в том, что он согласился с идеей о том, что увеличение денежной массы может оказать влияние на экономику в краткосрочной перспективе, пока агенты остаются жертвами денежной иллюзии и адаптируют свои ожидания к реальности [77]. Понятие ожиданий, уже введенное Милтоном Фридманом в отношении поведения держателей валют, привело к формализации ряда монетаристских моделей, разработанных такими теоретиками, как Р. Дж. Барро, Р. Э. Лукас, Т. Дж. Сарджент. Логика авторов заключается в том, что создание денег не влияет на реальный мир производства даже в краткосрочной перспективе. Если агенты правильно предсказывают инфляционные последствия увеличения предложения денежной массы, они будут знать, что увеличение их номинального дохода не улучшит их реальный доход, и воздержатся от производства или дальнейшей работы [79]. В 1755 г. Ричард Кантильон обратил внимание на роль избытка денег в повышении цен [80]. Он объяснил рост цен не просто увеличением количества денежной массы, но и увеличением спроса [81].

Второй теорией инфляции является инфляция спроса. Инфляция спроса сочетает в себе все ситуации с ростом цен в экономике, где рост спроса превышает предложение, так производители и продавцы реагируют повышением отпускных цен. Связь между валютой и избыточным спросом становится особенно важной среди тех, кто принимает старый "закон Сэя", согласно которому предложение товаров создает их собственный спрос. Общий спрос состоит из всех доходов,

распределенных на производство, что эквивалентно тому, что этот совокупный спрос строго равен совокупному предложению при отсутствии накопления. Происхождение концепции избыточного спроса часто приписывают Джону Мейнарду Кейнсу [183]. Кейнсианский анализ действительно возлагает ответственность за инфляцию на государственные решения и дефицит бюджета. По словам Кейнса, государственный дефицит, даже финансируемый за счет чистого денежного обращения, не будет инфляционным до тех пор, пока вся доступная рабочая сила не будет полностью использована [82]. Некоторые ученые рассматривают кейнсианский анализ как рецепт экономической политики, а не как истинную теорию инфляции, поскольку он кажется просто политикой бюджетного дефицита без изучения механизмов и последствий инфляции. Основная критика кейнсианского анализа заключается в том, что избыточный спрос рассматривается только на макроэкономическом уровне и что *p*-анализ объясняет этапы инфляционного процесса [83].

Одной из известных теорий инфляции является инфляция по затратам. Инфляция затрат соответствует инфляционным шокам, возникающим в результате повышения цен на сырье, особенно на импортные товары, включая энергию, или повышения затрат на заработную плату [84]. Характер шоков инфляции от издержек показывает, что инфляция является результатом конфликтов по поводу распределения национального дохода: каждый класс экономических агентов стремится сохранить или увеличить свою покупательную способность. Основная идея объяснения инфляции издержками производства заключается в том, что затраты возникают в результате увеличения вознаграждения факторов производства, выходящих за рамки их производительности [85]. Повышение заработной платы побуждает предпринимателей повышать цены на свои продукты (товары или услуги), предлагаемые населению. Разработана теория, предложенная во Франции в 1960-1970-х г и называемая «политикой доходов», чтобы избежать инфляции затрат [86]. Теория политики доходов заключается в установлении с согласия профсоюзных организаций стандартов повышения заработной платы и цен на товары и услуги, определяемых ростом средней производительности по

стране: заработная плата растет медленнее, чем производительность в секторах, и компании, обеспечивающие более высокий прирост производительности, чем в среднем, позволяют снизить цены [87]. Преимущество теории политики доходов заключается в том, что теория гармонизирует повышение заработной платы, основанное на динамичности организации производства, но это заставляет профсоюзы и работодателей согласиться с идеей, что наиболее эффективные компании должны делиться частью своих усилий с наименее эффективными. Однако профсоюзы оспаривают методы расчета средней производительности и распределения повышения заработной платы, поэтому реализация теории на практике невозможна.

В 1958 году А. В. Филлипс опубликовал статистическое исследование называемое «кривой Филлипса», в котором сообщалось об обратной корреляции между колебаниями номинальной заработной платы и уровнем безработицы, наблюдавшимся в течение почти столетия (1861-1957 гг.) [88]. Кривая Филлипса состоит из статистической подгонки точечного облака, представляющего разные годы исследуемого периода. Каждая точка представляет собой год из периода 1913-1948 гг., которому соответствует определенный уровень безработицы и определенный уровень изменения номинальной заработной платы. Идея кривой заключается в существовании механизма корректировки рынка труда. Увеличение спроса на рабочую силу приводит к снижению безработицы, что увеличивает способность работников вести переговоры и повышает заработную плату, что приводит к росту цен [88]. Кривая Филлипса популяризирована Самуэльсоном и Солоу (Samuelson et Solow) как инструмент экономической политики. Построив кривую, аналогичную кривой Филлипса для США, Самуэльсон и Солоу обнаружили негативную связь между инфляцией и безработицей. Это исследование стало важным инновационным вкладом в теорию инфляции, а также в объяснение ее динамики [89]. После одновременного роста инфляции и безработицы в 1970-х годах авторы Фелпс (1967) и Фридман (1968) (Phelps (1967) et Friedman (1968)) первыми подчеркнули отсутствие долгосрочной связи между инфляцией и безработицей [90]. По мнению этих авторов, любое регулирование,

связанное с изменениями в номинальной сфере, приводит к корректировке ожидаемого поведения экономических агентов. Когда инфляция постоянно растет, ошибочно полагать, что завтрашние цены будут равны сегодняшним (Blanchard and Cohen, 2013) [91]. Учет процесса формирования ожиданий изменил взаимосвязь и арбитраж между инфляцией и безработицей.

Другая форма, которую может принять инфляция, связана с внешней торговлей: импортированная инфляция, которая существует в двух разных процессах:

— когда в той или иной стране, которая активно участвует в мировой торговле, наблюдается значительное повышение цен;

— когда внешний спрос эластичен по отношению к цене.

В обоих случаях существует дефицит торгового баланса, поскольку экспорт сокращается по мере того, как иностранные товары становятся более конкурентоспособными на внутреннем рынке [182]. Такое ухудшение финансового положения приводит к обесцениванию национальной валюты, что влияет на цену стоимости импорта и поддержит внутреннюю инфляцию [92]. Инфляция импорта также может быть результатом трудностей с экспортом из-за изменения мирового спроса, перепроизводства определенных продуктов (особенно сельскохозяйственных) или устаревшего механизма производства, как это было во Франции в середине 1970-х - начале 1980-х годов [93].

Детерминанты инфляции являются предметом многочисленных эмпирических исследований как в развитых, так и в развивающихся странах.

Изучая детерминанты инфляции, *J. Baude* в 1997 обнаружил, что, основываясь на квартальных данных с 1973 по 1994 год, ВВП и коэффициент использования производственных мощностей (природные ресурсы, рабочая сила, ..) действительно влияют на рост цен во Франции [94]. По мнению автора, инфляция во Франции также носит импортный характер. Одноточечный шок от импортной инфляции приводит к ускорению потребительских цен на 0,5 пункта в годовом исчислении. По годовым данным 47 стран за период с 1993 по 1996 год, включая 22 промышленно развитых страны ОЭСР, 10 стран Центральной и

Восточной Европы и 15 стран Советского Союза, *Cottarelli, Griffiths* и *Moghadam* в 1998г. установили, что инфляция объясняется дефицитом налогов, независимостью Центрального банка, режимом обменного курса и степенью либерализации цен [95]. Аналогичным образом, изучая политические факторы, определяющие уровень инфляции в промышленно развитых странах ОЭСР, *Kaltenthaler u Anderson* в 2000г. обнаружили, что в 1970-х и 1980-х годах на уровень инфляции влияли степень независимости Центрального банка [96]. В 2007 году Мишкин, рассматривая традиционное уравнение кривой Филлипса, показал, что инфляция зависит от ее прошлых значений, безработицы и других переменных [97].

В развивающихся странах, особенно в Иране, по результатам *Olin* и *Olumuyiwa* в 2000 г., рост инфляции в период с 1989/90 по 1999/2000 годы был в основном вызван чрезмерным предложением валюты [98]. Авторы считают, что постоянный рост реального ВВП, как правило, увеличивает спрос на валюту и снижает инфляцию в долгосрочной перспективе. В 2005 г. *Akhtaruzzaman* использовал модель коррекции ошибок для определения переменных, которые могут влиять на инфляцию в Бангладеш [181]. Его результаты подтверждают идею о том, что инфляция отрицательно связана с реальным доходом. Автор также отмечает, что курс обесценивания обменного курса, рост денежной массы и процентная ставка по депозитам играют важную роль в объяснении инфляционного процесса в Бангладеш [99]. *Loungani* и *Swagel* в 2001г. обнаружили, что в период 1964-1998 гг. источники инфляции в 54 африканских и азиатских странах были довольно разнообразными, наиболее важными из их являлись прошлые значения инфляции [100]. В странах с высоким уровнем инфляции, рост денежной массы и изменения обменного курса значительно влияют на инфляцию. По мнению авторов, влияние роста денежной массы и обменного курса на инфляцию гораздо более важно в странах с гибким валютным режимом, чем в странах с фиксированным валютным режимом. Используя кривую Филлипса, *Barnichon* и *Peiris* в 2007г. установили, что изменение денежной массы играет важную роль в инфляционном процессе в странах Африки к югу от Сахары [101].

В странах Западной Африки некоторые авторы используют модель коррекции ошибок для объяснения инфляции. *Moser* в 1995 г. расширил структурную модель, основанную на условиях равновесия денежного рынка, чтобы определить основные причины инфляционного процесса в Нигерии. Автор пришел к выводу, что увеличение денежной массы произошло в основном благодаря экспансионистской бюджетной политике, что в значительной степени объясняет динамику инфляции. Вторым важным фактором является девальвация *NAIRA*. Автор утверждает, что одновременная денежно-кредитная и налоговая политика влияют на обесценение *NAIRA*, которое, в свою очередь, влияет на инфляцию. *Moser* показал также что изменения климата оказалось фактором, влияющим на уровень инфляции, поскольку доля продуктов питания в индексе потребительских цен является значительной [102]. *Ocran* в 2007 г. считает, что в Гане за период 1960-2003 гг. инфляция в долгосрочной перспективе зависит от валютного курса и иностранных цен а в краткосрочной перспективе важными детерминантами общего уровня цен являются прошлые значения инфляции, рост денежной массы и обменный курс [103].

Что касается стран западноафриканского экономического и валютного союза (ЗАЭВС), *Diouf* в 2006г., используя ежеквартальные данные с 1979 г. по 2006 г., обнаружил, что инфляция в Мали обусловлена краткосрочными и долгосрочными денежными и внешними факторами. Автор считает, что дисбаланс на денежном рынке и на рынке торгуемых товаров оказывает долгосрочное влияние на инфляцию. В краткосрочной перспективе инфляция зависит от увеличения реального ВВП, обменного курса и процентной ставки по депозитам, а в то же время ставка дисконтирования снижает инфляцию [104]. Исследование, проведенное *Doe* и *Diarisso* в 1997 г. об эмпирических детерминантах инфляции в Западной Африке, показало, что инфляция в краткосрочной перспективе объясняется главным образом уровнем инфляции во Франции (импортная инфляция), реальной процентной ставкой, относительной ценой импортируемых товаров и текущими расходами государства [105]. Используя количественную теорию денег, *Doe* и *Diarisso* в 1998 г. изучали для стран ЗАЭВС экономическую

взаимосвязь между уровнем инфляции и темпами роста денежной массы. Их результаты показывают, что в краткосрочной перспективе на инфляцию влияет изменение денежной массы во всех странах, кроме Буркина-Фасо и Сенегала. Что касается роста валового внутреннего продукта, авторы пришли к выводу, что ВВП снижает инфляцию в Бенине, Буркине и Нигере. В долгосрочной перспективе влияние увеличения денежной массы на инфляцию заметно во всех странах Союза [106]. *Diarisso* и *Samba* в 2000 г. использовали модель с исправлением ошибок для изучения динамики индекса денежных условий (*MCI*) в ЗАЭС. Они обнаружили, что индекс денежных условий (*MCI*) оказался довольно хорошим показателем инфляции в Союзе. Действительно, их исследование выявило значительную статистическую связь между ИПЦ и *MCI* в ЗАЭС. Результаты показывают, что в краткосрочной перспективе определяющими факторами изменения цен в ЗАЭС являются французские цены и денежная масса [107]. Оценивая потенциальное производство в ЗАЭС *Dior* в 2000 г., изучил взаимосвязь между производством и инфляцией. Его результаты показывают, что внутреннее производство объясняет инфляцию в Союзе [108]. Оценивая связь между изменением валютных переменных и инфляцией на основе эконометрической модели *VAR*, *Тое* и *Нонкратин* в 2007 г. показали, что в краткосрочной перспективе существует взаимосвязь между денежной массой и индексом потребительских цен в ЗАЭС. Кроме того, авторы считают, что импортированная инфляция и номинальный эффективный обменный курс оказывают краткосрочное влияние на динамику инфляции в Союзе [109]. *Тое* в 2010 г. установил взаимосвязь между индексом потребительских цен, его прошлыми значениями, ценами на нефть, инфляцией в еврозоне, индексом мировых цен на продовольствие, предложением зерна, эффективным номинальным обменным курсом и несколькими фиктивными переменными, таких как социально-политические потрясения, повышение налогов, проблемы с поставками электроэнергии в ЗАЭС. Автор обнаружил, что объясняющими переменными инфляции в Союзе являются денежная масса, индекс потребительских цен во Франции, предложение продовольственных товаров на рынках, номинальный эффективный обменный курс и цена на нефть, выраженная

в долларах [110]. Тесты, проведенные *Moroney* в 2002г, подтверждают идею о том, что инфляция является денежным явлением [111]. Автор присоединяется к идеям Лукаса о количественной теории, согласно которой: в долгосрочной перспективе рост денежной массы не влияет на темпы роста производства и влияет на уровень инфляции; и, с другой стороны, к идеям Фридмана, который говорит: инфляция всегда и везде является денежным явлением [112].

Во всем мире проведено несколько теоретических и эмпирических работ, направленных на научное понимание инфляционных процессов с помощью математических методов и статистических инструментов. Факторы, определяющие инфляцию, различаются от одного направления экономической мысли к другому, от одной страны к другой. Общий уровень цен действительно зависит от конъюнктурных факторов, структурных факторов, денежных факторов.

Таким образом, анализ теоретических аспектов применения статистико - эконометрических методов в изучении индекса потребительских цен выполнен. Основываясь на эмпирической литературе по теории паритета покупательной способности, мы, с одной стороны, можем сделать вывод, что гипотеза закона о единой цене обычно подтверждается в развитых странах, но практически отвергается в развивающихся, а с другой стороны, исследований по проверке гипотезы закона о единой цене для стран ЭКОВАС практически не существует. Аналогичным образом, работы по экономической теории показывают, что проверка гипотезы выполняется с использованием глобальных индексов потребительских цен и обменных курсов. В данном исследовании одной из задач является проверка гипотезы закона о единой цене для стран ЭКОВАС, используя не только глобальные индексы потребительских цен, но и индексы цен функций потребления. Проведенный обзор литературы по инфляции позволил нам определить ее основные причины. В большинстве работ денежной массе отводится важная роль в объяснении инфляционных процессов. Инфляция является структурным явлением мировой экономики, которое возникает не только в результате повышения цен на товары, производимые внутри страны, но и может возникать в результате повышения цен на международном уровне. Поэтому мы

будем руководствоваться этим при построении модели, способной выделить факторы, объясняющие инфляцию в странах ЭКОВАС.

1.4 Теоретические подходы к анализу панельных данных

Изучение нестационарных временных рядов сегодня приобретает актуальность, особенно в макроэкономических исследованиях. Критерии стационарности рядов являются центральными, поскольку они позволяют избежать ошибочных регрессий и дают оценку наиболее подходящего типа модели. Если исследуемый ряд является результатом стационарного процесса, то сначала определяется лучшая модель среди стационарных процессов, а затем оцениваются ее параметры. С другой стороны, если ряд представляет нестационарный процесс, его сначала приводят к стационарному виду, то есть находят стационарное преобразование этого процесса [113].

Временной ряд X_n называется стационарным, если для любой пары целых чисел (k, n) случайные векторы (X_1, \dots, X_k) и $(X_{n+1}, \dots, X_{n+k})$ имеют одинаковый закон, то есть закон стационарного временного ряда не зависит от выбранного начального времени. Необходимыми условиями, при которых временной ряд должен быть стационарным, являются:

- временной ряд не имеет тенденции, то есть, его математическое ожидание является постоянным во времени;
- дисперсия временного ряда постоянна во времени и не бесконечна;
- функция автокорреляции не зависит от времени.

Тестирование единичных корней панельных данных увеличивает мощность теста в сравнении с отдельными временными рядами. Хотя анализ стационарности широко применяется в эконометрике временных рядов, проверка панельных данных на стационарность получила развитие совсем недавно, после пионерской работы А. Левина и С.Ф. Лин (*Levin u Lin*) в 1992 г. С тех пор в научной литературе по панельным данным было представлено несколько тестов для проверки единичного корня. Эти тесты помогают ответить на некоторые вопросы

экономического роста и конвергенции экономических агрегатов. Их применение на панелях представляет собой инструмент, повышающий мощность тестов [113].

Первоначально тесты на стационарность панельных данных были основаны на предположении независимости субъектов. *Andrew Levin u Chien-Fu, Lin* предложили впервые тест единичного корня для панельных данных, основанный на модели автокорреляции первого порядка следующего вида [113]:

$$Y_{(i,t)} = \rho_i Y_{(i,t-1)} + u_{(i,t)}, \quad (1.27)$$

где $E(u_{(i,t)}) = 0$; $E(u_{(i,t)}^2) = \sigma^2 < \infty$ и $E(u_{(i,t)}^4) < \infty$, Y -случайная величина, i -субъекты панельных данных, t -время, ρ -коэффициент, отражающий автокорреляцию и E математическое ожидание.

Их подход напрямую вдохновлен подходом, использованным Дики Фуллером в тестах стационарности временных рядов (1979).

$$(Y_{(i,t)} - Y_{(i,t-1)}) = (\rho_i - 1)Y_{(i,t-1)} \quad (1.28)$$

Предполагая, что $\phi_i = (\rho_i - 1)$, необходимо проверить следующие гипотезы:

$$\begin{cases} H_0: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_N = 0 \\ H_1: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_N = \phi < 0 \end{cases}$$

Andrew Levin и *Chien-Fu Lin* сформулировали нулевую гипотезу H_0 , как наличие единичного корня временного ряда. В 2002 году Левин, Лин и Чу углубили работу *Andrew Levin, Chien-Fu Lin* и предположили, что альтернативная гипотеза H_1 является не только гипотезой наличия стационарности, но и гипотезой однородности авторегрессионного корня. Другими словами, гипотеза теста Левина-Лина-Чу (*LLC*) основана на однородности вывода о наличии единичного корня в динамике переменной: гипотеза о стационарности для всех объектов либо отвергается, либо нет. *LLC* - статистика теста *LLC* аналогична статистике Дики Фуллера, которая определяется следующей формулой [113]:

$$t_\phi = \frac{\hat{\phi}}{\sigma(\hat{\phi})} \quad (1.29)$$

при $T \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$, $(T, N) \rightarrow \infty$; распределение *LLC* – статистики имеет тенденцию к распределению по стандартному нормальному закону. Основным ограничением теста является тот факт, что он основан на предположении об однородности

авторегрессионного корня особенно в рамках макроэкономических панелей ($\phi_i = \phi_j = \phi, \forall i, j$).

Им, Песаран и Шин в 2003 г. ослабили гипотезу теста Левина-Лина-Чу (*Levin-Lin-Chu*) об однородности (2002), допустив изменение однородности от объекта к объекту в соответствии с альтернативной гипотезой и, следовательно, учитывали неоднородность авторегрессионных коэффициентов между различными объектами, составляющими панель. Гипотезы теста Има-Песарана-Шина (*IPS*) таковы [113]:

$$\begin{cases} H_0: \phi_i = 0, \forall i \in N \\ H_1: \phi_i < 0 \forall i \in [1, N_1] \text{ и } \phi_i = 0, \forall i \in]N_1, N] \end{cases}$$

Им, Песаран и Шин (2003) были первыми, кто разработал тест, подтверждающий альтернативную гипотезу не только в случае авторегрессионной корневой неоднородности ($\phi_i \neq \phi_j, \forall i, j \in N$), но и для неоднородности в отношении наличия единичного корня. Альтернативная гипотеза просто подразумевает, что некоторые или все отдельные ряды являются стационарными. При альтернативной гипотезе могут сосуществовать два типа объектов: объекты, обозначенные $i = 1, \dots, N_1$, для которых $Y_{(i,t)}$ является стационарным, и объекты, указанные $i = N_1 + 1, \dots, N$, для которых динамика переменной $Y_{(i,t)}$, имеет единичный корень. Статистика *IPS* основана на среднем значении индивидуальной расширенной статистики Дики-Фуллера (*Augmented Dickey-Fuller-ADF*) [113]:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\phi_i}, \quad (1.30)$$

где t_{ϕ_i} – t -статистика *ADF* теста, относящаяся к субъекту i . Тест *IPS* основан на статистике:

$$\bar{Z} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E(\bar{t}))}{\sigma(\bar{t})}, \quad (1.31)$$

где $E(\bar{t})$ и $\sigma(\bar{t})$ – среднее значение и дисперсия каждой статистики t_{ϕ_i} , соответственно эта статистика сходится к нормальному асимптотическому распределению. Первое преимущество подхода *IPS* перед *LLC* заключается в том, что он учитывает неоднородность авторегрессионного корня в альтернативе. Во-

вторых, авторы предлагают очень простую тестовую статистику, основанную на среднем значении отдельных статистических данных Дики-Фуллера, что упрощает приближение к нормальному закону.

Маддала и Ву (*Maddala et Wu*) разработали тест на стационарность, первоначально примененный к исследованию паритета покупательной способности в 2001 г. Принцип основан на комбинации уровней значимости (т. е. значений p) n независимых индивидуальных корневых тестов [114]. Статистика теста Маддалы и Ву, T_{MW} определяется по формуле (1.32).

$$T_{MW} = -2 \sum_{i=1}^n \ln(p_i) \quad (1.32)$$

Если отдельные статистические данные теста являются непрерывными, p -значения (p_i) распределяются по однородным законам, а распределение $\ln(p_i)$ следует закону Khi с двумя степенями свободы $\forall i=1, \dots, N$. тест основан на исключении какой-либо взаимосвязи между индивидуальной статистикой и на отсутствии межиндивидуальной корреляции. Статистика T_{MW} подчиняется закону $\chi^2(2N)$. Нулевая гипотеза единичного корня для отдельных объектов в панели отвергается, если реализация T_{MW} превышает пороговое значение $\chi^2(2N)$.

В отличие от трех ранее представленных единичных корневых тестов, основанных на нулевой гипотезе нестационарности, тест Хадри (*Hadri*) основан на нулевой гипотезе стационарности. Разработанный в 2000 г., этот тест представляет собой расширение теста стационарности, предложенного *Kwiatkowski u Alii* (1992) в эконометрике временных рядов. Тест Хадри является тестом множителей Лагранжа (LM) и направлен на проверку нулевой гипотезы о стационарности рядов $y_{i,t}$ (для $i = 1, \dots, N$) в сравнении с альтернативной единичной корневой гипотезой. Рассматривая модели [115]:

$$y_{i,t} = r_{i,t} + e_{i,t} \quad (1.33)$$

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \beta_t + e_{i,t}, \quad (1.34)$$

где $r_{i,t}$ - случайный процесс; β_t - коэффициент ; $e_{i,t}$ - ошибка.

$r_{i,t} = r_{i,t-1} + u_{i,t}$, $u_{i,t} - i.i.d.(0, \sigma^2)$; $u_{i,t}$ и $e_{i,t}$ независимы. Хадри предлагает статистику в следующем виде:

$$T_{Hadri} = \frac{\sqrt{N} \left\{ LM - E \left[\int_0^1 V(r)^2 dr \right] \right\}}{\sqrt{V \left[\int_0^1 V(r)^2 dr \right]}}, \quad (1.35)$$

где: $LM = \frac{1}{\hat{\sigma}_e^2} \frac{1}{NT^2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2 \right)$; $S_{i,t}^2 = \sum_{i=1}^t \hat{e}_{i,t}$ и $\hat{\sigma}_e^2$ - сходящаяся оценка σ_e^2 ;

$V(r)$ - стандартный броуновский мост. При бесконечных N и T , статистика $T_{Hadri} \rightarrow N(0, 1)$.

Основное ограничение этих тестов на стационарность, называемых тестом первого поколения, заключается в гипотезе независимости между объектами. Нарушение гипотезы независимости приводит к ошибке асимптотического закона этих статистических тестов. Гипотеза независимости позволяет очень просто установить статистическое распределение и оценить является ли оно нормальным асимптотическим или полуасимптотическим распределением. Однако гипотезу независимости не следует упускать из виду при изучении стационарности панелей, особенно в анализе макроэкономических показателей. Тест на перекрестную зависимость (*Tests of cross-sectional dependence*) позволяет проверить, существует ли корреляция между объектами панели. При этом рассматривается стандартная модель данных панели в виде [113]:

$$Y(i, t) = \alpha i + \beta X(i, t) + u(i, t), \quad (1.36)$$

где $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; $X_{(i,t)}$ - вектор объясняющих переменных; $Y_{(i,t)}$ - объясняющая переменная; β - коэффициент; α - коэффициент индивидуальных эффектов; u - случайная ошибка.

Тест на перекрестную зависимость (*Tests of cross-sectional dependence*) предназначен для проверки корреляции между остатками, а гипотезы теста таковы:

$$\begin{cases} H_0: & r_{ij} = r_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) = 0; & i \neq j \\ H_1: & r_{ij} = r_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0; & i \neq j \end{cases}$$

где r_{ij} - коэффициент, рассчитанный по формуле (1.37).

$$r_{ij} = r_{ji} = \text{cor}(u_{ij}, u_{ji}) = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{(\sum_{t=1}^T u_{it})^{1/2} (\sum_{t=1}^T u_{jt})^{1/2}} \quad (1.37)$$

Параметрические тесты предполагают, что между объектами существует линейная зависимость, которую можно определить с помощью коэффициента линейной корреляции таким, как коэффициент Пирсона (*Pearson*). Среди параметрических тестов мы можем упомянуть: тест Бреуша – Пагана (*Breusch and Pagan*) и тест Песарана. К непараметрическим тестам относятся такие как тест Фрийдмана на зависимость между объектами панели, они основаны на коэффициенте ранжирования Спирмена и предполагают, что взаимосвязь между субъектами является нелинейной [113].

Используя метод множителя Лагранжа (*Lagrange Multiplier*), Бреуш и Паган для проверки нулевой гипотезы отсутствия корреляции предлагают статистику CD_{LM} при фиксированном N и $T \rightarrow \infty$:

$$CD_{LM} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{r}_{ij} \quad (1.38)$$

при нулевой гипотезе отсутствия зависимости CD_{LM} - статистика $\rightarrow \chi^2$ с $N(N-1)/2$ степенями свободы. Для тех ситуаций, когда $T < N$, статистика CD_{LM} смещена и теряет свои асимптотические статистические свойства. Впоследствии Песаран предложил альтернативный тест. Песаран предлагает определять CD -статистику следующим образом:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{r}_{ij} \quad (1.39)$$

при нулевой гипотезе отсутствия зависимости CD -статистика $\rightarrow N(0, 1)$ когда $N \rightarrow \infty$ и $T \rightarrow \infty$. Когда вероятность p -значения меньше 5%, нулевая гипотеза отклоняется [113].

Идея о том, что следует учитывать зависимость между объектами панели, приводит ко второму поколению тестов стационарности панели. Тесты второго поколения полностью изменяют основы тестов первого поколения. Вместо того, чтобы рассматривать корреляции между объектами как параметры, не имеющие

никакого эффекта (*nuisance parameter*), они предлагают использовать эти взаимосвязи для определения новой тестовой статистики. Тесты второго поколения не обязательно учитывают тот факт, что перекрестные корреляции переменной $Y_{(i,t)}$ обусловлены исключительно перекрёстной корреляцией остатков. Они рассматривают случаи, когда корреляции являются результатом наличия одного или нескольких общих компонентов или факторов. Таким образом, речь идет о предложении теста, который позволил бы максимально широко учитывать все различные возможные формы зависимости между объектами. С этой точки зрения было разработано множество тестов например: тест *Bai and Ng* (2001, 2004), тест *Moon and Perron* (2004), тест *Choi* (2002) и тест Песарана (2003). Большинство из них соответствуют тесту *Bai and Ng*, основанному на модели с общими факторами, но в этих рамках предлагаются разные подходы [113].

Bai and Ng рассматривают два отдельных теста единичного корня для общего и индивидуального компонента временного ряда. Остальные тесты обычно основаны на единственном единичном корневом тексте исследуемого временного ряда, общим моментом которого является тестирование единичного корня только на специфическом компоненте этого ряда. Тесты отличаются от метода, выбранного для извлечения ненаблюдаемого специфического компонента из временного ряда [114].

Bai and Ng разработали первый тест нулевой гипотезы единичного корня, учитывающий возможное наличие межиндивидуальной корреляции тестируемых рядов. При этом *Bai and Ng* рассматривали факторную модель [115]:

$$y_{i,t} = D_{i,t} + \gamma_i' F_t + e_{i,t} \quad (1.40)$$

Индивидуальный ряд $y_{i,t}$ распадается на гетерогенную детерминированную составляющую $D_{i,t}$, общую составляющую $\gamma_i' F_t$ и ошибку $e_{i,t}$. Следовательно, именно наличие общих факторов F_t , по отношению к которым у каждого объекта есть своя собственная эластичность γ_i' , которая лежит в основе межиндивидуальных зависимостей. В этом случае переменная $y_{i,t}$ является нестационарной, если любой из общих факторов вектора F_t нестационарен и/или

ошибка $e_{i,t}$ нестационарна [193]. В целом нет никакой гарантии, что эти два компонента обладают одинаковыми динамическими свойствами: один может быть стационарным, другой-нет, некоторые компоненты F_t могут быть интегрированными нулевого порядка $I(0)$, другие - первого $I(1)$; F_t и $e_{i,t}$ могут быть интегрированы в разных порядках и т. д. Ряд, определяемый суммой двух компонентов с различными динамическими свойствами, сам по себе имеет динамические свойства, сильно отличающиеся от составляющих его объектов. Таким образом, диагностировать нестационарность $y_{i,t}$ может быть очень сложно. Вот почему вместо того, чтобы проверять нестационарность непосредственно рядов $y_{i,t}$, идея *Bai and Ng* состоит в том, чтобы отдельно проверять наличие единичного корня в общем и в отдельных компонентах [115]. Эту процедуру авторы называют панельным анализом нестационарности в отдельных и общих компонентах *PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in the Idiosyncratic and Common components)*. Чтобы проверить нестационарность специфического компонента, *Bai and Ng* предложили использовать t -статистику тестов *ADF*, рассчитанную на основе оценочных компонентов $\hat{e}_{i,t}$. В соответствии со статистикой *Maddala* и *Wu*, *Bai and Ng* предлагают использовать среднюю статистику, построенную следующим образом [114]:

$$Z_{BN} = \frac{1}{\sqrt{4N}} \left[-2 \sum_{i=1}^N \log p^c(i) - 2N \right], \quad (1.41)$$

где $p^c(i)$ обозначает p -значение, связанное со статистикой Дики-Фуллера *ADF* (i). Статистика Z_{BN} следует закону $N(0, 1)$ независимо от размера N панели.

Чтобы проверить нестационарность общих факторов *Bai and Ng* выделяют два случая. Когда среди N переменных есть только один общий фактор ($r=0$), *Bai and Ng* используют стандартный тест Дики-Фуллера. Если существует более одного общего фактора, *Bai and Ng* проверяют число общих стохастических тенденций в этих общих факторах. Индивидуальное тестирование на наличие единичного корня в каждом из факторов обычно приводит к переоценке количества общих тенденций [194]. *Bai* и *Ng* предлагают статистику двух видов, основанную

на оцененных r факторах $\widehat{F}_{m,t}$ для $m=1, \dots, r$. Эти статистики требуют последовательной проверки гипотез. Нулевая гипотеза определяется как $H_0 : r_1 = m$. Если нулевая гипотеза отклонена, то тест применяется повторно, задавая $m=m-1$. В противном случае проверяется гипотеза о равенстве числа общих тенденций и числа общих факторов. Первая тестовая статистика предполагает, что нестационарные компоненты следуют векторному авторегрессионному ряду. Вторая статистика предполагает наличие единичного корня [114].

Песаран добавляет к исходной переменной $Y_{(i,t)}$ модель Дики Фуллера (*Dickey Fuller*) или расширенного Дики-Фуллера (*Dickey Fuller Augmented*) (*ADF*) путем введения индивидуальных средних значений $Y_{(i,t-1)}$ и первых разностей $\Delta Y_{i,t-1}$. Как и в тесте *IPC*, модель имеет вид [113]:

$$Y_{(i,t)} = Y_{(i,t-1)} + u_{(i,t)} \quad (1.42)$$

Песаран предполагает следующее:

$$\Delta Y_{(i,t)} = \alpha_i + \phi_i Y_{(i,t-1)} + u_{(i,t)}, \quad (1.43)$$

где $\phi_i = \rho_i - 1$; $u_{(i,t)} = \gamma_i \theta_t + \varepsilon_{(i,t)}$ индивидуальный эффект $\alpha_i = -\gamma_i \theta_i$, $\gamma_i \in R$; θ_t - общий незаметный фактор i.i.d (0,1) и $\varepsilon_{(i,t)}$ -автокорреляция.

Песаран показывает, что в отсутствии автокорреляции, введение в модель среднего значения $\bar{Y}_t = \sum_{i=1}^N Y_{(i,t)}$ и его запаздывающего значения \bar{Y}_{t-1} достаточно чтобы асимптотически учесть эффект общего латентного фактора θ_t , когда $N \rightarrow \infty$. В результате получается модель расширенного поперечного сечения Дики-Фуллера *CADF* (*Cross Sectional Augmented Dickey-Fuller*) в следующей форме [113]:

$$\Delta Y_{(i,t)} = \alpha_i + \phi_i Y_{(i,t-1)} + c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + v_{(i,t)}, \quad (1.44)$$

где $v_{(i,t)}$ - случайная ошибка, c_i и d_i - коэффициенты.

Песаран предложил среднюю статистику теста Има-Песарана-Шина (*IPS*), известную как *CIPS*, для расширенных *IPS* в поперечном сечении, которая имеет следующий вид [113]:

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\phi_i}(N, T), \quad (1.45)$$

где $t_{\phi i}(N, T)$ - статистика Дики-Фуллера, расширенная в поперечном сечении (*cross-sectionally augmented Dickey-Fuller statistic*) для единицы поперечного сечения i (*cross-section*), заданной t коэффициентом $Y_{(i,t-1)}$ в модели *CADF*. При нулевой гипотезе, когда статистика *CIPS* меньше критического значения гипотеза единичного корня отвергается.

Взаимосвязь между несколькими переменными, измеренными во времени, определяют, применив коинтеграционный анализ. Понятие коинтеграции введено в 1974 г. Энгелом и Ньюболдом, затем формализовано Энгелом и Грейнджером в 1987 г. и, наконец, Йохансеном в 1991 - 1995 гг. Действительно, понятие коинтеграции постулирует, что если две переменные X и Y интегрированы первого порядка, $I(1)$, и если существует линейная комбинация этих переменных, которая является стационарной, $I(0)$, то можно сделать вывод, что X и Y коинтегрированы порядка (1,1). Коинтеграция между двумя временными рядами X и Y существует, если [116]:

- временные ряды X и Y интегрированы одинаковым порядком d ;
- существует линейная комбинация этих временных рядов, которая интегрирована в порядке ниже d .

Оценка наличия коинтеграции между рядами в эконометрической литературе временных рядов представлена несколькими тестами или подходами, включая тест Энгеля и Грейнджера и тест Йохансена. Тест коинтеграции Энгеля и Грейнджера позволяет проверить коинтеграцию только между двумя интегрированными временными рядами порядка (1), то есть, он подходит для двумерного случая и оказывается менее эффективным для многомерных случаев [117]. Тест коинтеграции Йохансена позволяет проверить коинтеграцию более, чем двух временных рядов, то есть тест разработан для многомерных случаев [195].

Для решения проблемы ошибочной регрессии, построенной по панельным данным разработано множество тестов, позволяющих оценить долгосрочную связь между различными переменными.

В научной литературе исследования по панельному коинтеграционному тестированию появились недавно. При анализе панельных данных различают два

вида коинтеграции: в первую очередь можно рассмотреть для одного объекта существование коинтеграционных отношений между переменными, которые можно назвать внутрииндивидуальными коинтеграционными отношениями. Например, существование такой внутрииндивидуальной взаимосвязи коинтеграции между ВВП и потреблением в международной панели означает, что для данной страны существует линейная комбинация ВВП и потребления, которая является стационарной [118]. В то же время можно представить, что существует одно или несколько коинтеграционных отношений между ВВП и потреблением разных стран. Это называется межиндивидуальными коинтеграционными отношениями. Тесты коинтеграции панельных данных разработаны на основе фундаментального теста Педрони [119].

Педрони предложил различные тесты, направленные на проверку нулевой гипотезы отсутствия внутрииндивидуальной совместной коинтеграции как для однородной, так и для гетерогенной панели. Первые тесты Педрони позволяют протестировать коинтеграцию между двумя переменными [191]. В дальнейшем Педрони предлагал расширение первых тестов с учетом более чем двух переменных. Педрони учитывал неоднородность по параметрам, которые могут различаться у разных объектов [119]. Таким образом, в соответствии с альтернативной гипотезой для каждого объекта существует отношение коинтеграции, и параметры этого отношения коинтеграции не обязательно одинаковы для каждого из объектов панели [192]. Учет такой неоднородности является преимуществом, поскольку на практике векторы коинтеграции редко бывают идентичными от одного объекта к другому в панели. Педрони рассматривал модель в виде [120]:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{mi}x_{mi,t} + e_{i,t}, \quad (1.46)$$

где t - количество наблюдений, представляющих время, N - количество субъектов в панели и m - количество объясняющих переменных. x и y предполагаются интегрированными временными рядами первого порядка. $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{mi}$ - параметры, связанные с объясняющими переменными и α_i - постоянная (*specific*

intercept), которая варьируется от субъекта к субъекту в панели. Чтобы оценить остаток модели, Педрони предполагал авторегрессионную форму остатков:

$$\hat{e}_{i,t} = \theta_i \hat{e}_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1.47)$$

Методология Педрони состоит из семи статистических тестов, четыре из которых основаны на внутри групповых измерениях, *within-dimension*, а остальные три - на межгрупповых, *between-dimension*. Для тестов статистики *within-dimension*, нулевой гипотезой об отсутствии коинтеграции для панельного теста коинтеграции является [119]:

$$\begin{cases} H_0: \theta_1 = 1 \quad \forall i \\ H_1: \theta_1 = \theta < 1 \quad \forall i \end{cases}$$

Статистики *within-dimension*, разработанные Педрони, следующие [119]:

— *Panel v-statistics*

$$T^2 N^{3/2} Z_{\hat{v}N,T} \equiv T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (1.48)$$

— *Panel p-statistics*

$$TN^{1/2} Z_{\hat{p}N,T-1} \equiv TN^{1/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (1.49)$$

— *Panel t-statistics* (непараметрический)

$$Z_{t_{NT}} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (1.50)$$

— *Panel t-statistics* (параметрический)

$$Z_{t_{NT}}^* \equiv \left(\tilde{S}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{\Pi,i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*) \quad (1.51)$$

Для тестов статистики *between-dimension*, гипотезы таковы:

$$\begin{cases} H_0: \theta_1 = 1 \quad \forall i \\ H_1: \theta_1 < 1 \quad \forall i \end{cases}$$

Тесты, основанные на *between-dimension*, являются более общими в том смысле, что допускают наличие неоднородности между индивидуумами в

соответствии с альтернативной гипотезой. Статистики *between-dimension*, разработанные Педрони, следующие [119]:

— *Group p-Statistics*

$$TN^{1/2}\tilde{Z}_{\hat{p}N,T-1} \equiv TN^{1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (1.52)$$

— *Group t-statistics* (параметрический)

$$N^{1/2}\tilde{Z}_{N,T}^* \equiv N^{1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{s}_i^{*2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*) \quad (1.53)$$

— *Group t-statistics* (непараметрический)

$$N^{1/2}\tilde{Z}_{N,T} \equiv N^{1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (1.54)$$

Статистики *between-dimension* отличается от статистики *within-dimension*, поскольку они не учитывает индивидуальную условную долгосрочную дисперсию остатков $\hat{L}_{\Pi,i}^{-2}$. Методологию коинтеграционного анализа Педрони можно разделить на 5 этапов:

— оценка долгосрочных отношений и извлечение остатков $\hat{e}_{i,t}$;

— расчет ряда $\Delta u_{i,t}$ для каждого субъекта и оценка остатков, полученных

в результате следующей регрессии:

$$\Delta u_{i,t} = \beta_{1i} \Delta x_{1i,t} + \beta_{2i} \Delta x_{2i,t} + \dots + \beta_{mi} \Delta x_{mi,t} + \Pi_{i,t}; \quad (1.55)$$

— расчет долгосрочной дисперсии $\hat{L}_{\Pi,i}^{-2}$ остатков $\Pi_{i,t}$;

— расчет долгосрочных дисперсии \hat{s}_i^{*2} и $\hat{\sigma}_i^2$ остатков $u_{i,t}$ на основе

выбранных регрессий:

для параметрических тестов оценивается уравнение:

$$\hat{e}_{i,t} \equiv \hat{\theta}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{ki} \hat{\theta}_{ik} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}^*, \quad (1.56)$$

для непараметрических тестов оценивается уравнение:

$$\hat{e}_{i,t} \equiv \hat{\theta}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t}; \quad (1.57)$$

— расчет семи статистик Педрони.

При $T \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$, $(T, N) \rightarrow \infty$ распределения семи статистик имеют тенденцию к распределению по стандартному нормальному закону.

После утверждения о существовании коинтегрирующих отношений между рядами следует оценить долгосрочные отношения. Для рассмотрения систем коинтегрированных переменных необходимо использовать эффективный метод оценки. Согласно Педрони (1996 г.); Као и Чан (2000 г.), оценки векторов коинтеграции методом наименьших квадратов асимптотически смещены [121]. В контексте панельных данных, Као и Чен (1995 г.) показали, что смещение, связанное с методом наименьших квадратов, усиливается при учете неоднородности [121]. В качестве альтернативы методу наименьших квадратов, Филипс и Хансен (1990 г.) разработали метод *Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)*. Также Сайкконен (1991 г.), Сток и Уотсон (1993 г.) предложили динамический метод наименьших квадратов (*Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS*) [122]. Као и Чан, используя данные панели, показали, что *FMOLS* и *DOLS* приводят к асимптотически распределенным оценкам в соответствии с нормальным законом нулевого среднего [122]. В этой работе рассматривается метод *FMOLS*.

FMOLS учитывает наличие постоянного параметра и возможную корреляцию между ошибкой и объясняющими переменными [121]. Непараметрические корректировки вносятся в объясненную переменную и в долгосрочные оценочные параметры [123]. *FMOLS* вносит соответствующую поправку в проблемы статистического вывода в традиционном методе коинтеграции, что позволяет оценкам быть действительными в долгосрочной перспективе [124]. По словам *Bashier* в 2014 г., *FMOLS* дает мощные параметры даже при небольшом размере выборки и преодолевает проблемы эндогенности, автокорреляции, пропущенного смещения переменных, ошибок измерения и учитывает неоднородность параметров в долгосрочной перспективе [125].

Рассмотрим модель [124]:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta X'_{i,t} + u_{i,t}, \quad (1.58)$$

где $i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$; $Y_{i,t}$ - матрица размерности $(1,1)$, состоящая из k векторов; α_i - фиксированные эффекты; $u_{i,t}$ - стационарный член; $X_{i,t} = X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ и X является интегрированным процессом порядка 1. Оценка методом *FMOLS* дается по формуле:

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \bar{X}_i)(X_{i,t} - \bar{X}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \bar{X}_i) \hat{Y}_{i,t}^+ - T \hat{\Delta}_{\varepsilon,u}^+ \right) \right], \quad (1.59)$$

где $\hat{Y}_{i,t}^+$ - переменная, обозначающая исправление проблем с эндогенностью и $\hat{\Delta}_{\varepsilon,u}^+$ - переменная, обозначающая исправление автокорреляции.

В 2000 г. Педрони показал, что оценки *FMOLS* соответствуют стандартному нормальному закону [126]. Долгосрочные коэффициенты *FMOLS* для группы панелей получаются путем усреднения оценок:

$$\hat{\beta}_{MG}^{FMOLS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (1.60)$$

Соответствующая t -статистика асимптотически сходится к стандартному нормальному распределению:

$$t_{MG}^{FMOLS} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_i \rightarrow N(0, 1) \quad (1.61)$$

Группированные коэффициенты *FMOLS* рассчитаются двумя различными способами: взвешенными и невзвешенными. В первом случае каждая группа взвешивается по компонентам долгосрочной ковариации групповых остатков и объясняющим переменным в первичных разностях [126].

Преимущество анализа панельных данных заключается не только в том, что он позволяет изучать динамику переменной во времени и между несколькими объектами, но также позволяет увеличивать количество наблюдений без увеличения количества лет в базе данных. Из-за этого панельные тесты более эффективны, чем тесты по временным рядам. В панельных данных часто используются коинтеграционные тесты и оценка долгосрочных отношений [124]. Коинтеграционный анализ играет большую роль в нестационарной эконометрике панельных данных; тест Педрони является глобальным тестом, состоящий из 7

различных статистических характеристик, которые позволяют лучше понять, как объединяются переменные. Оценка долгосрочных отношений между коинтегрированными переменными может быть произведена несколькими методами, наиболее часто используемым из которых является *FMOLS*.

Выводы по главе 1.

1) Индексы потребительских цен являются результатом статистического исследования и в целом методологии построения индекса потребительских цен одинаковы по сути в разных странах ЭКОВАС.

2) Выбор расчетной формулы индекса потребительских цен осуществляется по аксиоматическим и экономическим критериям. Аксиоматическими критериями являются: критерий инвариантности к изменениям единиц измерения (критерий соизмеримости); критерий обратимости во времени; критерий транзитивности; критерий пропорциональности. Помимо аксиоматических критериев, выбор индексов также основан на экономических подходах. Здесь речь идет об учете экономической теории, в частности теории предпочтения экономических агентов [1].

3) Статистические инструменты особенно тесты на стационарность и методы исследования коинтеграции, могут применяться в исследованиях с целью моделирования инфляции и проверки гипотезы паритета покупательной способности. Эволюция тестов на стационарность и тестов на коинтеграцию панельных данных предполагает адаптацию их использования.

4) Существуют два поколения тестов на стационарность в анализе панельных данных. Большая разница между двумя поколениями тестов заключается в том, что некоторые из них основаны на гипотезе зависимости между объектами, а другие - на гипотезе независимости. Чтобы выбрать подходящий тест, необходимо применить тест на зависимость *Tests of cross-sectional dependence*.

5) В качестве статистического инструмента коинтеграционный анализ используется для моделирования нестационарных процессов с целью оценки долгосрочных взаимосвязей и составления прогнозов. Для анализа панельных данных применяется тест Педрони. Его преимущество заключается в том, что тест

состоит из разных тестов, каждый из которых служит для проверки гипотезы коинтеграции в определенном аспекте панели.

6) Оценки методом *FMOLS* являются мощными и учитывают проблемы эндогенности и автокорреляции остатков, в чем состоит их преимущество перед традиционными методами.

7) Следующие гипотезы могут возникнуть на основании этой главы:

— индекс потребительских цен ЭКОВАС не полностью отражает общий рост цен;

— существуют альтернативные методологии измерения инфляции в ЭКОВАС;

— методом кластеризации можно проверить выполнение закона покупательной способности в ЭКОВАС;

— методом *FMOLS* можно определить импортный характер инфляции в странах сообщества ЭКОВАС;

— непараметрический метод является способом исследования коинтеграции между индексами стран ЭКОВАС.

Проверка этих гипотез рассматривается в последующих главах исследования.

2. ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИНДЕКСОВ ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ЭКОВАС

2.1 Статистический анализ введения единой валюты в ЭКОВАС

Проведения статистического исследования инфляции предполагает проверку различных статистических свойств динамики общего индекса цен как показателя, отражающего общую ценовую тенденцию.

Борьба с ростом цен и создание общей валютной зоны являются основными задачами экономического сообщества западноафриканских государств. С момента своего создания в 1975 г. ЭКОВАС предприняла значительные усилия по обеспечению экономической, денежно-кредитной и политической интеграции стран-членов. Валютная интеграция в ЭКОВАС должна пройти по двум основным субрегионам, а именно восемью странами западноафриканского экономического и валютного союза (ЗАЭВС) и шестью странами-основателями западноафриканской валютной зоны (ЗМАО), а также Кабо-Верде. В соответствии с подходом и графиком, который несколько раз изменялся в течение десятилетия, планируется в 2027 г. создать единую валюту для стран-членов ЭКОВАС, которая будет соответствовать основным критериям пакта о конвергенции и макроэкономической стабильности. Основными критериями создания единой валюты являются: уровень инфляции ниже 5% во всех странах, дефицит бюджета, ограниченный - 3%, и внешний долг менее 70% ВВП для всех стран ЭКОВАС [127]. Неспособность создать единую валюту, начиная с 1980 года, в основном объясняется несоблюдением этих критериев. Последний провал в создании единой валюты произошел в январе 2022 г., когда государства члены ЭКОВАС признали, что состояние макроэкономической конвергенции ЭКОВАС серьезно ухудшилось в 2020 году из-за усилий в борьбе с пандемией *covid*, с терроризмом и из-за политики стимулирования экономики [2]. Во многих странах в 2020 г. наблюдалось ухудшение экономики, включая Нигерию, которая является ведущей экономикой Западной Африки, доля которой составляет 70% ВВП сообщества ЭКОВАС.

Индекс инфляции в Нигерии в 2020 г. составил более 15%. Поэтому в целях эффективного создания единой валюты ЭКОВАС к 2027 г. важно оценить состояние критериев макроэкономической конвергенции стран-членов. В связи с этим, во-первых, проведен сравнительный статистический анализ инфляционных процессов в странах ЗАЭС и во всех странах ЭКОВАС, не входящих в ЗАЭС (НЗАЭС). Во-вторых, проведено исследование с помощью метода главных компонент по оценке тех макроэкономических переменных, которые коррелируют с уровнем инфляции. Затем был применен кластерный анализ для выявления групп стран ЭКОВАС и оценки критериев для внедрения единой валюты.

1. Статистические свойства индекса потребительских цен ЭКОВАС

Одной из проблем, которая возникает при анализе инфляционных процессов в ЭКОВАС, является отсутствие базы данных ЭКОВАС. Доступными являются ежегодные данные Всемирного банка. Ежемесячные данные индекса потребительских цен стран ЭКОВАС доступны на нескольких платформах, включая *The Global Economy* (<https://www.theglobaleconomy.com/download-data.php>), но следует отметить сложность поиска данных, касающихся индекса потребительских цен индивидуального потребления. Анализ индекса потребительских цен требует изучения динамики различных индексов потребительских цен индивидуального потребления. Страны ЭКОВАС публикуют данные об инфляции в ежемесячных отчетах, что затрудняет доступ к данным, представленным динамическими рядами. Сбор данных для инфляционного анализа требует изучения ежемесячных отчетов за каждый месяц по всем странам ЭКОВАС. Экономическим агентам было бы проще информировать и сравнивать эволюцию общего уровня цен в разных странах ЭКОВАС, если бы данные по всем странам-членам существовали на одной платформе. Необходимо адаптировать представления макроэкономических показателей, в частности данных об инфляции, к технологическим изменениям.

Индекс цен ЭКОВАС рассчитывается на основе среднего арифметического индексов потребительских цен стран-членов. Декомпозиция индекса потребительских цен ЭКОВАС представлена на рисунке 2.1.

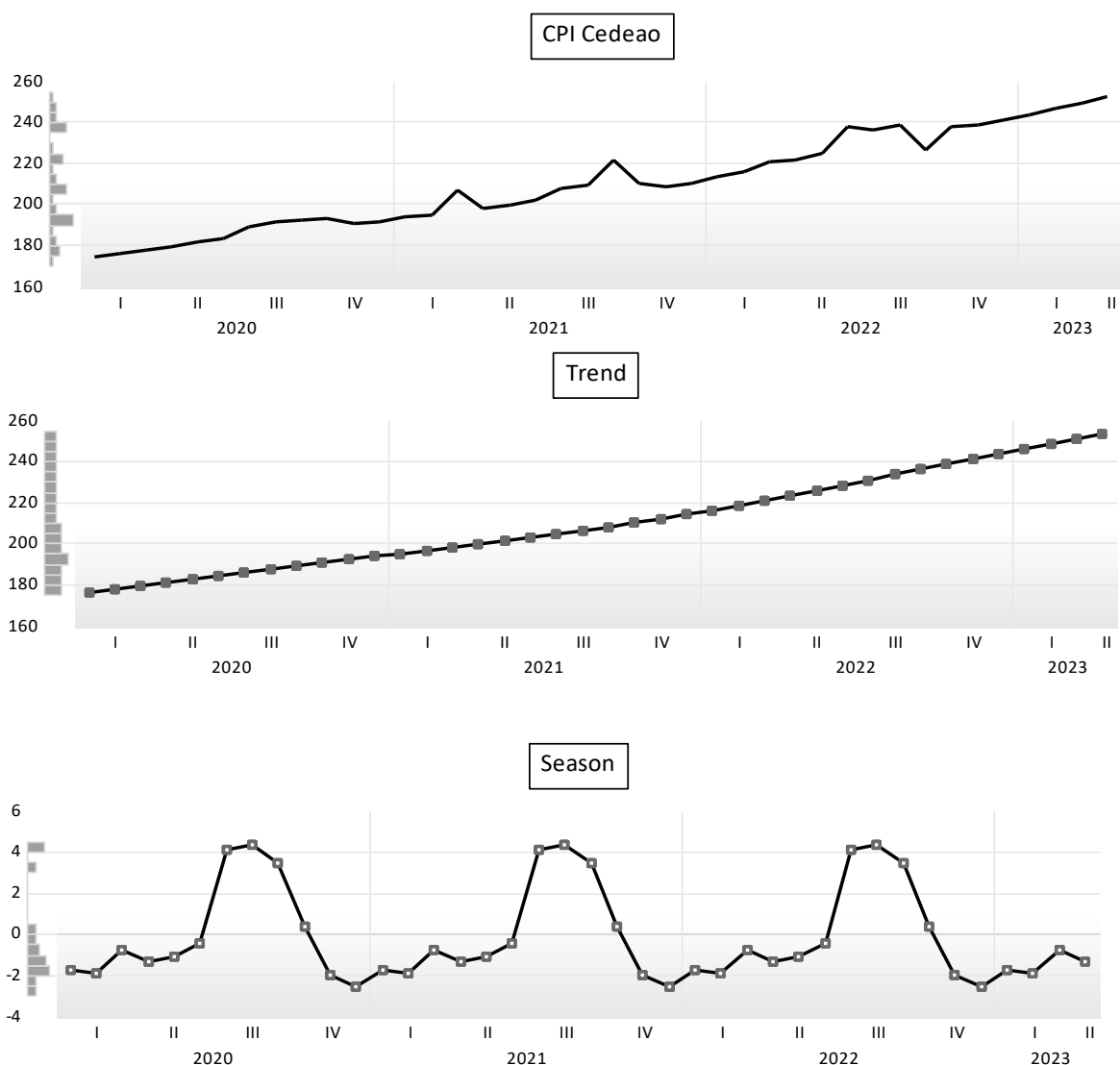


Рисунок 2.1 - Декомпозиция динамики поквартального индекса потребительских цен ЭКОВАС, 2020-2023 гг.

На индекс цен ЭКОВАС влияют восходящая тенденция и сезонные явления (рисунок 2.1). Среднее значение ИПЦ ЭКОВАС за период исследования составило 210,25. Максимальное значение равно 252,55. Стандартное отклонение оценивается в 22,84 — это значение ниже среднего. Коэффициент асимметрии *Skeness* положительный и равен 0,20 что указывает на правостороннюю асимметрию. Коэффициент эксцесса, который позволяет оценить преобладание экстремальных колебаний компонентов общего индекса цен, имеет значение 1,81. На рисунке 2.2 показана динамика среднемесячного индекса потребительских цен и стандартного отклонения в ЭКОВАС.



Рисунок 2.2 - Среднее значение и стандартное отклонение индекса потребительских цен ЭКОВАС, 2020-2023 гг.

Динамика среднего значения и стандартного отклонения, представленная на рисунке 2.2, указывает на два основных факта:

- периоды с января по май и с октября по ноябрь характеризуются средними значениями, ниже стандартного отклонения;
- период с августа по октябрь, характеризуется стандартным отклонением значительно выше среднего.

Особое внимание заслуживает второй период (с августа по октябрь), поскольку он соответствует выводам (рисунок 2.1). В период с августа по сентябрь на ИПЦ ЭКОВАС влияют сезонные эффекты, характеризующиеся большим разбросом вокруг среднего значения.

Статистический анализ позволяет сделать вывод, что уровень инфляции, основанный на простом среднем значении индекса стран ЭКОВАС не является, с аналитической точки зрения, эффективным показателем, выявляющим тенденцию инфляции.

2. Сравнительный статистический анализ инфляционных процессов в странах ЗАЭС и НЗАЭС.

Динамика инфляции в странах ЗАЭС и в странах, не входящих в ЗАЭС, представлена на рисунке 2.3.

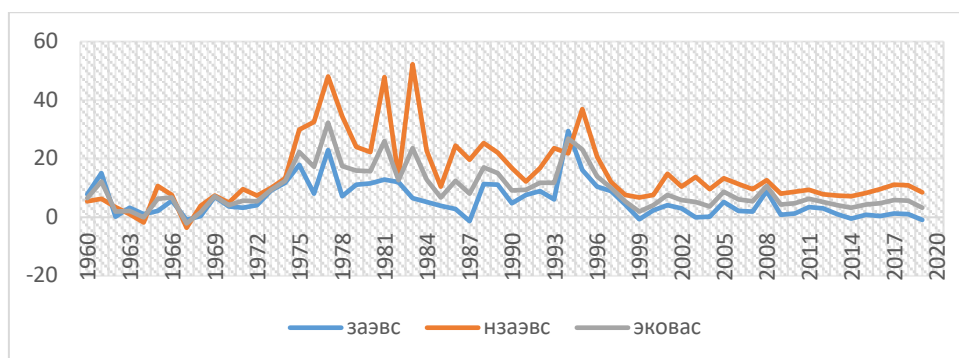


Рисунок 2.3 - Темпы прироста инфляции, ИПЦ, измеряемые в ЭКОВАС, ЗАЭВС и странах, не входящих в ЗАЭВС (НЗАЭВС), 1960–2020 гг., %

Источник: рассчитано автором

Визуальный анализ динамики (рисунок 2.3) показал, что в странах, не входящих в ЗАЭВС (НЗАЭВС), инфляция выше, чем в странах ЗАЭВС. Однако, реакция инфляции, выраженная темпом роста в странах ЗАЭВС и странах НЗАЭВС на различные потрясения пропорциональна. *U*-критерий Манна-Уитни позволяет сравнивать два независимых объекта. Гипотезы теста таковы:

$$\begin{cases} H_0: u_1 = u_2 \\ H_1: u_1 \neq u_2, \end{cases}$$

где u_1 и u_2 - показатели двух независимых выборок.

Результат теста *U*-критерия Манна-Уитни, проведенного по средней инфляции в период 1960–2019 гг., представлен в таблице 2.1. Вероятность *p-value* теста больше 5%, поэтому мы не можем отклонить нулевую гипотезу. Распределение инфляции одинаково как в странах ЗАЭВС, так и в странах НЗАЭВС.

Таблица 2.1 - Применение *U*-критерия Манна-Уитни для оценки динамики инфляции в странах ЗАЭВС и НЗАЭВС

Показатель	Значение
<i>W</i>	12,000
<i>p-value</i>	0,072

Источник: рассчитано автором

Одним из политических факторов, способных повлиять на инфляцию в ЭКОВАС, является проект валютного союза ЭКОВАС, состоящего из стран

ЗАЭВС и стран НЗАЭВС. В странах ЗАЭВС уже есть общая валюта, называемая *FCFA(XOF)*, а каждая страна НЗАЭВС имеет свою валюту. Несмотря на различия валют, распределение инфляции можно считать одинаковым для обоих союзов. Любой экономический шок, например, такой как нефтяной кризис, будет статически одинаково влиять на инфляцию двух рассматриваемых групп стран ЭКОВАС. Существенным отличием для ЗАЭВС и НЗАЭВС является тот факт, что инфляция в странах ЗАЭВС ведет к тенденции снижения инфляции в ЭКОВАС, в то время как инфляция в НЗАЭВС приводит к тенденции ее роста. ЗАЭВС была образована в 1994 г. из восьми стран ЭКОВАС, которые решили ввести единую валюту *FCFA*. Средняя инфляция по периодам до и после 1994 г. показана в таблице 2.2.

Таблица 2.2 - Уровень инфляции до и после создания ЗАЭВС в странах ЗАЭВС, 1960-2020 гг., %

Период	Бенин	Буркина-Фасо	Кот-д'Ивуар	Гвинея-Бисау	Мали	Нигер	Сенегал	Того
1960-1994 гг.	19,48	5,67	7,31	52,07	3,16	5,96	7,45	6,80
1994-2020 гг.	2,95	2,30	2,75	7,88	2,34	2,35	11,83	3,00

Источник: рассчитано автором

Оценка влияния политики единой валюты на инфляцию в странах ЗАЭВС была проведена по средним показателям инфляции с помощью знакового теста по периодам: 1960–1994 гг.; 1994–2020 гг.

Знаковый тест используется для сравнения показателей двух пар наблюдений, то есть до и после процесса, или явления. Гипотезы теста, следующие:

$$\begin{cases} H_0: u_1 = u_2 \\ H_1: u_1 > u_2. \end{cases}$$

Результаты приведены в таблице 2.3.

Таблица 2.3 - Знаковый тест динамики инфляции в странах ЗАЭВС

Показатель	Значение
S_+	8
S_-	0
<i>p-value</i>	0,004

Источник: рассчитано автором

Вероятность составила менее 5%, поэтому мы отвергли нулевую гипотезу, следовательно, инфляция в странах ЗАЭВС в период после создания Союза ниже, чем за годы до его создания.

Особенностью стран-членов ЗАЭВС является то, что у них есть общая валюта и одна и та же методология расчета ИПЦ. Цели экономической и денежно-кредитной политики идентичны и координируются одним центральным банком. Возникает вопрос - имеют ли страны ЗАЭВС более низкий уровень инфляции, чем другие страны ЭКОВАС, в результате использования единой валюты странами ЗАЭВС?

Создание ЗАЭВС и использование единой валюты оказалось статистически значимым и способствующим снижению инфляции в странах ЗАЭВС. Поскольку страны ЗАЭВС и страны, не входящие в ЗАЭВС, имеют одинаковое распределение инфляции, использование единой валюты в ЭКОВАС может существенно снизить уровень инфляции в сообществе. Проект единой валюты заключается в создании валюты, которая будет использоваться во всех странах ЭКОВАС. Единая валюта обеспечивает полную свободу передвижения товаров и услуг по всему сообществу. Это позволит ввести общий обменный режим с иностранными валютами и разработать идентичную и согласованную методологию расчета экономических и валютных агрегатов, включая ИПЦ. По мнению Панафриканского учреждения, создание единой валюты поможет странам-членам поддерживать друг друга и лучше достигать своих общих и индивидуальных целей [128]. Единая валюта также укрепит каналы проведения денежно-кредитной политики в странах.

3. Выявление макроэкономических переменных, коррелирующих с уровнем инфляции в ЭКОВАС.

Анализ главных компонент (*PCA*) является статистическим инструментом, который позволяет представить переменные в новом пространстве и определить одну или несколько независимых осей, наилучшего распределения данных [129]. Анализ главных компонент, применен для оценки линейных взаимосвязей между инфляцией и экономическими, денежными и бюджетными переменными в ЭКОВАС такими как: уровень безработицы, цены на нефть, инфляция в США и

ЕС, национальный бюджет, ставка банковского процента, импорт, экспорт, денежная масса, ВВП, производство зерна, налог.

Применение метода главных компонент позволило нам определить переменные, которые коррелируют с инфляцией. Собственные значения первых двух основных векторов, выделенных в результате анализа основных компонент, представлено в таблице 2.4.

Таблица 2.4 - Выбранные оси для анализа основных компонент

Ось	Собственное значение	Дисперсия, %	Совокупная дисперсия
Ось1	10,3	64,53	64,53
Ось2	29,9	18,70	83,23

Источник: рассчитано автором

Из таблицы 2.4 следует, что все собственные значения больше 1. Поскольку мы стандартизировали исходные данные, то это указывает на то, что соответствующие основные компоненты представляют большую дисперсию по сравнению с дисперсией одной исходной переменной. Доля дисперсии, объясняемая первой главной компонентой, составила 64,53% совокупной, а второй- 18,70%. Общая дисперсия, объясняемая первыми двумя компонентами, равна 83,23%. Корреляции между переменными показаны на рисунке 2.4.

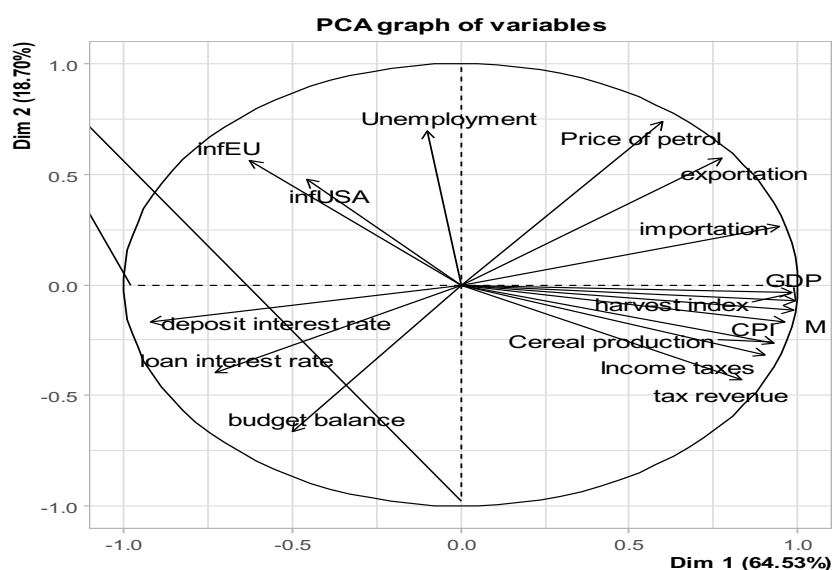


Рисунок 2.4 - Круг корреляции макроэкономических переменных, за период 2000 - 2020 гг.

Источник: рассчитано автором

Круг корреляции показывает графическое представление векторов переменных в плоскости, образованной обеими осями (главными компонентами).

Анализ корреляционного круга показывает, что существует:

— сильная положительная корреляция между инфляцией ЭКОВАС (*CPI*) и валовым внутренним продуктом (*GDP*), денежной массой в обращении (*M*), налогом на прибыль (*income taxes*) и налоговыми поступлениями (*tax revenue*) и индексом урожая (*harvest index*) в сообществе;

— положительная корреляция между инфляцией (*CPI*) и импортом (*importation*), экспортом (*exportation*) и ценой за баррель нефти (*Price of petrol*).

4. Классификация стран ЭКОВАС по критерию конвергенции.

Кластеризация предполагает разбиение наблюдаемой совокупности на однородные группы (кластеры) или объединение многомерных данных в группы (или кластеры) [5]. Одним из методов анализа дифференциации объектов является кластерный анализ. Преимущество кластерного анализа заключается в том, что он позволяет проводить группировку не по одному признаку, а по большому набору различных характеристик.

В представленном исследовании был использован метод иерархической восходящей классификации (*CAH - Hierarchical Ascending Classification*).

Кластерный анализ проведен по следующим показателям за период 2000 - 2020 гг.:

— уровень инфляции (%);

— бюджетный баланс (миллиардах долларах США);

— внешний долг (миллиардах долларов США);

— диверсификация экономики, измеряемая долей первичного сектора в ВВП (%);

— экономическая открытость, измеряемая как отношение уровня экспорта каждой страны к ее ВВП (%);

— интенсивность региональной торговли (%), которая оценивается путем расчета годового отношения суммы экспорта и импорта страны в рамках ЭКОВАС к сумме всего экспорта и импорта этой страны;

— валовой внутренний продукт (в долларах США).

Классификация стран ЭКОВАС необходима для определения однородных групп по критерию конвергенции, с целью выявить страны, имеющие условия для создания единой валюты. На основе кластерного анализа были выявлены однородные группы из стран ЭКОВАС, которые представлены на рисунке 2.5.

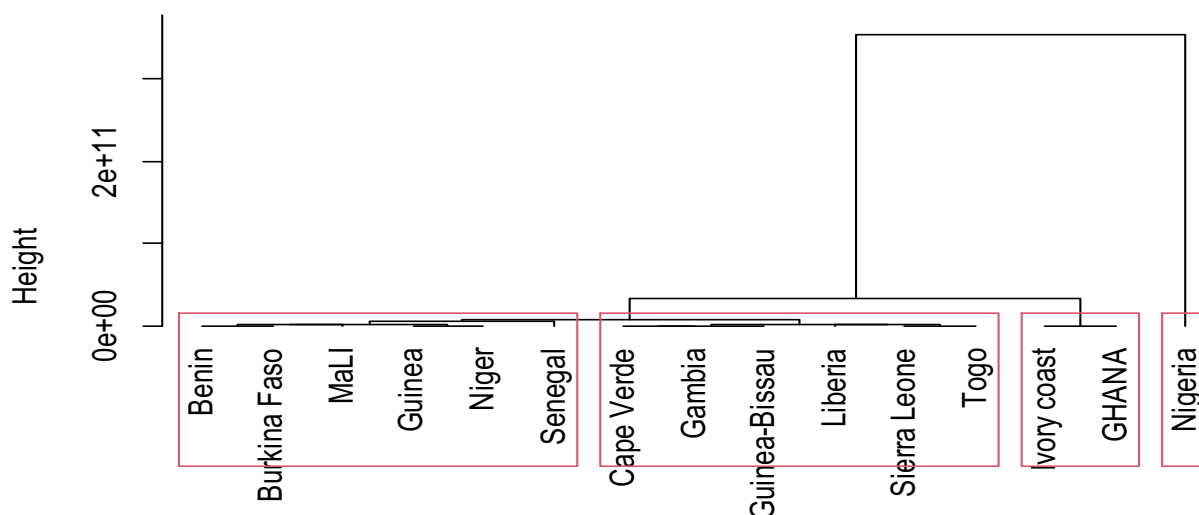


Рисунок 2.5 - Дендрограмма для стран ЭКОВАС

Источник: рассчитано автором

Анализ дендрограммы показал, что страны ЭКОВАС могут быть сгруппированы в 4 кластера:

- С1: Бенин, Буркина-фасе, Мали, Гвинея, Нигер и Сенегал;
- С2: Кабо-Верде, Гамбия, Гвинея-Бисау, Либерия, Сьерра-Леоне и Того;
- С3: Кот-д'Ивуар и Гана;
- С4: Нигерия.

По каждому кластеру были определены средние значения признаков, положенных в основание кластерного анализа. В таблице 2.5 показаны характеристики кластеров.

Таблица 2.5 - Средние значения экономических показателей для каждого кластера за период 2000 - 2020 гг.

Группа	C1	C2	C3	C4
Диверсификация экономики (%)	25,8	35,3	22,2	24,3
Экономическая открытость (%)	22,1	25,0	28,0	16,0
Доля общинных обменов (%)	2,8	0,9	11,0	55,0
ВВП (доллары США)	158 904757,0	55 021318,0	1101 608725,0	4032 598732,0
Внешний долг (миллиардах долларов США)	10,3	22,1	38,5	365,2
Инфляция (%)	4,1	5,1	9,3	12,1
Бюджетный баланс (миллиардах долларов США)	-6,8	-10,7	-3,4	4,8

Источник: рассчитано автором

Выполненный анализ показал, что:

- кластер C4, содержащий только Нигерию, характеризуется самым высоким ВВП, инфляцией, внешним долгом, интенсивностью региональной торговли, и самой низкой экономической открытостью;
- кластер C3 характеризуется самой высокой экономической открытостью, включает самые экономически открытые страны;
- кластер C2 имеет самый низкий внешний долг, бюджетный баланс, и интенсивность региональной торговли, и самую высокую экономическую диверсификацию;
- кластер C1 характеризуется самым низким ВВП и инфляцией.

Создание единой валюты требует координации действий в соответствующих странах по улучшению экономики для хорошей поддержки валюты. Одним из основных критериев конвергенции при создании единой валюты ЭКОВАС является инфляция. Как уже отмечалось, уровень инфляции в каждой стране не должен превышать установленный порог в 5 %. Анализ показал, что в большинстве стран уровень инфляции превышает 5 %. Нигерия и страны в кластере 2 и 3 имеют очень высокий уровень инфляции. Для создания оптимальной валютной зоны важно, чтобы все страны-члены могли проводить экономическую политику для снижения уровня инфляции [130].

Баланс бюджета является еще одним важным критерием макроэкономической конвергенции ЭКОВАС, в валютном союзе он остается единственным рычагом экономической политики. Страны с избыточным бюджетным балансом, как правило, способствуют созданию единой валюты. В большинстве стран ЭКОВАС доходы государства ниже их годовых расходов, что не способствует созданию единой валюты.

Третьим критерием макроэкономической конвергенции ЭКОВАС является обслуживание внешнего долга. Страны с высоким уровнем обслуживания внешнего долга не выступают за создание валютного союза, такие страны как Кабо-Верде, Гамбия, Гвинея-Бисау, Либерия, Сьерра-Леоне и Того, являются странами, способствующими созданию общей валютной зоны. Остальные страны, особенно Нигерия, имеют очень высокий внешний долг. Важно, чтобы они сократили свой долг для создания общей оптимальной валютной зоны.

Критерий Кенена (1969 г.) гласит, что экономики с низкой диверсификацией более чувствительны к асимметричным потрясениям, что делает их вступление в валютный союз очень дорогостоящим [131]. Когда доля первичного сектора велика, волатильность обменных курсов приведет к нестабильности экспортных поступлений, что сделает более дорогостоящим гибкий валютный режим. Экономика стран кластера С2 имеет очень низкую диверсификацию, в основном она состоит из сельского хозяйства, животноводства, рыболовства. Необходимо, чтобы страны кластера С2 инвестировали в промышленную деятельность.

Одним из последствий использования единой валюты является потеря инструмента обменного курса в качестве инструмента стабилизации. Согласно критерию, *McKinnon* 17 (1963), страны с большой экономической открытостью способствуют созданию единой валюты [134]. Такие страны, как Кот-д'Ивуар и Гана, имеют очень открытую экономику. Поэтому важно, чтобы и остальные страны разрабатывали политику открытости экономики.

Страны с высокой интенсивностью региональной торговли способствуют созданию оптимального валютного союза, особенно из-за низких транзакционных издержек [135]. Высокая интенсивность региональной торговли отражает

значительные региональные обмены и потенциальные выгоды от присоединения к валютному союзу. Согласно кластерному анализу, Нигерия имеет очень высокую интенсивность регионального обмена, который занимает 55% всего обмена в сообществе.

Валовой внутренний продукт, является основным показателем измерения экономики и отражает все ее потенциальные возможности. Страны с очень высоким ВВП, как правило, способствуют созданию единой валюты. Нигерия является страной ЭКОВАС с очень высоким ВВП. Экономический потенциал Нигерии будет гораздо больше поддерживаться общей валютой, чем потенциалы других стран ЭКОВАС. Такие страны, как Бенин, Буркина-фасе, Мали, Гвинея, Нигер и Сенегал имеют самый низкий ВВП, что свидетельствует о низком экономическом вкладе в общую валюту.

Выполненный анализ подчеркивает необходимость учета опыта стран еврозоны. Зона евро состоит из тех государств - членов Европейского союза (ЕС), которые приняли евро в качестве своей единой валюты. В настоящее время в зону евро входят 20 государств-членов. Переход на Евро был оправдан экономическими и политическими причинами: борьбой с валютными издержками, повышением конкурентоспособности компаний, противодействием могуществу доллара [180].

С самого начала Евро упростил жизнь миллионам граждан и предприятий в поездках и ведении бизнеса по всей Европе. 95 % французских компаний устанавливают свои экспортные цены в евро. Ранее необходимость обмена иностранной валюты влекла за собой дополнительные затраты и риски при трансграничных транзакциях. С момента введения евро инфляция (ежегодный рост цен) в Европе и Франции снизилась. До введения евро инфляция во Франции могла достигать высоких уровней, более чем 10 % в 1980-х годах. Со времен Евро рост цен почти никогда не превышал 2% в год [181].

С момента введения евро процентные ставки значительно снизились, что привело к снижению стоимости заимствований для всех участников: государства, предприятий, домашних хозяйств. Таким образом, процентная ставка по кредитам физическим лицам увеличилась с 5,6% в декабре 1998 года до 1,5% в декабре 2018

года. По сравнению с предыдущим периодом обращения франка. Государство ежегодно экономит не менее 35 миллиардов евро [180]. Но Еврозона не выполнила всех своих обещаний в области экономической и финансовой интеграции. Исследование Европейского центрального банка (ЕЦБ) оценивает увеличение объема торговли внутри еврозоны, вызванное введением единой валюты, в 5%, что относительно мало по сравнению с ожиданиями. Фактически, торговые барьеры, такие как языковые или юридические различия, остаются высокими даже в еврозоне. По оценкам того же исследования, два европейских региона обмениваются товарами друг с другом в 6 раз меньше, если они не расположены в одной стране [183].

В 2017 году 36% международных платежей были произведены в евро. Для сравнения, на долю доллара США приходится около 40% общего объема платежей. Часто можно обнаружить, что уровни инфляции в еврозоне различаются в разных странах. Значение ИПЦ стран ЕС за 2023 год показаны на рисунке 2.6.

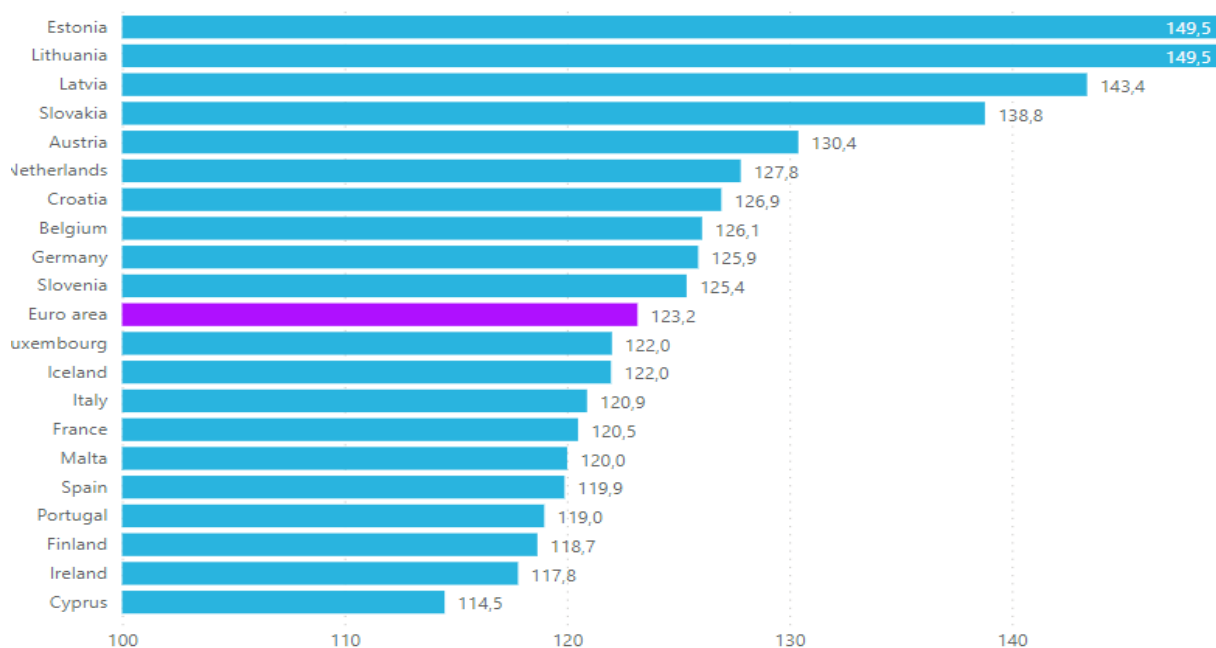


Рисунок 2.6 - Значение ИПЦ стран ЕС, 2023 год

Источник: рассчитано автором

Анализ рисунка 2.6 показывает, что государства-члены еврозоны имеют разные уровни инфляции. В рамках своей денежно-кредитной политики Европейский Центральный банк ставит своей основной целью поддержание уровня

инфляции в еврозоне на уровне 2% в среднесрочной перспективе. Однако это не означает, что в каждом из его государств-членов уровень инфляции равен 2 %.

Анализ введения единой валюты в ЭКОВАС с использованием статистических методов показал, что цены в ЭКОВАС имеют тенденцию к росту и сезонный эффект что говорит о постоянстве инфляционных явлений в сообществе и необходимости поиска альтернативных показателей инфляции. Инфляция, измеряемая индексом потребительских цен, коррелирует не только с показателями экономических, политических и валютных факторов ЭКОВАС, но и с факторами внешней политики. Таким образом, инфляционные процессы носят структурный характер, и эффективная борьба с инфляцией в сообществе требует координации экономической, денежно-кредитной и внешней политики. Результаты непараметрических тестов (*U*-критерия Манна-Уитни и знакового теста) показывают, что введение единой валюты в ЭКОВАС может значительно снизить уровень инфляции в Западной Африке, как это происходило в странах ЗАЭС. Эти непараметрические тесты используются для сравнения показателей в разных распределениях [132]. Поскольку число стран ЭКОВАС невелико, параметрические тесты не подходят для нашего исследования, а преимуществом непараметрических тестов как раз является то, что их можно использовать для небольшого числа наблюдений. Координация экономической и денежно-кредитной политики, полная экономическая и денежно-кредитная интеграция могут облегчить движение товаров и услуг в сообществе и, следовательно, снизить уровень инфляции, но создание этой единой валюты зависит от однородности денежно-кредитной экономической зоны. Однако пока что условия реализации однородной валютной зоны не выполняются. Не все страны-члены соблюдают критерии конвергенции, необходимые при создании единой валюты. Поэтому важно, чтобы страны ЭКОВАС приняли экономическую политику, направленную на значительное снижение инфляции, сокращение внешнего долга и принятие политики открытости и экономической интеграции, чтобы создание единой валюты было успешным к 2027 г.

2.2 Проверка гипотезы теории паритета покупательной способности в ЭКОВАС

Закон единой цены является экономической концепцией, которая гласит, что цена идентичного товара будет иметь одинаковую цену, независимо от того, где товар находится, при учете определенных факторов. В данной работе, гипотеза закона единой цены проверена для Бенина, ЗАЭС и ЭКОВАС тремя разными методами.

1. Закон единой цены в границах одной страны: на примере Бенина

Проверка закона единой цены в регионах Бенина проведена на основе применения тестов на наличия единичного корня, таких как, тест на единичный корень в неоднородных панелях (*Hadri test*) и тест на стационарность, подходящий для данных панелей, имеющих зависимость между субъектами (*Bai and Ng test*). Оптимальный выбор того, какой тест использовать для каждой переменной, осуществлен с помощью теста Песарана на перекрестную зависимость (*Tests of cross-sectional dependence*). Проанализировано 28 товаров первой необходимости и наиболее потребляемых продуктов по категориям (Приложение). Цены на продукты были взяты из ежемесячных документов Национального института статистики и демографии Бенина, доступных на веб-сайте: www.inStaD.bj. Цены охватывают первое полугодие 2022 года и учитывают пять основных регионов страны.

Были проанализированы средние цены в регионах Бенина на товары первой необходимости. В таблице 2.6 содержатся средние цены на овощи.

Таблица 2.6 - Средние цены на овощи по регионам Бенина, первое полугодие 2022г., XOF

Товары (1 кг) или (1л)	<i>Bohicon</i>	<i>Cotonou</i>	<i>Lokossa</i>	<i>Natitingou</i>	<i>Parakou</i>	<i>Porto-Novo</i>	Итого
Мука из маниоки	266,00	377,16	330,33	474,16	432,83	391,68	378,69
Батат	502,33	512,50	540,50	267,50	477,00	452,50	458,72

Помидоры свежие	457,00	606	572,16	511,33	567,33	579,50	548,88
Свежий перец чили	766,50	871,83	773,16	940,16	656,00	839,33	807,83
Круглый свежий лук	328,00	316,16	301,83	415,83	343,00	450,16	359,16
Арахисовое масло	1241,66	1518,16	1277,50	1466,66	1426,33	1320,83	1375,19
Нерафинированное пальмовое масло	800,00	1118,50	805,00	1229,16	964,66	900,00	969,55
Итого	623,07	760,04	657,21	757,82	695,30	704,85	699,72

Источник: рассчитано автором

Анализ данных в таблице 2.6 показал, что овощи, зерновые и их производные относительно дороги в регионе *Cotonou*, а в регионе *Bohicon* они наиболее дешевые.

В таблице 2.7 представлены средние цены на зерновые и их производные.

Таблица 2.7 - Средние цены на зерновые и их производные по регионам Бенина, первое полугодие 2022 г., XOF

Товары	Bohicon	Cotonou	Lokossa	Natitingou	Parakou	Porto-Novo	Итого
Просо, 1кг	469,33	583,16	658,50	330,50	481,50	515,00	506,33
Кукуруза (1 кг)	216,66	291,33	317,33	216,33	247,50	294,16	263,88
Сахарная пудра рафинированная (1 кг)	562,33	658,16	531,33	542,83	654,83	631,00	596,74
Белая фасоль (1 кг)	658,33	799,66	752,16	605,50	799,00	639,83	709,08
Сорго (1 кг)	365,16	488,66	542,33	267,83	298,50	471,63	405,68
Местный рис (1 кг)	481,83	500,33	534,00	504,16	675,16	494,16	531,60
Импортный рис "Gino" (5 кг)	5569,50	5902,50	5628,50	6000,00	5561,00	5500,00	5693,58
Сгущенное молоко "Jago" (1 кг)	1276,16	1302,16	1279,33	1212,50	1275,00	1183,33	1254,74
Сгущенное молоко "кедровый орех" (1 кг)	1141,66	1206,33	1131,50	1112,50	1150,66	1183,33	1154,33
Пшеничная мука (1 кг)	575,00	600,66	503,66	542,50	545,88	581,33	558,17
Спагетти "Matanti" (0,5 кг)	479,16	520,83	443,33	464,66	545,83	494,83	491,44
Итого	1072,28	1168,52	1120,17	1072,66	1112,26	1089,87	1105,96

Источник: рассчитано автором

Данные таблицы 2.7 показывают, что почти все цены в *Natitingou* ниже, чем в среднем по Бенину. Наоборот, в *Cotonou* все цены выше средних по Бенину. Средние цены на энергоносители и нефтепродукты представлены в таблице 2.8.

Таблица 2.8 - Средние цены на энергоносители и нефтепродукты по регионам Бенина, первое полугодие 2022 г., XOF

Товары	<i>Bohicon</i>	<i>Cotonou</i>	<i>Lokossa</i>	<i>Natitingou</i>	<i>Parakou</i>	<i>Porto-Novo</i>	Итого
Нефть (1л)	871,30	951,33	648,00	700,00	744,60	816,66	788,64
Бензин (1л)	465,00	470,83	453,00	497,50	398,66	354,16	439,85
Бытовой газовый баллон (6 кг)	4382,50	4763,83	4406,66	4382,50	4570,16	4407,50	4485,52
Бытовой газовый баллон (12,5кг)	9131,33	9497,83	9138,66	9129,66	9185,16	9065,00	9191,27
Итого	3712,53	3920,95	3661,58	3677,41	3724,64	3660,83	3726,32

Источник: рассчитано автором

Средние цены на энергоносители и нефтепродукты, включая бензин, наиболее высокие в регионе *Cotonou*, а самые низкие в *Porto-Novo*. В *Bohicon*, город в центре Бенина, цены на нефтепродукты ниже, чем в среднем по стране, в то время как цены на газовые продукты выше, чем в среднем по Бенину (Таблица 2.8).

Для рыбы и мяса средние цены представлены в таблице 2.9.

Таблица 2.9 - Средние цены на рыбу и мясо по регионам Бенина, первое полугодие 2022 г., XOF

Товары	<i>Bohicon</i>	<i>Cotonou</i>	<i>Lokossa</i>	<i>Natitingou</i>	<i>Parakou</i>	<i>Porto-Novo</i>	Итого
Замороженная рыба клоповник (1 кг)	1269,50	1553,83	1513,66	1300,00	1400,00	1233,00	1378,33
Говядина (1 кг)	2455,50	3062,50	2638,83	1966,66	2479,16	2800,00	2567,10
Баранина (1 кг)	3000,00	3167,66	2638,83	2479,16	3000,00	2800,00	2372,44
Итого	2241,66	1644,33	2263,77	1915,27	2293,05	2277,66	2105,95

Источник: рассчитано автором

Данные таблицы 2.9 показывают, что цены на рыбу и мясо относительно других регионов дешевле в *Natitingou* и дороже в *Parakou*. Следует отметить также, что мясо говядины стоит дороже баранины.

В таблице 2.10, представлены средние цены на строительные инструменты.

Таблица 2.10 - Средние цены на строительные инструменты по регионам Бенина, первое полугодие 2022 г., XOF

Товары	<i>Bohicon</i>	<i>Cotonou</i>	<i>Lokossa</i>	<i>Natitingou</i>	<i>Parakou</i>	<i>Porto-Novo</i>	Итого
Цемент "NOCIBE" (1 тонна)	76902	77187	80111	91604	83666	77347	81136,57
Цемент " SCB Lafarge" (1 тонна)	7152	77645	80416	91604	82673	77041	69422,44
Железобетон (8 стержней) (1 тонна)	701250	728152	689930	746666	709122	722500	716270,33
Железобетон (10 стержней) (1 тонна)	701250	729486	689930	746666	709930	722500	716627,30
Итого	371638	403118	385097	419135	396348	399847	395864,15

Источник: рассчитано автором

Цены на строительные инструменты выше в *Natitingou* и ниже в *Lokossa* по сравнению с другими регионами Бенина. Результаты теста Песарана на перекрестную зависимость представлены в таблице 2.11.

Анализ результатов теста показал, что существует зависимость между регионами для определенных продуктов, а именно: просо, мука из маниоки, сорго, кукуруза, арахисовое масло, нерафинированное пальмовое масло, рис, рыба и мясо.

Таблица 2.11 -Тест Песарана (*Tests of cross-sectional dependence*)

Наименование товара	<i>P</i> -значение	Зависимость/ независимость
Просо, 1кг	0,000	Зависимость
Мука из маниоки (1 кг)	0,016	Зависимость
Сахарная пудра рафинированная (1 кг)	0,658	Независимость
Белая фасоль (1 кг)	0,191	Независимость
Сорго (1 кг)	0,001	Зависимость
Кукуруза (1 кг)	0,000	Зависимость
Батат (1 кг)	0,079	Независимость
Помидоры свежие (1 кг)	0,214	Независимость
Свежий перец чили (1 кг)	0,169	Независимость
Круглый свежий лук (1 кг)	0,094	Независимость
Арахисовое масло (1л)	0,004	Зависимость
Нерафинированное пальмовое масло (1л)	0,008	Зависимость
Нефть (1л)	0,091	Независимость
Бензин (1л)	0,094	Независимость
Бытовой газовый баллон (6 кг)	0,394	Независимость
Бытовой газовый баллон (12,5кг)	0,097	Независимость
Замороженная рыба клоповник (1 кг)	0,000	Зависимость

Говядина (1 кг)	0,003	Зависимость
Баранина (1 кг)	0,001	Зависимость
Местный рис (1 кг)	0,000	Зависимость
Импортный рис "Gino" (5 кг)	0,000	Зависимость
Сгущенное молоко "Jago" (1 кг)	0,164	Независимость
Сгущенное молоко "кедровый орех" (1 кг)	0,300	Независимость
Пшеничная мука (1 кг)	0,060	Независимость
Спагетти "Matanti" (0,5 кг)	0,097	Независимость
Цемент "NOCIBE" (1 тонна)	0,074	Независимость
Цемент "SCB Lafarge" (1 тонна)	0,085	Независимость
Железобетон (8 стержней) (1 тонна)	0,093	Независимость
Железобетон (10 стержней) (1 тонна)	0,100	Независимость

Источник: разработано автором

Результаты теста на стационарность (*Bai and Ng tests*), представлены в таблице 2.12 и показывают, что вероятность теста для продуктов, таких как мука из маниоки, нерафинированное пальмовое масло и баранина меньше 5%.

Поэтому нулевая гипотеза отвергается, а исследуемые временные ряды являются стационарными процессами. Следовательно, для трех продуктов выполняется закон единой цены в регионах Бенина.

Таблица 2.12 -Тест на стационарность (*Bai and Ng tests*)

Наименование товара	P-значение	Стационарность
Просо, 1кг	0,660	Нестационарный
Мука из маниоки (1 кг)	0,000	Стационарный
Сорго (1 кг)	0,924	Нестационарный
Кукуруза (1 кг)	0,936	Нестационарный
Арахисовое масло (1л)	0,325	Нестационарный
Нерафинированное пальмовое масло (1л)	0,046	Стационарный
Замороженная рыба клоповник (1 кг)	0,874	Нестационарный
Говядина (1 кг)	0,994	Нестационарный
Баранина (1 кг)	0,000	Стационарный
Местный рис (1 кг)	0,744	Нестационарный
Импортный рис "Gino" (5 кг)	0,494	Нестационарный

Источник: рассчитано автором

В таблице 2.12 представлен тест на стационарность переменных, имеющих независимость между регионами (*Hadri test*). Нулевая гипотеза этого теста гласит, что временные ряды стационарны. Вероятности всех исследованных временных рядов меньше 5%, значит, нулевая гипотеза отвергается с достоверностью 95%. Следовательно, временные ряды не являются стационарными. Значит, закон единой цены в регионах Бенина по этим товарам не выполняется.

Таблица 2.13 -Тест на стационарность (*Hadri test*)

Наименование товара	<i>P</i> -значение (5%)	Стационарность
Сахарная пудра рафинированная (1 кг)	0,002	Нестационарный
Белая фасоль (1 кг)	0,004	Нестационарный
Батат (1 кг)	0,000	Нестационарный
Помидоры свежие (1 кг)	0,004	Нестационарный
Свежий перец чили (1 кг)	0,008	Нестационарный
Круглый свежий лук (1 кг)	0,001	Нестационарный
Нефть (1л)	0,008	Нестационарный
Бензин (1л)	0,001	Нестационарный
Бытовой газовый баллон (6 кг)	0,001	Нестационарный
Бытовой газовый баллон (12,5кг)	0,007	Нестационарный
Сгущенное молоко "Jago" (1 кг)	0,000	Нестационарный
Сгущенное молоко "кедровый орех" (1кг)	0,016	Нестационарный
Пшеничная мука (1 кг)	0,036	Нестационарный
Спагетти "Matanti" (0,5 кг)	0,007	Нестационарный
Цемент "NOCIBE" (1 тонна)	0,000	Нестационарный
Цемент " SCB Lafarge" (1 тонна)	0,000	Нестационарный
Железобетон (8 стержней) (1 тонна)	0,025	Нестационарный
Железобетон (10стержней) (1 тонна)	0,018	Нестационарный

Источник: рассчитано автором

Закон единой цены в регионах Бенина выполняется только для 3 из 28 рассмотренных продуктов, что составляет 10,71%. К этим продуктам относятся - мука из маниоки, нерафинированное пальмовое масло и баранина. Таким образом, арбитражный механизм на рынках Бенина неэффективен. Это можно объяснить нарушением основных допущений закона единой цены. При торговле товарами или любым другим физическим товаром необходимо учитывать стоимость их транспортировки, что приводит к разным ценам в разных регионах. Если разница в транспортных расходах не учитывает разницу в ценах на продукцию между регионами, то это может быть признаком дефицита или избытка в конкретном регионе [136]. Например, регион *Porto-novo* находится ближе всего к Нигерии, которая является основным поставщиком энергоносителей в Бенин. Цены на эти продукты в *Porto-novo* ниже, чем в других регионах. Аналогичным образом, операционные издержки могут приводить к изменению цен в зависимости от рынков и географических регионов. Когда транзакционные издержки, такие как затраты на поиск подходящего коммерческого партнера или затраты на ведение переговоров или затраты на поиск продавца - выше, то и цена товара там, как правило, будет выше, чем на других рынках с более низкими транзакционными

издержками [137]. Так обстоит дело в регионе *Natitingou*, где в среднем цена мяса выше по сравнению с другими регионами Бенина. Действительно, основным видом деятельности в районе *Natitingou* является животноводство. Согласно статистике Министерства сельского хозяйства, животноводства и рыболовства, *Natitingou* обеспечивает 84% от общего объема производства мяса в Бенине [138]. Кроме того, юридические препятствия для торговли, такие как таможенные пошлины, торговые ограничения, могут привести к постоянным расхождениям в ценах, а не к единой цене [137]. Правительство Бенина находится в самом центре процесса децентрализации, дающего право каждому региону устанавливать свои таможенные и торговые тарифы. Этим можно объяснить разницу в ценах между регионами. Наконец, рыночная структура также может привести к невыполнению закона единой цены. Поскольку количество покупателей и продавцов (и способность покупателей и продавцов выходить на рынок) может варьироваться от рынка к рынку, концентрация рынка и способность покупателей и продавцов устанавливать цены также может варьироваться.

2. Закон единой цены в ЗАЭС

Индексы индивидуальных потребительских цен измеряют изменение цен на товары и услуги, сгруппированные по функциям согласно международной Классификации индивидуального потребления по целям (КИПЦ). Они являются базовыми индексами, которые агрегируются с весовыми коэффициентами для расчета индекса потребительских цен (ИПЦ) и отражают потерю покупательной способности соответствующих товаров и услуг [140].

Кластерный анализ индексов потребительских цен индивидуального потребления по целям позволил в Союзе выявить характеристики однородных групп с учетом индивидуальных цен на потребление в странах-членах ЗАЭС. Это также позволяет определить страны с одинаковым уровнем бедности в зависимости от стоимости жизни. Результаты кластеризации представлены на рисунке 2.7.

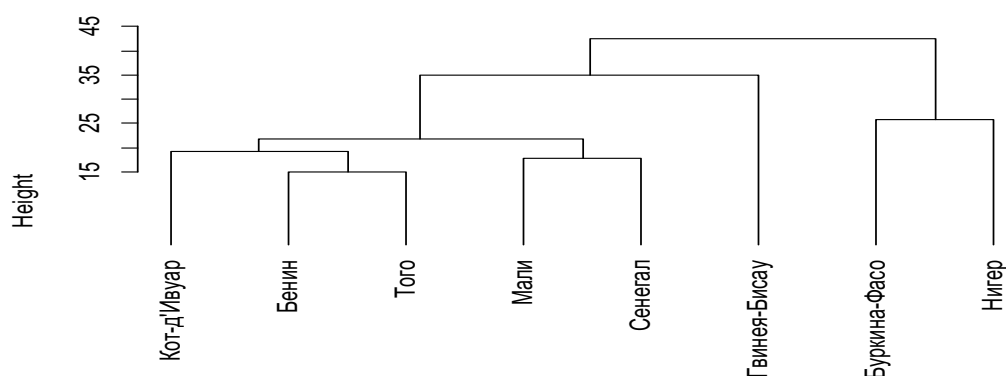


Рисунок 2.7 – Дендрограмма кластерного анализа стран ЗАЭС, 2000–2021 гг.

На основе дендрограммы страны ЗАЭС можно представить как:

- кластер К1: Кот-д'Ивуар, Бенин, Того, Мали и Сенегал;
- кластер К2: Гвинея-Бисау;
- кластер К3: Буркина-Фасо и Нигер.

Среднее значение индекса потребительских цен индивидуального потребления для каждого кластера представлены в таблице 2.14.

Таблица 2.14 - Среднее значение индекса потребительских цен индивидуального потребления для кластеров, %

Потребление	К1	К2	К3
Продукты питания и безалкогольные напитки	89,73	83,70	87,11
Предметы одежды и обувь	97,72	86,00	97,59
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	91,43	85,63	92,68
Мебель, утварь, текущее обслуживание дома	94,96	87,86	97,21
Здоровье	97,12	82,23	99,82
Транспорт	86,27	85,37	91,95
Отдых	100,72	92,30	101,55
Образования	91,17	85,99	92,70
Отель и ресторан	89,74	80,03	94,10
Прочие товары и услуги	95,22	85,30	99,10
Алкогольные напитки, табак и наркотические средства	92,97	84,40	101,43
Коммуникация	103,21	87,96	136,46

Источник: рассчитано автором

Проведенный статистический анализ показал, что Гвинея-Бисау (К2) является страной с самой низкой стоимостью жизни, и что жизнь в странах, таких

как Буркина-Фасо и Нигер (К3), дороже по сравнению с другими странами ЗАЭС. Коэффициенты вариации ИПЦ представлены в таблице 2.15.

Таблица 2.15 - Коэффициенты вариации индекса потребительских цен индивидуального потребления для кластеров, %

Потребление	K1	K2	K3
Продукты питания и безалкогольные напитки	2,85	0	2,92
Предметы одежды и обуви	3,93	0	2,29
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	3,62	0	8,53
Мебель, утварь, текущее обслуживание дома	3,13	0	0,48
Здоровье	3,10	0	4,18
Транспорт	4,72	0	8,11
Отдых	2,56	0	0,58
Образования	6,01	0	0,86
Отель и ресторан	2,84	0	3,98
Прочие товары и услуги	3,59	0	4,46
Алкогольные напитки, табак и наркотические средства	3,27	0	2,34
Коммуникация	8,15	0	8,56

Источник: рассчитано автором

Среднее значение показателей и коэффициенты вариации не идентичны для сформированных кластеров. Таким образом, можно сделать вывод, что по методу кластеризация *k-means* закон паритета покупательной способности не выполняется между странами ЗАЭС. Этот вывод был подтвержден применением классических статистических методов и математических инструментов к индексам потребительских цен индивидуального потребления.

Таблица 2.16 - Тест Бреуша - Пагана (*Tests of cross-sectional dependence*)

Наименование товара	P-значение	Зависимость/ Независимость
Продукты питания и безалкогольные напитки	0,000	Зависимость
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	0,000	Зависимость
Предметы одежды и обуви	0,000	Зависимость
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	0,000	Зависимость
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	0,000	Зависимость
Здоровье	0,000	Зависимость
Транспорт	0,000	Зависимость
Коммуникация	0,000	Зависимость
Досуг и культура	0,000	Зависимость
Образование	0,000	Зависимость
Рестораны и гостиницы	0,000	Зависимость
Прочие товары и услуги	0,000	Зависимость

Источник: рассчитано автором

Результаты теста Бреуша-Пагана на перекрестную зависимость представлены в таблице 2.16. Анализ результатов теста показал, что существует зависимость между индексами потребительских цен индивидуального потребления в ЗАЭС. Результаты теста на стационарность представлены в таблице 2.17.

Таблица 2.17 -Тест на стационарность (*Bai and Ng tests*)

Наименование товара	<i>P</i> -значение	Стационарность
Продукты питания и безалкогольные напитки	0,999	Нестационарный
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	0,999	Нестационарный
Предметы одежды и обувь	0,999	Нестационарный
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	0,999	Нестационарный
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	0,999	Нестационарный
Здоровье	0,999	Нестационарный
Транспорт	0,999	Нестационарный
Коммуникация	0,999	Нестационарный
Досуг и культура	0,999	Нестационарный
Образование	0,999	Нестационарный
Рестораны и гостиницы	0,999	Нестационарный
Прочие товары и услуги	0,000	Нестационарный

Источник: рассчитано автором

Анализ таблицы 2.17 показывает, что все переменные нестационарны, таким образом, закон паритета покупательной способности не выполняется между странами ЗАЭС.

3. Закон единой цены в ЭКОВАС

Теория паритета покупательной способности при допущениях отсутствия ограничений в обращении товаров и услуг между странами и однородности обмениваемых товаров предполагает, что любое изменение номинального обменного курса в долгосрочной перспективе приведет к пропорциональному изменению уровня цен, то есть реальный обменный курс, останется постоянным [141].

В качестве информационной базы для проведения проверки гипотезы теории паритета покупательной способности в странах ЭКОВАС использованы панельные данные номинального обменного курса между франком *XOF* и остальными валютами за период 01.2017 - 01.2023 г.

Страны, входящие в ЗАЭВС (Западноафриканский экономический и валютный союз), относятся к странам одной местной валюты, которой является франк *XOF*.

Не имея в нашем распоряжении статистических данных об обменных курсах между франком *XOF* и остальными валютами, мы оценили их, разделив номинальный обменный курс между франком *XOF* и долларом ($e_{XOF/\$}$) на номинальный обменный курс между остальными валютами и долларом ($e_{M/\$}$) по следующей формуле:

$$e_{PYB/XOF} = \frac{e_{XOF/\$}}{e_{M/\$}} \quad (2.1)$$

Статистические характеристики расчетных обменных курсов представлены в таблице 2.18.

Таблица 2.18 - Статистические показатели номинальных обменных курсов, 2017 – 2023 гг.

Нацирнальная Валюта	Среднее значение	Максимальное значение	Минимальное значение	Стандартное отклонение
<i>Cedi</i>	0,009	0,017	0,007	0,001
<i>Dalasi</i>	0,092	0,106	0,076	0,006
<i>Dollar_lib</i>	0,064	0,078	0,042	0,010
<i>Escudo</i>	0,164	0,179	0,143	0,136
<i>Francs_gui</i>	0,291	12,176	1,121	3,205
<i>Leone</i>	8,769	26,658	5,482	6,004
<i>Niara</i>	0,219	0,282	0,162	0,031

Источник: рассчитано автором

Существование зависимости между временными рядами панели было проверено тестом, основанным на среднем индивидуальных t -статистик, *Tau_reel* результаты, которого представлены в таблице 2.19.

Таблица 2.19 - Тесты на перекрестную зависимость между объектами панели, 2017– 2023 гг.

Переменные	p -значение теста Бреуша-Пагана	p -значение теста Песарана	Зависимость/ Независимость
<i>Tau_reel</i>	0,000	0,000	Зависимость

Источник: рассчитано автором

Анализ таблицы 2.19 показал, что существует зависимость между нормативными обменными курсами. Это позволяет нам применить тест Песарана на стационарность (таблица 2.20).

Таблица 2.20 - Тест Песарана на стационарность, 2017 – 2023 гг.

Переменные	Временные ряды реального обменного курса (<i>Tau_reel</i>)	
	<i>T-stat CIPS</i>	Критические значения (5%)
с константой	-1,342	-2,330
без константы	-1,607	-1,710

Источник: рассчитано автором

Анализ результатов теста Песарана показал, что временные ряды нормативных обменных курсов других валют ЭКОВАС и Франка *XOF* не являются стационарным процессом, а значит нет основания предполагать коинтеграцию между панелями обменных курсов. Таким образом, закон паритета покупательной способности не выполняется между странами ЭКОВАС, то есть при изменении номинального обменного курса в долгосрочной перспективе изменение уровня цен в странах ЭКОВАС будет не пропорциональным.

Наше исследование проведено в рамках государственных границ Бенина, ЗАЭС И ЭКОВАС. Закон единой цены демонстрирует свою важность в теории определения индексов заработной платы, в экономических решениях правительства, следовательно, необходимо знать выполняется ли этот закон или нет. Возможность определения перекрестной зависимости между данными предполагает применение методики, которая включает корреляционное исследование, что предшествует выбору подходящего теста на единичный корень. Выбор структуры анализа без географических границ позволяет обойти критику, связанную с использованием тестов на стационарность для проверки закона единой цены или паритета покупательной способности. В результате выявлено, что в Бенине закон единой цены соблюдается не для всех товаров первой необходимости, которые проанализированы в работе. Это, среди прочего, может быть объяснено транспортными издержками в результате перевозки продуктов из одного региона в другой, структурой рынков, торговыми ограничениями и последствиями децентрализации. Цены оказались высокими в одних регионах и низкими в других. Продукты, за исключением рыбы и мяса, в регионе *Cotonou*, который является

экономической столицей, дороже, чем в других регионах. Таким образом, *Cotonou* в целом можно рассматривать как регион, в котором жизнь в Бенине наиболее дорогая в отличие от *Lokossa*, где в целом цены ниже, чем в других регионах. В некоторых регионах Бенина существует сильная зависимость от определенных видов продуктов, таких как просо, мука из маниоки, сорго, кукуруза, арахисовое масло, нерафинированное пальмовое масло, рис, рыба и мясо. Цены на эти продукты по регионам существенно различаются. Что касается ЗАЭС и ЭКОВАС, было выявлено, что закон паритета покупательной способности между странами не соблюдается. Объяснение этого недостатка связано со степенью реалистичности предположений, лежащих в основе теории ППС, которые, как правило, не соответствуют реальностям развивающихся стран. Действительно, при наличии ограничений на перевозку товаров между странами и когда эти товары перестают быть полностью взаимозаменяемыми, но качественно дифференцируемыми, теорию паритета покупательной способности становится очень трудно реализовать [142].

2.3 Построение модели влияния международной торговли на инфляцию в ЭКОВАС

Политика ЭКОВАС во внешней торговле направлена на укрепление потенциала в области импорта и экспорта. В 2021 году, согласно статистике *Trade statistics for international business development*, доля импорта ЭКОВАС оценивается в 0,6% мирового импорта, а доля экспорта - в 0,4%. Для сравнения, в 2020 году доля импорта оценивалась в 0,7%, а экспорта - в 0,5% [144]. Существенная экономическая зависимость стран ЭКОВАС от остального мира делает Сообщество уязвимым от внешних потрясений, таких как мировой спрос и волатильность цен на сырье [145]. Среди прочего мы можем упомянуть энергетическую, технологическую зависимость, зависимость от зерна, включая пшеницу, а также валютную зависимость с фиксированными курсами обмена между некоторыми валютами ЭКОВАС и иностранными валютами. Такие

зависимости стран ЭКОВАС от остального мира, особенно от Европы и Америки, может влиять на экономику в целом и инфляцию, в частности, когда мир переживает экономические потрясения или кризисы.

Чтобы правильно оценить взаимосвязь между инфляцией и внешней торговлей, была построена следующая эконометрическая модель:

$$\ln INF_{(i,t)} = \alpha_i + \beta_1(\ln MM)_{(i,t)} + \beta_2(\ln OCE)_{(i,t)} + \beta_3(\ln OCI)_{(i,t)} + E_{(i,t)}, \quad (2.2)$$

где INF - инфляция в стране i в год t , которая измеряется индексом потребительских цен; MM - денежная масса; OCE - экономическая открытость, измеряемая экспортом; OCI - экономическая открытость, измеряемая импортом; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ - векторы коэффициентов регрессии; i представляет страны ЭКОВАС в отдельности; t представляет период наблюдения; α - индивидуальный коэффициент и E - случайная ошибка.

Одним из основных показателей, измеряющих долю страны в международной торговле, является экономическая открытость. Коммерческая или экономическая открытость (OS) определяется как отношение экономики к остальному миру посредством торговли и отражает способность торговать за рубежом с учетом уровня внутреннего производства [146] по следующей формуле:

$$OS = \frac{(M+X)/2}{PIB}, \quad (2.3)$$

где M - стоимость импорта; X - экспорт; PIB - валовой внутренний продукт.

Преимущества этого показателя в том, что он позволяет проводить сравнение между различными странами, несмотря на размер их экономики. Таким же образом, как и при периодических расчетах, можно наблюдать динамику торговли страны в относительном выражении.

В литературе принято различать экономическую открытость, измеряемую импортом, и экономическую открытость, измеряемую экспортом. Открытость, измеряемая импортом (OCI) или импортная квота — это стоимость импорта, деленная на валовой внутренний продукт, а открытость, измеряемая экспортом (OCE) или экспортная квота — это стоимость экспорта, деленная на валовой внутренний продукт [6], которые определяются по следующим формулам:

$$OCI = \frac{M}{PIB} \quad (2.4)$$

$$OCE = \frac{X}{PIB}, \quad (2.5)$$

где M - стоимость импорта, X - экспорт, а PIB - валовой внутренний продукт.

Эти показатели выражаются в процентах от экономической активности каждой страны и интерпретируются следующим образом:

— значения, близкие к 1, указывают на большую экономическую открытость;

— значения, близкие к 0, указывают на низкую экономическую открытость.

Результаты теста Песарана на перекрестную зависимость показателей в странах ЭКОВАС представлены в таблице 2.21.

Таблица 2.21 - Тест Песарана на зависимость показателей, 2000 – 2021 гг.

Переменные	p -значение	Зависимость/независимость
$Ln INF$	0,000	Зависимость
$Ln MM$	0,000	Зависимость
$Ln OCE$	0,647	Независимость
$Ln OCI$	0,109	Независимость

Источник: составлено автором

В странах ЭКОВАС (таблица 2.21) с вероятностью 95%, мы отвергаем нулевую гипотезу о перекрестной зависимости между странами ЭКОВАС для переменных инфляции и денежной массы. Тест показывает, что p -значение переменных открытости экономики, измеряемые экспортом и импортом, больше 5%, таким образом, мы отвергаем нулевую гипотезу.

В таблице 2.22 представлены результаты теста *Pesaran CIPS* на стационарность. Это один из тестов на стационарность, подходящий для панельных данных, имеющих зависимость между субъектами.

Таблица 2.22 - Тест на стационарность переменных, имеющих зависимость между странами, 2000 – 2021 гг. (*Pesaran CIPS Unit Root tests*)

Переменные	Порядок интеграции временных рядов	T -stat (<i>CIPS</i>)	Критические значения (5%)	Стационарность
$Ln INF$	$I(1)$	-2,51	-2,35	Стационарный
$Ln MM$	$I(1)$	-3,274	-2,28	Стационарный

Источник: составлено автором

Выявлено, что все переменные являются стационарными в первом порядке, поскольку их статистика *CIPS* меньше критических значений (таблица 2.22). Переменные, приведенные в таблице 2.22, представляют интегрированный процесс первого порядка (p -значение менее 5%), то есть стационарными являются их первые разности. Для оценки был применен Им-Песаран-Шина тест (*Im, Pesaran, Shin*) на единичный корень в неоднородных панелях.

Таблица 2.23 - Тест на стационарность переменных, характеризующих независимость между странами, 2000 – 2021 гг. (*Im, Pesaran, Shin test*)

Переменные	Порядок интеграции временных рядов	P -значение (5%)	Стационарность
<i>Ln OCE</i>	$I(1)$	0,000	Стационарный
<i>Ln OCI</i>	$I(1)$	0,000	Стационарный

Источник: составлено автором

Поскольку все переменные интегрированы порядка 1, мы можем выполнить коинтеграционные тесты, чтобы проверить существование долгосрочного отношения между переменными. В таблице 2.24 представлен тест Педрони на коинтеграцию.

Таблица 2.24 - Тест Педрони на коинтеграцию, 2000 – 2021 гг. (*Pedoni cointegration test*)

Переменные	P -значение (5%)
Панельная ν – статистика	0,120
Панельная ρ – статистика	0,823
Панельная pp – статистика	0,000
Панельная ADF – статистика	0,015
Групповая ρ – статистика	0,992
Групповая pp – статистика	0,000
Групповая ADF – статистика	0,015

Источник: составлено автором

Результаты теста на коинтеграцию показывают, что 4 из 7 статистик теста Педрони имеют вероятность менее 5%. Таким образом, между денежной массой, открытостью экономики (*OCE* и *OCI*) и инфляцией существует долгосрочное отношение, которое можно оценить методом *FMOLS* (*Fully Modified Ordinary Least Squares*). Результаты приведены в таблице 2.25.

Таблица 2.25 – Результаты оценки модели методом *FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares)*

Переменные	Коэффициенты	<i>P</i> -значение (5%)
<i>Ln MM</i>	1,417	0,000
<i>Ln OCI</i>	0,626	0,000

Источник: составлено автором

Все коэффициенты значимы на 5% уровне. Коэффициенты $R^2 = 0,931$, то есть близок к 1. Мы можем сделать вывод, что модель в целом оценена хорошо. Денежная масса и открытость экономики, измеряемые импортом, оказывают значительное влияние на темпы инфляции в странах ЭКОВАС.

Влияние импорта на инфляцию в странах ЭКОВАС является положительным. Рост инфляции в течение года объясняется увеличением импорта. Когда импортируемый товар играет фундаментальную роль в экономическом производстве, повышение его цены может оказать инфляционное воздействие [11].

Инфляция в странах ЭКОВАС имеет передающийся характер, что является результатом международной зависимости экономики стран ЭКОВАС.

Выводы по главе 2:

1) Для лучшего понимания инфляционных процессов и сравнительного анализа между странами ЭКОВАС необходимы информационные инструментарию сбора и представления данных об инфляции.

2) Индекс потребительских цен ЭКОВАС, рассчитываемый на основе среднего индекса цен стран-членов, демонстрирует высокую краткосрочную волатильность из-за колебаний цен на товары наиболее уязвимые к сезонным потрясениям предложения. Таким образом, анализ подтверждает необходимость предложения показателей для измерения инфляции, которые соответствуют фактическим изменениям общего уровня цен в ЭКОВАС.

3) Условия реализации однородной валютной зоны не выполняются, анализ показал, что не все страны-члены соблюдают критерии конвергенции необходимые для создания единой валюты.

4) Применены различные методики, которые на основе тестов единичного корня и оценки перекрестной зависимости данных показывали, что

закон паритета покупательной способности в рамках государственных границ Бенина и между странами ЗАЭВС и ЭКОВАС не соблюдается.

5) Предложена методика для проверки закона паритета покупательной способности в ЭКОВАС. Методология, представляет собой статистический метод и заключается в применении кластеризации. Используемые переменные являются 12 индексами потребительских цен индивидуального потребления по целям. Идея состоит в том, чтобы проанализировать однородность кластеров, состоящих из стран. В случае, когда среднее значение индексов будет одинаковым для всех кластеров, можно сделать вывод, что закон паритета покупательной способности выполняется между странами.

Преимущество использования индексов потребительских цен индивидуального потребления заключается в том, что методология позволяет учитывать изменения индекса цен потребительских функций и проверять гипотезу закона единой цены для каждого индекса цен потребительской функции, чтобы оценить и вывести результаты проверки гипотезы закона единой цены для глобальных индексов соответствующих стран. Результаты, полученные с помощью применения этого метода и подтвержденные формальным методом, показывают, что закон паритета покупательной способности между странами ЗАЭВС не соблюдается.

Методика может быть полезна при сравнении стоимости жизни в панельных данных на основе одной или нескольких потребительских функций.

б) Показано, что моделирование инфляции в ЭКОВАС методом *FMOLS* выявило, что инфляция в странах сообщества носит импортный характер.

Открытость экономики, которая является основным показателем измерения отношений между страной и остальным миром, оказывает значительное и положительное влияние на уровень инфляции в сообществе ЭКОВАС.

Этот эффект зависит от объема импорта, что свидетельствует о зависимости экономики ЭКОВАС от остального мира. Экономика ЭКОВАС, основанная в основном на первичном секторе (сельское хозяйство, рыболовство, животноводство), слабо диверсифицирована, что создает сильную зависимость от

остального мира. Таким образом, при импорте товаров и услуг с международного рынка происходит передача инфляции, которая обычно проявляется в повышении цен на товары в странах-экспортерах.

3. МЕТОДЫ, ИНСТРУМЕНТЫ АНАЛИЗА ИНДЕКСОВ ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ЭКОВАС

3.1 Анализ основных показателей оценки инфляции

Проверка гипотезы о том, что индекс потребительских цен ЭКОВАС не полностью отражает общий рост цен, потребовала проведения анализа основных показателей инфляции.

Мы предлагаем проверить гипотезу двумя методами:

- первый метод основан на сравнении динамики ИПЦ и дефлятора ВВП,
- второй метод предполагает оценку на основе анализа ранговой корреляции между ВВП и ВВП в ценах предыдущего года.

Исследование ИПЦ и дефлятора ВВП исходит из того факта, что ИПЦ и дефлятор являются двумя основными показателями инфляции. Разница между ИПЦ и дефлятором ВВП будет отражать изменение цен в ЭКОВАС, которое не учтено при расчете индекса потребительских цен [147].

Во многих странах мира, в том числе и в странах ЭКОВАС темпы инфляции рассчитываются и публикуются ежемесячно статистическими институтами и центральными банками. Месячный уровень инфляции - 3% означает, что если цена корзины товаров и услуг была на уровне 100 рублей в предыдущем месяце, то цена той же корзины составит 103 рубля в текущем месяце. Дефлятором ВВП является макроэкономическим агрегатом, который позволяет корректировать другие экономические агрегаты воздействия инфляции [148]. Он рассчитывается путем деления номинального валового внутреннего продукта на фактический валовой внутренний продукт. Дефлятор ВВП измеряет изменения цен во всех сферах экономики. На рисунке 3.1 показана динамика дефлятора ВВП и индекса потребительских цен для всех стран ЭКОВАС в период 1990 – 2019 гг.

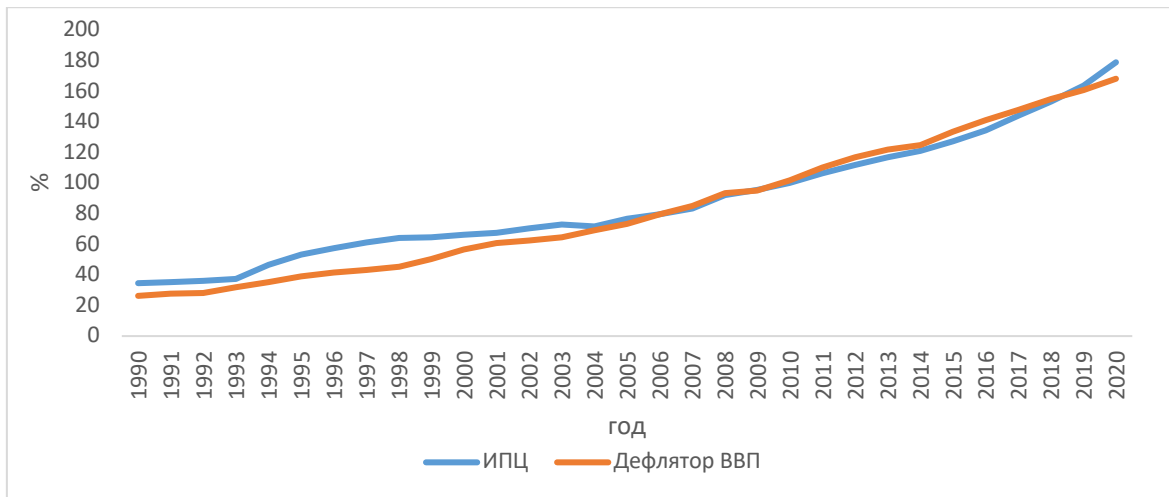


Рисунок 3.1 – Дефлятор валового выпуска продукции, ВВП и индекса потребительских цен, ИПЦ в ЭКОВАС, 1990-2020 гг., %

Источник: построено автором по данным Всемирного банка. Режим доступа: <https://donnees.banquemondiale.org/>

В странах ЭКОВАС дефлятор ВВП и ИПЦ имеют схожую тенденцию с незначительными отклонениями (рисунок 3.1), что позволяет предположить наличие коинтеграции этих показателей. Имеющиеся различия в тенденции объясняются изменением цен на финансовые активы, цен потребителей-нерезидентов ЭКОВАС, которые не учитываются при расчете индекса потребительских цен. Среднее отклонение дефлятора ВВП от ИПЦ, рассчитанное за период 2000–2022 г. для стран ЭКОВАС, представлено в таблице 3.1.

Таблица 3.1 - Среднее отклонение дефлятора ВВП от ИПЦ в странах ЭКОВАС в период 2000 – 2022 гг., в процентных пунктах.

Страна	Среднее отклонение	Страна	Среднее отклонение
Бенин	0,02	Сьерра-Леоне	-1,02
Буркина Фасо	-0,03	Нигерия	-0,35
Кот-д'Ивуар	-2,67	Либерия	4,96
Гвинея-Бисау	-4,69	Гана	6,01
Мали	-1,01	Гамбия	-15,54
Нигер	-1,18	Кабо-Верде	0,69
Сенегал	-0,21	Гвинея	0,08
Того	-0,28		

Источник: рассчитано автором по данным Всемирного банка. Режим доступа: <https://donnees.banquemondiale.org/>

Разница между индексом потребительских цен и дефлятором ВВП заметна для таких стран, как Гамбия, Гана, Гвинея-Бисау и Либерия. Официально во всех странах ЭКОВАС ИПЦ используется для измерения инфляции [149].

По сравнению с другими показателями, преимуществом ИПЦ является то, что он публикуется оперативно и ориентирован на цены, потребляемых товаров и услуг [150]. При этом ИПЦ не является индексом стоимости жизни, он содержит различные смещения при отражении динамики цен. Индекс потребительских цен измеряет изменения в общем уровне цен на потребляемые товары и услуги, т. е. инфляцию, на основе изменений в стоимости приобретения фиксированной корзины товаров и услуг с течением времени. Поскольку ИПЦ отличается от реального индекса стоимости жизни, он подвержен смещениям измерения и не обязательно отражает реальные изменения в благосостоянии потребителей. Это может иметь два последствия [152]:

- снижение эффективности денежно-кредитной политики;
- неправильность расчетов корректировки заработной платы на основе стоимости жизни.

Неправильная оценка инфляции может оказать значительное влияние на доходы экономических агентов и привести к искажениям в налоговой системе государства. Смещение в свою очередь может быть как положительным, так и отрицательным [153]. Существует четыре основные причины, по которым измерение инфляции ИПЦ может иметь смещение — это:

- замена товаров и услуг;
- замена торговых точек;
- появление новых товаров и услуг;
- изменение качества товаров и услуг.

Методология расчета ИПЦ не учитывает возможности потребителей заменять товары и услуги в ответ на изменение относительных цен. Такое смещение обусловлено тем, что относительные изменения цен могут изменить потребительские профили, в то время как веса товаров и услуг, составляющих корзину ИПЦ, сохраняются на одном уровне в течение определенного периода

времени. Когда цена товара А растет по сравнению с ценой товара В, в то время как товары А и В обеспечивают одинаковую полезность, потребители предпочтут купить товар менее дорогой [155]. Например, предположим, что цена на курицу резко возрастает из-за ограничений предложения, потребители будут сокращать покупки курицы в пользу другого мяса, такого как говядина, причем оба они могут восприниматься как заменители друг друга [188]. Но ИПЦ основывается на предположении, что домохозяйства будут продолжать потреблять такое же количество курицы после роста цен. Это означает, что изменение, измеряемое ИПЦ, переоценивает увеличение минимальной стоимости, связанной с определенным уровнем жизни. Цены на большинство компонентов ИПЦ собираются по выборке торговых точек. Но если эта выборка статична, может произойти смещение, когда товары и услуги идентичного качества предлагаются по все более низким ценам некоторыми типами магазинов. Это приводит к тому, что потребители предпочитают их другим торговым точкам. Фиксированная выборка торговых точек не учитывает снижение цены товара или услуги и, следовательно, является источником смещения для ИПЦ. Смещение также может произойти, если метод расчета ИПЦ не учитывает новые товары и услуги или новые марки на рынке [156]. Поскольку новые товары и услуги не сразу учитываются при расчете ИПЦ, их появление на рынке приводит к смещению при расчете ИПЦ. Таким образом, корзина товаров и услуг не содержит новых товаров и услуг. Домохозяйства могут потреблять новые товары и услуги, но, согласно методологии расчета ИПЦ, домохозяйства будут продолжать потреблять товары и услуги из корзины. Классификация товаров и услуг обновляется только периодически [157].

Поскольку состав корзины ИПЦ фиксирован, качество товаров и услуг корзины в теории должно быть постоянным во времени. Однако на практике качество товаров и услуг меняется по мере изменения их характеристик. Чтобы удовлетворить потребителей и хорошо позиционировать себя на конкурентном рынке, компании улучшают качество товаров и услуг. Эти улучшения качества могут повлиять на потребление домашних хозяйств и, следовательно, изменить

корзину товаров и услуг. Таким образом, повышение качества товаров и услуг, которое не учитывается в ИПЦ, является источником смещения [158].

Ранжирование стран ЭКОВАС по величине ВВП и ВВП в ценах предыдущего года проведено для оценки смещения, отражающегося в инфляции Экономического сообщества западноафриканских государств и определяемое на основе ИПЦ [159]. Коэффициент корреляции между рангами показателей текущего ВВП и ВВП в ценах предыдущего года, рассчитанного с использованием индекса потребительских цен по странам ЭКОВАС, покажет наличие смещения ИПЦ ЭКОВАС. Результаты ранжирования стран ЭКОВАС представлены в таблице 3.2. Таблица 3.2 – Ранжирование стран ЭКОВАС по ВВП отчетного года в фактических ценах и ВВП в ценах предыдущего года, 2023 г.

Страна	Ранжирование ВВП	Ранжирование ВВП/ИПЦ
Сьерра-Леоне	1	4
Гамбия	2	3
Гвинея-Бисау	3	1
Бенин	4	5
Кабо-Верде	5	2
Либерия	6	9
Того	7	6
Нигер	8	7
Гвинея	9	8
Буркина Фасо	10	10
Мали	11	11
Сенегал	12	12
Гана	13	14
Кот-д'Ивуар	14	13
Нигерия	15	15

Источник: рассчитано автором

Ранги стран не претерпели существенных изменений несмотря на то, что ВВП был пересчитан с учетом ИПЦ (таблица 3.2). Некоторые страны, такие как Мали, Нигерия и Буркина-Фасо, сохранили свой ранг. В результате коэффициент корреляции рангов составил 0,93 с уровнем значимости, $p\text{-value} = 0,00$. Нулевая гипотеза на 5% - уровне значимости отвергается, то есть ранговый коэффициент корреляции является значимым, а его отличие от единицы показывает, что ИПЦ в некоторых странах ЭКОВАС не в полной мере отражает инфляцию. Смещения ИПЦ для ЭКОВАС за период 2017 - 2022 гг. представлены в таблице 3.3.

Таблица 3.3 - Оценка наличия смещения ИПЦ, ЭКОВАС, 2017– 2022 гг.

Год	Смещение ИПЦ
2017	0,98
2018	0,98
2019	0,96
2020	0,93
2021	0,90
2022	0,95

Источник: рассчитано автором

Анализ таблицы 3.3 показал, что ежегодно индекс потребительских цен имеет смещение, которое отражается размахом рангового коэффициента корреляции в пределах 0,9 – 0,98. Динамика исследуемого периода, отражает тенденцию к росту смещения ИПЦ, которое достигло своего максимума в 2021 г., когда коэффициент ранговой корреляции составил 0,9.

Таким образом, результатом применения двух, предложенных методов для проверки наличия смещений в измерении изменений с течением времени общего уровня цен в ЭКОВАС, явилось подтверждение исследовательской гипотезы о существовании инфляции, которая не отражена в ИПЦ.

В результате сравнительного анализа ИПЦ и дефлятора ВВП была выдвинута исследовательская гипотеза о наличии коинтеграции между этими показателями.

3.2 Непараметрический метод коинтеграционного анализа

Наличие коинтеграции ИПЦ и дефлятора ВВП позволяет отразить свойство этих временных рядов в общей тенденции движения, которая характеризуется равновесием в долгосрочной перспективе. Таким образом, в случае коинтеграции даже если переменные отклоняются в краткосрочной перспективе, они сходятся в долгосрочной перспективе [159]. В 1987 году Энгель и Грейнджер разработали первый коинтеграционный тест, применение которого основано на наборе статистических правил и тестов. Концепция коинтеграции основана на применении параметрических тестов и предварительном знании статистических законов, регулирующих исследуемые переменные [160]. Если существует небольшое количество наблюдений, невозможно определить, каким статистическим законам

будут соответствовать короткие временные ряды. Таким образом, использование классических тестов на коинтеграцию является затруднительным [161].

Мы предлагаем использовать непараметрический коинтеграционный тест, для оценки временных рядов для ЭКОВАС. Преимущество непараметрического метода коинтеграционного анализа заключается в том, что, можно обрабатывать данные, полученные в результате небольшого числа наблюдений и это не требует выполнения требований нормальности распределения, исследуемых временных. Методологию непараметрического теста на коинтеграцию можно представить следующим образом [162]:

- тестирование стационарности переменных;
- преобразование временных рядов в двоичные переменные.

Концепция коинтеграции, как и в классической теории коинтеграции требует, нестационарности рассматриваемых переменных, то есть интегрированных переменных.

Рассматриваются две переменные x_t , y_t и их первые разности Δx_t , Δy_t . Согласно определению коинтеграции если $x_t \sim I(1)$ и $y_t \sim I(1)$, а $\Delta x_t \sim I(0)$ и $\Delta y_t \sim I(0)$ тогда возможно, что между переменными существует долгосрочное равновесие [163].

Преобразование в двоичные переменные включает вычисление первых разностей временного ряда и изучение признаков последовательных изменений между двумя периодами. Значение единица (1) присваивается, когда первая разность положительна, а значение (-1), когда первая разность отрицательна. Использование значений (1) и (-1) позволяет оценить направление изменения между временными данными [189].

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} \begin{cases} \Delta x_t = \begin{cases} 1 \\ -1 \end{cases} \\ \Delta y_t = \begin{cases} 1 \\ -1 \end{cases} \end{cases}$$

Временной ряд становится моделью с двоичным откликом, отражающей только признак эволюции между двумя точками времени. В этом новом подходе значения чисел отбрасываются, чтобы сохранить только качественную форму, а

именно признак эволюции, положительный или отрицательный (или даже нулевой). Этот новый подход не касается величины изменения между двумя моментами времени, а только их знаками. Такой подход измеряет связь между переменными с непараметрической точки зрения. Графическое представление временного ряда ограничено $[-1; +1]$ как у синусоидальных процессов. На следующем рисунке показано графическое представление синусоидальной функции [164].

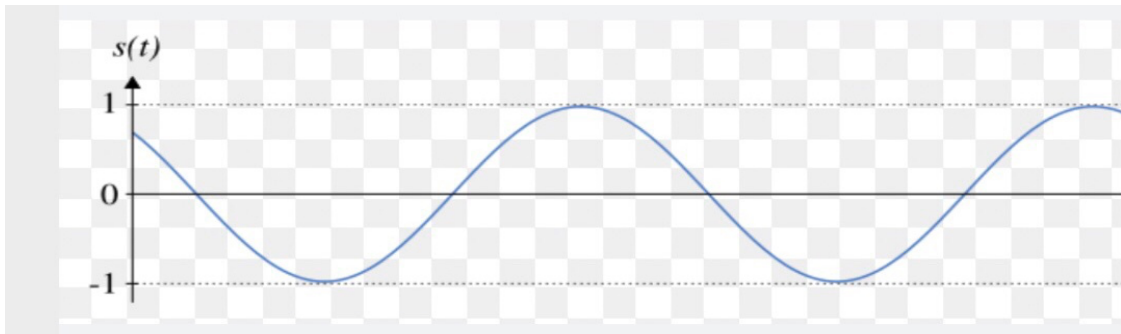


Рисунок 3.2 - Графическое представление синусоидальных процессов

Синусоидальные процессы по определению являются стационарными из-за того, что их статистические характеристики постоянны во времени (рисунок 3.2). Непараметрический коинтеграционный анализ интересуется только точками на линиях уравнений: $x = 1$ или $x = -1$ потому что именно эта характеристика синусоидальных процессов придает им стационарный характер [165].

— Оценка новой переменной W_t

Дихотомическая переменная W_t описывается, следующим образом [8]:

$$W_t = \begin{cases} 1 & \text{когда } \Delta x_t = \Delta y_t \text{ по знаку} \\ -1 & \text{когда } \Delta x_t \neq \Delta y_t \text{ по знаку} \end{cases} \quad (3.1)$$

$W_t = 1$ представляет все случаи, когда точки находятся на линиях уравнений $x = 1$ или $x = -1$. Можно построить следующую вероятностную модель [192]:

$$\begin{cases} \text{Вероятность } (W_t = 1) = \text{Вероятность } (\Delta x_i = \Delta y_i) = p. \\ \text{Вероятность } (W_t = 0) = \text{Вероятность } (\Delta x_i \neq \Delta y_i) = 1 - p \end{cases}$$

Вероятность p того, что $W_t=1$, используется для качественного анализа отношения коинтеграции между x_t и y_t , и измеряет вероятность существования отношения коинтеграции. Эту меру взаимозависимости можно рассматривать как

альтернативный способ анализа коинтеграции между переменными или как качественный коэффициент корреляции [166].

— Определение непараметрического коэффициента.

Непараметрический коэффициент k вычисляется по следующей формуле:

$$k = \{\text{Вероятность}(p) - \text{Вероятность}(1 - p)\} \quad (3.2)$$

служит для принятия решения о существовании отношения коинтеграции между временными рядами. Случай, когда $k \leq 0$ приводит к отказу от гипотезы долгосрочной взаимосвязи между переменными. В противном случае существует вероятность того, что между переменными существует взаимосвязь в долгосрочной перспективе [167].

Непараметрический метод коинтеграционного анализа применен к индексам потребительских цен в ЭКОВАС. В таблице 3.4 представлен тест Дики-Фуллера (*ADF test*) на стационарность индексов потребительских цен стран ЗАЭВС и стран, не входящих в ЗАЭВС.

Таблица 3.4 - Расширенный тест Дики-Фуллера, (*ADF test*)

Признак	<i>P</i> -значение (с константой)	<i>P</i> -значение (без константы)
Индекс потребительских цен стран не в ЗАЭВС $\ln UN$	0,726	0,562
Индекс потребительских цен стран не в ЗАЭВС порядка 1 $\Delta(\ln UN)$	0,000	0,000
Индекс потребительских цен стран ЗАЭВС $\ln U$	0,908	0,951
Индекс потребительских цен стран ЗАЭВС порядка 1 $\Delta(\ln U)$	0,000	0,005

Источник: составлено автором

Анализ таблицы 3.4 показал, что динамика логарифмов индекса потребительских цен представляет интегрированный процесс первого порядка $I(1)$. Таким образом, необходимое условие для существования коинтеграции выполнено.

Таблица 3.5 - Качественный тест на коинтеграцию

w_t	1	-1	Итого
Численность	47	24	71
Вероятность	0,66	0,34	1
Непараметрический коэффициент $k = 0,32$			

Источник: составлено автором

Непараметрический коэффициент отличается от нуля, это показывает, что между индексами потребительских цен стран ЗАЭС и стран, не входящих в ЗАЭС, существует взаимосвязь в долгосрочной перспективе. Результаты этого качественного анализа подтверждены результатами формального теста на коинтеграцию (таблица 3.6).

Таблица 3.6 - Тест на коинтеграцию Йохансена

Гипотезы	Отсутствие коинтеграции	Наличие не более одного отношения коинтеграции
Собственное значение	0,098	0,078
<i>Trace statistic</i>	12,969	5,699
Критическое значение 5%	15,494	3,841
<i>p</i> -значение	0,115	0,017

Источник: составлено автором

Тест показывает, что существует долгосрочная взаимосвязь между индексами цен двух групп стран ЭКОВАС, поскольку вероятность (*p*-значение) наличия не более одного отношения коинтеграции, меньше 5%.

Параметрические и непараметрические тесты показали одинаковые результаты коинтеграции между индексами цен ЭКОВАС. Однако достоинством непараметрического метода является то, что его решение не зависит от уровня достоверности [168].

3.3 Методология измерения инфляции в ЭКОВАС

Индекс потребительских цен ЭКОВАС определяется как среднее арифметическое индексов потребительских цен стран-членов и не учитывает вес экономики стран [169].

Мы предлагаем использовать методологию, которая учитывает вес экономики стран ЭКОВАС. Предлагаем рассчитать вес каждой страны, основываясь на ВВП, который является показателем, позволяющим измерить экономическую активность страны [170]. Веса ВВП стран ЭКОВАС представлены в таблице 3.7.

Таблица 3.7 - Вес ВВП стран ЭКОВАС в 2021г. и 2022 гг.

Страна	2021	2022
Сьерра-Леоне	0,58	0,54
Гамбия	0,28	0,29
Гвинея-Бисау	0,22	0,22
Бенин	2,43	2,30
Кабо-Верде	0,27	0,29
Либерия	0,48	0,53
Того	1,16	1,10
Нигер	2,56	2,64
Гвинея	2,21	2,77
Буркина Фасо	2,69	2,48
Мали	2,65	2,48
Сенегал	3,78	3,65
Гана	10,90	9,73
Кот-д'Ивуар	9,85	9,24
Нигерия	60,65	62,35
Итого	100,00	100,00

Источник: рассчитано автором по данным Всемирного банка. Режим доступа: <https://donnees.banquemondiale.org/>

Таблица 3.7 показывает, что ВВП Нигерии составляет более 60% от ВВП ЭКОВАС, что свидетельствует о том, что Нигерия является лидером в сообществе. Среднее и средневзвешенное значение ИПЦ ЭКОВАС представлены на следующем графике.

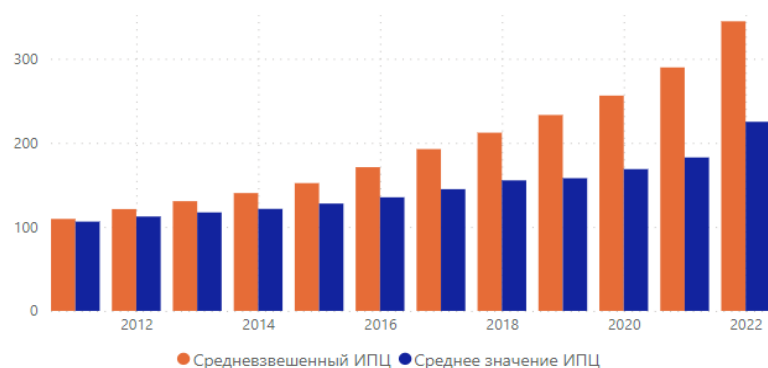


Рисунок 3.3 - Среднее и средневзвешенное значение ИПЦ ЭКОВАС, 2010-2022 гг.

Источник: рассчитано автором по данным Всемирного банка. Режим доступа: <https://donnees.banquemondiale.org/>

Средневзвешенное значение ИПЦ ЭКОВАС имеет тенденцию быть выше значения ИПЦ как простого среднего за период с 2010 по 2022 год (рисунок 3.2). Сравнение средних значений двух временных рядов проведено с помощью теста U -критерия Манна-Уитни. Гипотезы теста таковы:

$$\begin{cases} H_0: u_1 = u_2 \\ H_1: u_1 > u_2, \end{cases}$$

где u_1 - среднее значение временных рядов средних значений ИПЦ и u_2 - среднее значение временного ряда средневзвешенных значений ИПЦ.

Результаты представлены в таблице 3.8.

Таблица 3.8 - Знаковый тест динамики инфляции в странах ЗАЭВС

Показатель	Значение
S_+	12
S_-	0
p -value	0,001

Источник: рассчитано автором

Вероятность знакового теста Манна-Уитни составила менее 5%, поэтому мы отвергли нулевую гипотезу, следовательно, средневзвешенное значение ИПЦ ЭКОВАС имеет тенденцию превысить простое среднее значение, что может быть объяснено повышением уровня цен в Нигерии, вес которой оценивается более чем в 60%.

Инфляция, рассчитанная по средневзвешенному показателю, лучше объясняет инфляцию в ЭКОВАС, поскольку она учитывает вес каждой страны в сообществе. Экономики стран ЭКОВАС отличаются одна от другой, поэтому необходимо учитывать разнообразие и объем каждой экономики. Методология состоит из следующих этапов:

- рассчитать индексы потребительских цен каждой страны ЭКОВАС;
- рассчитать вес каждой страны, который определяется как доля ВВП страны в ВВП сообщества;
- рассчитать ИПЦ по формуле:

$$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}} = \sum_i^n w_i \text{ИПЦ}_i, \quad (3.3)$$

где ИПЦ_i - индекс потребительских цен страны i , w_i - вес страны i , $\sum w_i = 1$;

$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}}$ - индекса потребительских цен ЭКОВАС.

Мы предлагаем также рассчитать стержневую инфляцию как показатель измерения инфляции в ЭКОВАС. Расчёт стержневой инфляции важен, поскольку стержневая инфляция лучше отвечает понятию инфляции и дает более точное представление об экономическом положении страны, не считая потрясений (климатические факторы, мировые рынки) [170]. При этом некоторые цены в ЭКОВАС находящиеся под сильным влиянием шоков предложения, погодных условий или неформальной экономики и, следовательно, не контролируются государством, могут быть исключены из расчета инфляции.

Чтобы рассчитать инфляцию, придется сначала определить, какая функция потребления имеет наибольший вес. Вес функций рассчитывается по среднему весу функций стран-членов [172]. Расчетные веса потребительских функций при расчете индекса потребительских цен ЭКОВАС представлены в таблице 3.9.

Таблица 3.9 - Весовые коэффициенты функций потребления ЭКОВАС

Функции потребления	ЗАЭС	Сьерра-Леон	Нигерия	Гвинея	Кабо-Верде	Гана	Гамбии	ЭКОВАС
Продукты питания и безалкогольные напитки	42,46	40,30	39,30	39,30	25,23	42,70	52,62	42,05
Алкогольных напитков, табака и наркотических средств	1,21	1,00	1,09	0,66	1,6	3,90	1,16	1,51
Предметы одежды и обувь	7,03	7,70	7,65	7,49	7,21	8,00	7,89	7,56
Жилье, вода, газ, электричество и другие виды топлива	11,08	8,9	16,73	4,61	24,48	10,20	7,30	11,19
Мебель, утварь и текущее обслуживание дома	4,52	5,60	5,03	3,26	4,57	3,20	7,30	4,78
Здоровье	4,23	7,60	3,01	3,68	2,85	0,70	0,57	3,12

Транспорт	8,92	8,60	6,5	10,78	13,03	10,5	9,64	9,71
Коммуникация	4,87	4,70	0,68	6,48	4,24	3,60	8,8	4,76
Досуг и культура	2,54	2,60	0,69	1,43	3,31	3,50	0,42	2,07
Образование	2,31	4,10	3,94	1,00	2,33	6,60	0,02	2,90
Рестораны и гостиницы	6,39	6,10	1,21	16,83	4,05	4,30	0,75	5,66
Прочие товары и услуги	4,44	3,90	1,67	4,48	7,10	2,90	3,53	3,98
Итог	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Источник: Источник: рассчитано автором

Таблица 3.9 показывает, что вес функции продуктов питания и безалкогольных напитков является самым высоким. Уровень инфляции обусловлен ростом цен на продукты питания (42,05%), энергоносители (11,19%) и, в меньшей степени, цен на алкогольные напитки (1,51%), следовательно, вариативность определенных товаров функции продуктов питания и безалкогольных напитков нарушает общий уровень цен в ЭКОВАС. Для выявления лучшей информативности при оценке инфляции в сообществе предлагаем рассчитать стержневую инфляцию методом, который исключает функцию продуктов питания и безалкогольных напитков. Индекс потребительских цен, исключаящий функцию продуктов питания и безалкогольных напитков, и среднее значение ИПЦ ЭКОВАС представлены на следующем графике.



Рисунок 3.4 - Среднее и стержневое значение ИПЦ ЭКОВАС, 2010-2022 гг.

Источник: рассчитано автором

Рисунок 3.4 показывает, что стержневой ИПЦ имеет тенденцию быть ниже, чем индекс потребительских цен что подтверждается знаковым тестом, результаты которого представлены в таблице 3.10.

Таблица 3.10 - Знаковый тест динамики инфляции в странах ЗАЭС

Показатель	Значение
S_+	0
S_-	12
$p-value$	0,001

Источник: рассчитано автором

Вероятность ($p-value=0,001$) составила менее 5%, поэтому мы отвергли нулевую гипотезу знакового теста, следовательно стержневой ИПЦ, как правило, ниже, чем индекс потребительских цен.

Предлагаемую методологию расчета инфляции можно резюмировать следующим образом:

- рассчитать индексы потребительских цен каждой страны ЭКОВАС;
- рассчитать веса функций потребления w_f ;
- рассчитать ИПЦ по формуле:

$$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}} = \left(1 - \text{MAX} \left(\frac{1}{N} \sum_i^n w_{fi} \right) \right) \sum_i^n \text{ИПЦ}_i \quad (3.4)$$

где ИПЦ_i - индекс потребительских цен страны i , w_f - вес функций потребления, $\sum w_f = 1$; $\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}}$ - индекс индексы потребительских цен ЭКОВАС.

Наконец, мы предлагаем методологию, которая заключается в объединении двух предыдущих методологий. Методология, которая учитывает не только вес каждой страны, но и исключает продукты питания и безалкогольные напитки (ИПЦ*). В графике 3.5, представлены индексы цен, рассчитанные различными методами.

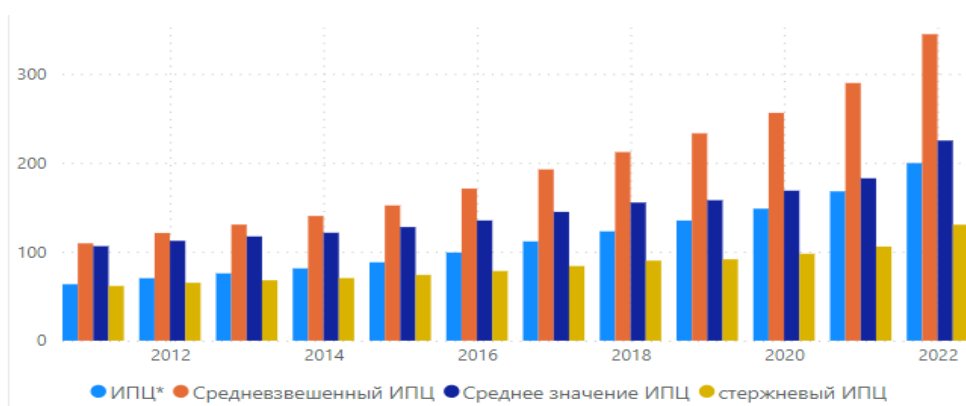


Рисунок 3.5 - ИПЦ ЭКОВАС, рассчитанные различными методами, 2010-2022 гг.

Источник: рассчитано автором

Рисунок 3.5 показывает, что (ИПЦ*), лучше всего объясняет инфляцию в сообществе. Его значения близки к простому среднему значению индекса. Можно его рассматривать как индекс, который корректирует смещение, связанное с весом каждой страны и функциями потребления.

Методология состоит из следующих этапов:

- рассчитываются индексы потребительских цен каждой страны ЭКОВАС;
- рассчитываются вес каждой страны, как – доля ВВП страны в ВВП сообщества (w_i);
- рассчитываются веса функций потребления w_f ;
- рассчитываются ИПЦ по формуле:

$$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}} = \left(1 - \text{MAX} \left(\frac{1}{N} \sum_i^n w_{fi} \right) \right) \sum_i^n w_i \text{ИПЦ}_i \quad (3.5)$$

где ИПЦ_i - индекс потребительских цен страны i ; w_i - вес страны i ; w_f - вес j -й функций потребления, $\sum w_f = 1$; $\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}}$ - индекс потребительских цен ЭКОВАС.

3.4 Прогнозирование инфляции и анализ изменчивости относительных цен в ЭКОВАС

Сценарную оценку инфляции в ЭКОВАС предлагается проводить в соответствии с анализом нелинейной взаимосвязи инфляции и относительного изменения цен, применив модель панельной регрессии с плавным переходом (*panel smooth transition regression, PSTR*), которая представляет собой модель с фиксированными эффектами и экзогенными регрессорами. Эта модель была предложена А. Гонсалесом и др. (*Gonzalez и al.*, 2005) [171].

Модели *PSTR* хорошо подходят для описания изменений экономического процесса, так как, во-первых, позволяют учитывать неоднородность взаимосвязи между относительным изменением цен и инфляции, а во-вторых, коэффициенты

регрессии для каждого объекта панели меняются во времени. В упрощенном виде теоретическое моделирование *PSTR* имеет следующий вид:

$$y_{it} = \alpha_{it} z_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3.6)$$

где $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; X_{it} - вектор объясняющих переменных; y_{it} - объясняющая переменная; $g(q_{it}, \gamma, c)$ - функция перехода, которая зависит от пороговой переменной q_{it} , порогового параметра c и параметра сглаживания γ ; ε_{it} - случайная ошибка.

Исследования, изучающие взаимосвязь между инфляцией и изменчивостью относительных цен (ИОЦ), указывают ее в качестве канала, через который инфляция влияет на реальную экономику. По словам *Durai et Ramachandran* изменчивость относительных цен (ИОЦ) создает искажения за счет уменьшения информационного содержания номинальных цен, передаваемых экономическим субъектам через систему ценообразования, что приводит к неэффективному распределению ресурсов и потере благосостояния [172]. *Ball* и *Romer*, утверждают в своих исследованиях, что рост инфляции приведет к корректировкам номинальных цен, вызывающих отклонение относительных цен от уровней, определяемых фундаментальными экономическими показателями, что влияет на решения экономических субъектов и приводит к неправильному распределению ресурсов [173].

Изменчивость относительных цен измеряется как взвешенная сумма квадратов отклонений изменений цен на отдельные товары относительно средней инфляции по каждой стране i .

Изменчивость относительных цен рассчитывается по формуле:

$$\text{ИОЦ}_{ijt} = \sum_{j=1}^n w_{ijt} (\text{ИПЦ}_{ijt} - \text{ИПЦ}_{it})^2, \quad (3.7)$$

где ИПЦ_{ijt} - индекс потребительских цен функции потребления j для страны i в периоде t ; w_{ijt} - вес функции потребления; ИОЦ_{ijt} - изменчивость относительных цен.

Изменчивость относительных цен рассчитана для всех стран ЭКОВАС за период 2011 - 2022 гг. Динамика ИОЦ и ИПЦ для Нигерии представлены на графике рисунок 3.6. Данные получены из базы данных Центрального банка. ИПЦ измерялся в процентах к базисному 2010 г.

Визуальное представление динамики этих показателей для остальных стран ЭКОВАС содержится в приложении (Приложение В).

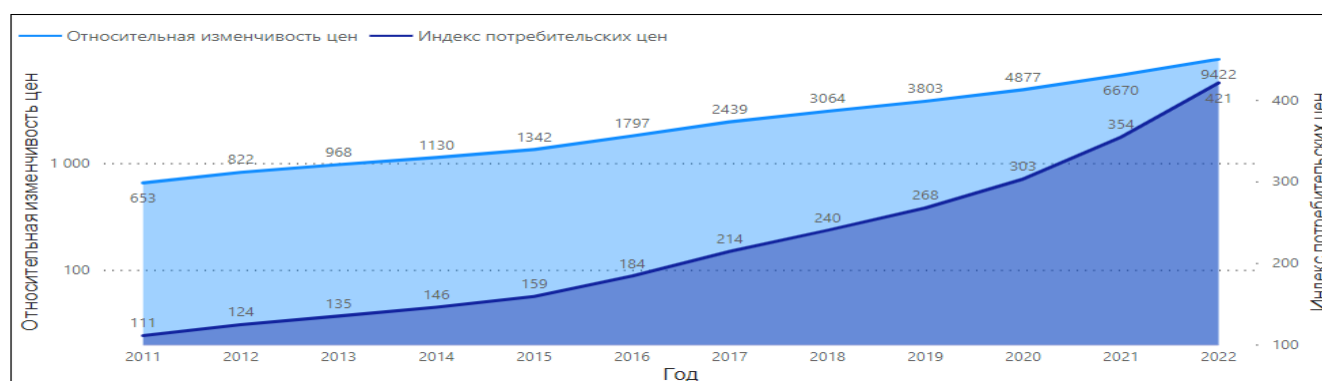


Рисунок 3.6 – Изменчивость относительных цен (ИОЦ) и индекса потребительских цен (ИПЦ), в процентах к 2010 г., Нигерия

Источник: составлено автором

Экономические модели, объясняющие взаимосвязь между инфляцией и ИОЦ, представляют различные точки зрения на влияние компонентов инфляции на ИОЦ. Инфляцию можно представить в 3 различных видах: ожидаемая инфляция, неожиданная инфляция и неопределенность инфляции. *Sheshinski* и *Weiss* в своей работе прогнозируют положительную связь между ожидаемой инфляцией и ИОЦ. *Lucas* в 1972 г. и *Baro* в 1976 г. приходят к выводу, что неопределенность инфляции оказывает положительное влияние на ИОЦ [174].

Эмпирическая литература дает такие неоднозначные результаты о том, как компоненты инфляции объясняют ИОЦ. *Gu* и *al* в 2016 г. утверждали, что высокая реальная инфляция усилит инфляционные прогнозы, инфляционные сюрпризы и инфляционную неопределенность. Однако нет единого мнения о теоретической модели, которая адекватно объясняет эмпирическую взаимосвязь между инфляцией и ИОЦ [175]. Это говорит о том, что связь между инфляцией и ИОЦ остается эмпирическим вопросом, особенно в ЭКОВАС, где было проведено очень

мало исследований по этой теме. Понимание взаимосвязи между инфляцией и относительными ценами позволило бы лицам, принимающим решения, лучше понять инфляционные процессы, механизм их передачи [191]. Изучение этой взаимосвязи также важно для эффективной реализации денежно-кредитной политики, поскольку центральные банки смогут оценить порог инфляции, чтобы убедиться, что инфляционные ожидания связаны.

Среди немногих исследований, посвященных этим отношениям в ЭКОВАС, можно назвать работу *Valdovinos* и *Gerling* в 2011 г. Авторы использовали традиционный метод оценки наименьших квадратов (МНК) для анализа отношения инфляции к ИОЦ в ЗАЭС [176]. Одним из ограничений этого подхода является гипотеза, о том, что влияние инфляции на ИОЦ одинаково во всех странах ЗАЭС. Взаимосвязь между инфляцией и ИОЦ, вероятно, будет неоднородной в разных странах из-за различия между институциональными механизмами и политической средой.

Также *Eunice N. Egbuna* в своей работе в 2020 году исследовала взаимосвязь между инфляцией и ИОЦ в зависимости от сценариев инфляции и ту же методологию, как *Gonzalez, Teräsvita u Van Dijk*, в своих работах для Аргентины [177]. Методология заключается в использовании модели *PSTR* для оценки взаимосвязи путем разложения инфляции на ожидаемую и неожиданную. Авторы прогнозировали ожидаемую инфляцию с помощью модели *GARCH (1,1)* (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) для всех стран ЭКОВАС. Использование модели *GARCH (1,1)* для прогнозирования инфляции во всех странах ЭКОВАС может привести к искажению результатов. Поэтому мы предлагаем уникальным образом прогнозировать инфляцию в каждой стране ЭКОВАС, используя методологию *Box-Jenkins*.

Модель прогнозирования временных рядов по методологии *Box-Jenkins*

Одним из методов проведения исследования динамики ИПЦ является применение методики *Box-Jenkins* на основе интегрированного авторегрессионного процесса, скользящего среднего (*ARIMA*), которая включает:

- определение типа процесса;

- оценку модели;
- проверку достоверности этой модели [4].

Для индекса потребительских цен Нигерии была применена методика *Box-Jenkins*. Расширенный тест Дики Фуллера (*ADF*) на стационарность показал, что *Statistic ADF* (-3,12), критическое значение, *critical values* (-3,428) на 5% уровне значимости. Следовательно, временной ряд имеет детерминированную тенденцию, и требуется анализ процесса, представленного отклонениями от этого тренда. Процесс индекса потребительских цен Нигерии, в виде отклонений от тренда является стационарным, как без дрейфа, так и без тренда и дрейфа: на 5% уровне значимости *Statistic ADF* (-1,18), *critical values* (-1,94) в абсолютном выражении. Коррелограмма отклонений от тренда показала, что модель, способная наилучшим образом объяснить индекс потребительских цен Нигерии, имеет следующий тип: *ARIMA* (1,0,0) или ее можно записать как *AR* (1), это оптимальная модель по оценке информационных критериев. Модель имеет вид, представленный уравнением (3.8), коэффициент модели статистически значим $t\text{-Statistic}=10,41$ ($p\text{-value}=0,00$) (рисунок 3).

Проверка модели необходима, поскольку, если идентификация модели не выполнена должным образом, то это может привести к повторению цикла «идентификация-оценка-проверка» столько раз, пока модель не станет значимой.

Исходя из теста *portemanteau* (*Q-Q plot simple*), мы принимаем нулевую гипотезу H_0 : остатки расчетной модели являются белым шумом ($prob\text{-}k\text{-}lag > 5\%$). Тест линейности показывает, что вероятность $F\text{-stat}$ (5,858) > 5%. Тогда мы принимаем H_0 .

На рисунке 3.7 показана эффективность расчетной модели. Очевидно, что корректировка дает хороший результат при нескольких отклонениях.

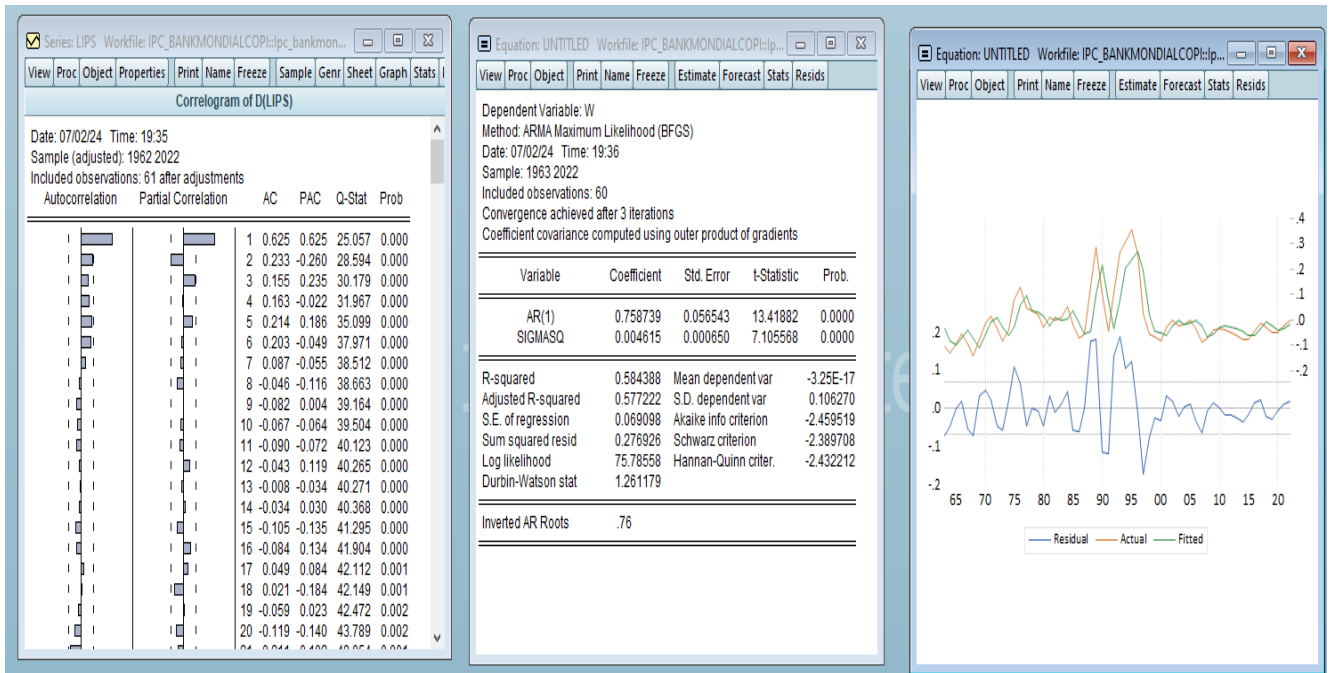


Рисунок 3.7 – Результаты построения модели ИПЦ Нигерии, 1960-2022 гг.

Источник: рассчитано автором

Тест на нормальность Жака-Бера показал, что $p\text{-value}=0,000$, что менее 5% уровня значимости. Следовательно, остатки расчетной модели не являются гауссовским белым шумом (нормально не распределяются).

Тест автокорреляции *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM* показывает, что $p\text{-value} = 0,889 > 5\%$: Мы принимаем H_0 : ошибки не автокоррелированы. Анализ показал, что модель проверена и статистически значима, поэтому мы можем делать по ней прогнозы.

Прогноз индекса потребительских цен Нигерии построен с учетом следующих формул:

$$W_{(t)} = \hat{a} W_{(t-1)} \quad (3.8)$$

$\hat{a} = 0,75$ тогда

$$W_{(t)} = 0,75 W_{(t-1)} \quad (3.9)$$

$$W_{(t+h)} = 0,75 W_{(t+h-1)} \quad (3.10)$$

$$W_{(t)} = \ln IPC_{(t)} - \hat{c} - d^*t \quad (3.11)$$

$$\ln IPC_{(t)} = \hat{c} + d*t + W_{(t)}, \quad (3.12)$$

где $\hat{c} = 3,50779$, $d = 0,009243$

$$\ln IPC_{(t+h)} = 3,50779 + 0,009243*(t+h) + W_{(t+h)} \quad (3.13)$$

$$IPC_{(t+h)} = e^{\ln IPC_{(t+h)}} = e^{3,50779 + 0,009243*(t+h) + W_{(t+h)}} \quad (3.14)$$

Аналогичным образом методика *Box-Jenkins* была применена к индексам цен всех других стран ЭКОВАС. Оптимальные модели прогнозирования индекса потребительских цен в других странах, определенные по критериям *AIC* и *BIC*, сгруппированы в таблице 3.11.

Таблица 3.11 - Прогнозирование инфляции в ЭКОВАС

Страна	Оптимальная модель прогнозирования	Страна	Оптимальная модель прогнозирования
Бенин	<i>ARIMA</i> (1,0,0)	Сьерра-Леоне	<i>ARIMA</i> (1,0,0)
Буркина Фасо	<i>ARIMA</i> (2,0,0)	Нигерия	<i>ARIMA</i> (1,0,0)
Кот-д'Ивуар	<i>ARIMA</i> (3,0,0)	Либерия	<i>ARIMA</i> (6,1,0)
Гвинея-Бисау	<i>ARIMA</i> (1,0,0)	Гана	<i>ARIMA</i> (2,1,1)
Мали	<i>ARIMA</i> (1,0,0)	Гамбия	<i>ARIMA</i> (1,1,0)
Нигер	<i>ARIMA</i> (2,1,0)	Кабо-Верде	<i>ARIMA</i> (3,0,0)
Сенегал	<i>ARIMA</i> (1,1,0)	Гвинея	<i>ARIMA</i> (1,1,0)
Того	<i>ARIMA</i> (2,0,1)		

Источник: составлено автором

Проведена оценка взаимосвязи между инфляцией и ИОЦ.

Модель, использованная в этой работе для оценки взаимосвязи между инфляцией и ИОЦ, представлена в виде:

$$ИОЦ_{(i,t)} = \alpha_i + \beta_1 ИПЦ_{ож}(i,t) + \beta_2 ИПЦ_{нож}(i,t) + E_{(i,t)}, \quad (3.15)$$

где ИОЦ - изменчивость относительных цен в стране i в год t ;

$ИПЦ_{ож}$ - индекс потребительских цен прогнозируемый (ожидаемая инфляция);

$ИПЦ_{нож}$ - остатки ИПЦ, измеряемые разницей между значением ИПЦ и прогнозируемым ИПЦ (неожиданная инфляция).

Чтобы исследовать взаимосвязь между инфляцией и ИОЦ, как и в экономической литературе мы используем методологию, которая заключается в изучении в первую очередь линейности между переменными. В зависимости от результатов тестирования линейности будет применена соответствующая модель панельных данных [190]. Если нулевая гипотеза однородности или линейности не отклоняется, то тогда целесообразно оценить линейные модели панельных данных, такие как модели с фиксированными эффектами или модели со случайными эффектами, на основе результата теста *Hausman*, чтобы определить, какая из этих моделей подходит для анализа. В таблице 3.12 представлен тест на линейность.

Таблица 3.12 - Тест на линейность

Тест на линейность	<i>p</i> -значение
<i>Boostratp test</i>	0,00

Источник: составлено автором

Так, *p*-значение тестовой статистики показывает отклонение нулевой гипотезы линейной зависимости между переменными. Таким образом, существует нелинейная зависимость между ИОЦ и инфляцией это значит, что модель *PSTR* является хорошим выбором для определения нелинейностей и порогового влияния инфляции на ИОЦ. Результаты оценки, проведенной с помощью программного обеспечения *Stata*, представлены в таблице 3.13.

Таблица 3.13 – Результаты оценки влияния инфляции на ИОЦ, %

Сценарий	<i>D1</i>	<i>D2</i>
Порог	149,70 (0,00)	
Ожидаемая инфляция	-129,17 (0,01)	108,02 (0,22)
Неожидаемая инфляция	22,12 (0,67)	83,77 (0,04)

Источник: составлено автором

Результаты показывают, что для инфляции в ЭКОВАС характерны два сценария:

- сценарий с низкой инфляцией (*D1*) и индексом потребительских цен 149,70% или 1,49 в год;
- сценарий высокой инфляции (*D2*), когда индекс потребительских цен превышает 149,70% или 1,49 в год.

Порог 1,49 означает, что покупатели платят 149 денежных единиц за те же товары, которые стояли 100 ден. ед. в базовом году (2010).

При интерпретации результатов модели *PSTR* необходимо учитывать только признаки оценочных коэффициентов и уровень значимости (*Colletaz u Hurlin*, 2006). Результаты показывают, что влияние инфляции на ИОЦ зависит от различных сценариев инфляции. Ожидаемая инфляция является отрицательной и значительной в сценарии низкой инфляции. Результат свидетельствует о том, что искажения ожидаемой инфляции в относительных ценах пропадают в низком сценарии, ниже порогового уровня инфляции. Этот результат согласуется с прогнозами модели затрат на маркировку, предполагающими медленную корректировку номинальных цен по мере того, как инфляция снижает реальные цены и вызывает увеличение ИОЦ. Что касается неожиданной инфляции, результаты показывают, что влияние неожиданной инфляции на ИОЦ является значительным и положительным в сценарии с высокой инфляцией.

Таким образом, в работе определен инфляционный порог, характеризующий сценарий инфляции, и показано, что ИОЦ реагирует по-разному на разные сценарии инфляции в ЭКОВАС. Наша работа дает новое представление о пороговом влиянии инфляции на ИОЦ стран ЭКОВАС путем изучения различий в ожидаемом влиянии инфляции на ИОЦ в разных сценариях инфляции. Предположение, лежащее в основе этих результатов, заключается в том, что рост инфляции побудит экономических агентов провести дополнительный поиск более низких цен в краткосрочной перспективе из-за неполной информации о распределении цен. ИОЦ увеличивается с инфляцией в сценарии высокой инфляции, отражая более долгосрочную модель, в которой рост инфляции заставляет экономических агентов ожидать, что этот рост будет продолжительным

что затрудняет дальнейший поиск информации о ценах и приводит к большей изменчивости относительных цен.

3.5 Информационные инструментарий сбора и представления данных об инфляции в ЭКОВАС

Мы предлагаем информационный инструментарий, который может быть использован при сборе, расчете инфляции по предлагаемым методологиям и представление данных об инфляции в ЭКОВАС.

Отсутствие базы данных ЭКОВАС является одной из проблем, которая возникает при анализе инфляционных процессов в странах ЭКОВАС [173]. Страны ЭКОВАС публикуют данные об инфляции в ежемесячных отчетах, что затрудняет доступ к данным, так что сбор данных для инфляционного анализа предполагает чтение ежемесячных отчетов по всем странам ЭКОВАС [193]. Экономическим агентам было бы проще информировать и сравнивать эволюцию общего уровня цен в разных странах ЭКОВАС, если бы данные по всем странам-членам существовали на одной платформе.

Инструментарий и информационные основы *Power BI*, который является одним из методов анализа больших данных.

Microsoft Power BI является инструментом для анализа данных от *Microsoft*, который позволяет создавать настраиваемые интерактивные визуализации данных с достаточно простым интерфейсом, позволяющим конечным пользователям создавать свои собственные отчеты и информационные панели [175].

Power BI позволяет миллионам пользователей создавать автоматические отчеты, доступные с любого типа устройства. Этот инструмент бизнес-аналитики предназначен для компаний, которым необходимо отслеживать свои ключевые показатели, обрабатывать и анализировать большие объемы данных или делиться своими результатами в виде защищенных онлайн-отчетов [176]. *Power BI* также может быть применен для отслеживания макроэкономических данных разных стран, включая инфляцию, в частности для ЭКОВАС.

Сила *Power BI* в основном заключается в его способности охватывать весь цикл обработки данных (сбор-подготовку-визуализацию). Основными преимуществами инструмента являются:

- простота использования для конечных пользователей;
- объединение данных из нескольких источников;
- автоматическая консолидация больших объемов данных;
- обновление и мониторинг показателей в режиме реального времени;
- доступность и защита информации.

Возможное использование *Power BI* в рамках исследования инфляционных процессов в ЭКОВАС можно представить следующим образом:

1) сбор информации об индексе потребительских цен с помощью инструмента для извлечения под названием *power query* и обработка данных с помощью языка программирования *M*

Язык программирования *M* разработан для представления пользователям *power query* простого интерфейса преобразования данных и основан на четком и кратком синтаксисе, что упрощает написание пользовательских запросов [10]. Источников данных для индекса потребительских цен в ЭКОВАС насчитывается 7, таким образом, можно использовать сбор данных из разных источников и применить функцию объединения различных массивов [177]. Данные могут собираться с сайтов или серверов в каждой стране. В этой работе мы предполагаем, что данные хранятся в файлах эксель на компьютере. На рисунке 3.8 показан код, который может собирать данные.

```

let
    // Путь к файлам Excel
    путь = "C:\путь_к_файлам\",

    // Список файлов
    файлы = {
        "файл1.xlsx",
        "файл2.xlsx",
        "файл3.xlsx",
        "файл4.xlsx",
        "файл5.xlsx",
        "файл6.xlsx",
        "файл7.xlsx"
    },

    // Функция для загрузки файла Excel
    загрузитьФайл = (файл) =>
        let
            // Полный путь к файлу
            полныйПуть = путь & файл,

            // Загрузка файла Excel
            источник = Excel.Workbook(File.Contents(полныйПуть), null, true),

            // Выбор первого листа
            лист = источник[[Item="Лист1",Kind="Sheet"]][Data],

            // Преобразование первой строки в заголовки столбцов
            заголовки = Table.PromoteHeaders(лист, [PromoteAllScalars=true])
        in
            заголовки,

    // Список загруженных таблиц
    загруженныеТаблицы = List.Transform(файлы, each загрузитьФайл(_)),

    // Объединение таблиц
    объединение = Table.Combine(загруженныеТаблицы)
in
    объединение

```

Рисунок 3.8 - Код на языке M, позволяющий собирать данные

Источник: составлено автором

2) расчет уровня инфляции на языке программирования *DAX (Data Analysis Expressions)*;

DAX является языком формул и запросов, характерным для Microsoft *PowerPivot*, *Power BI* и табличных шаблонов *SQL Server Analysis* [178]. DAX представляет собой набор функций, операторов и констант, которые можно использовать в формуле или выражении для вычисления и возврата одного или нескольких значений [179]. DAX может быть использован для расчета уровней инфляции в разных странах, регионах и союзе ЭКОВАС. Код для расчета средневзвешенного индекса, стержневого значения индекса потребительских цен ЭКОВАС и ИПЦ* который рассчитан методом объединения, представлен на рисунке 3.9.

```

1 Средневзвешенный ИПЦ =
2 DIVIDE(
3     SUMX(
4         VALUES(pays[Country Name]),
5         [ИПЦ] * [ВЕС]
6     ),
7     SUMX(
8         VALUES(pays[Country Name]),
9         [ВЕС]
10    )
11 )
12

```

```

1 стержневый ИПЦ = (
2
3 VAR MAXI = MAX ('Вес'[wf])
4 RETURN
5 1 - MAXI * SUM(ipc[ipc])
6
7 )

```

```

1 ИПЦ* = (
2     VAR ho =
3     DIVIDE(
4         SUMX(
5             VALUES(pays[Country Name]),
6             [ИПЦ] * [ВЕС]
7         ),
8         SUMX(
9             VALUES(pays[Country Name]),
10            [ВЕС]
11        )
12    )
13
14 VAR MAXI = MAX ('Вес'[wf])
15
16 Return
17 (1- MAXI) * ho
18 )

```

Рисунок 3.9 - Код на языке *D*, позволяющий рассчитать инфляцию

Источник: составлено автором

3) визуализация и представление данных об инфляции в ЭКОВАС.

Power BI предлагает пользователям неограниченное количество графиков на выбор по мере необходимости [180]. Для представления уровней инфляции в

ЭКОВАС можно использовать несколько графиков, в том числе географические, гистограммы и т. д. *Power BI* также позволяет использовать фильтры по мере необходимости. Для определения уровня инфляции в ЭКОВАС можно использовать фильтры, позволяющие выбирать даты или страны. Публикация отчета, показывающего динамику цен в ЭКОВАС, может быть осуществлена с помощью *Power BI Service*, которая позволяет интегрировать отчеты на веб-сайтах. Отчеты представлены в виде следующих рисунков.

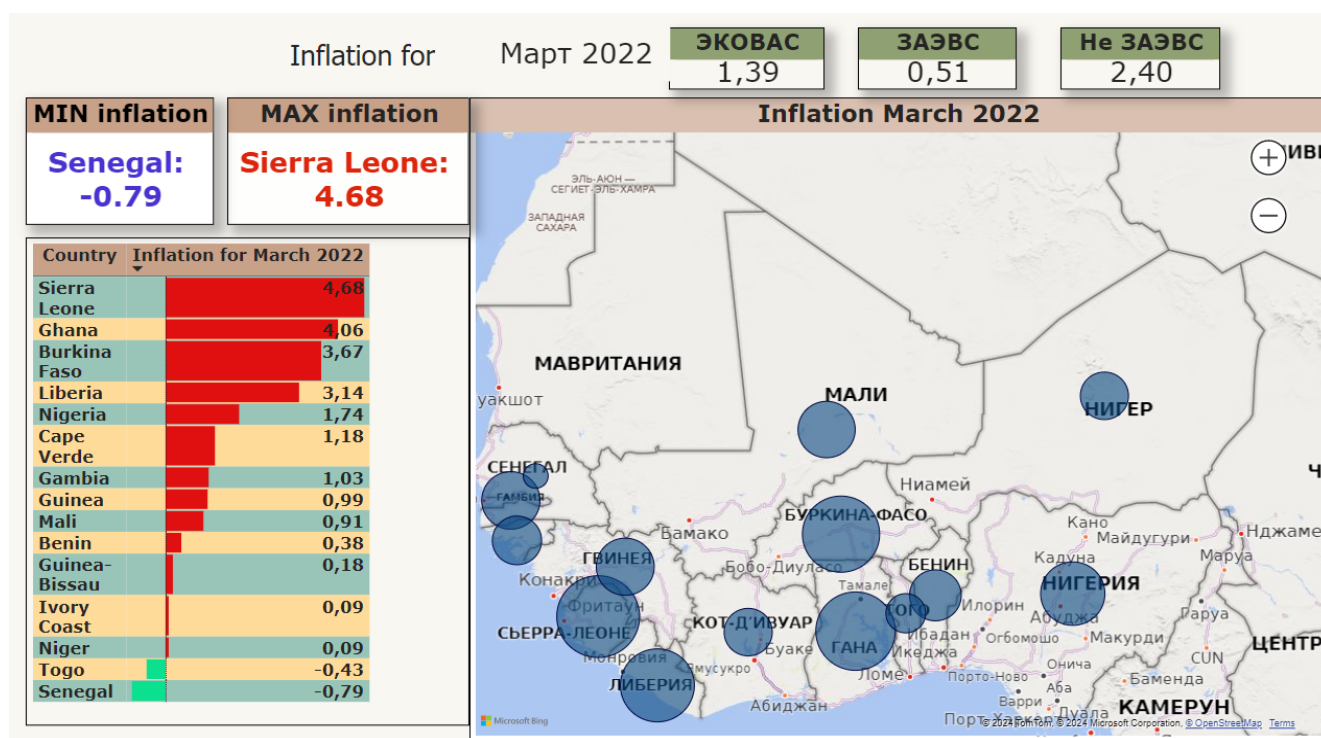


Рисунок 3.10 - Отчет инфляции в ЭКОВАС март 2022 г.

Источник: составлено автором

На рисунке 3.10 показаны соотношения значений инфляции в ЭКОВАС за месяц, страны с максимальными и минимальными значениями, также уровень инфляции в зависимости от величины представлен кругами разного. В марте 2022 года в Сьерра Леоне, Буркина-Фасо, Гане и Либерии наблюдался заметный рост инфляции

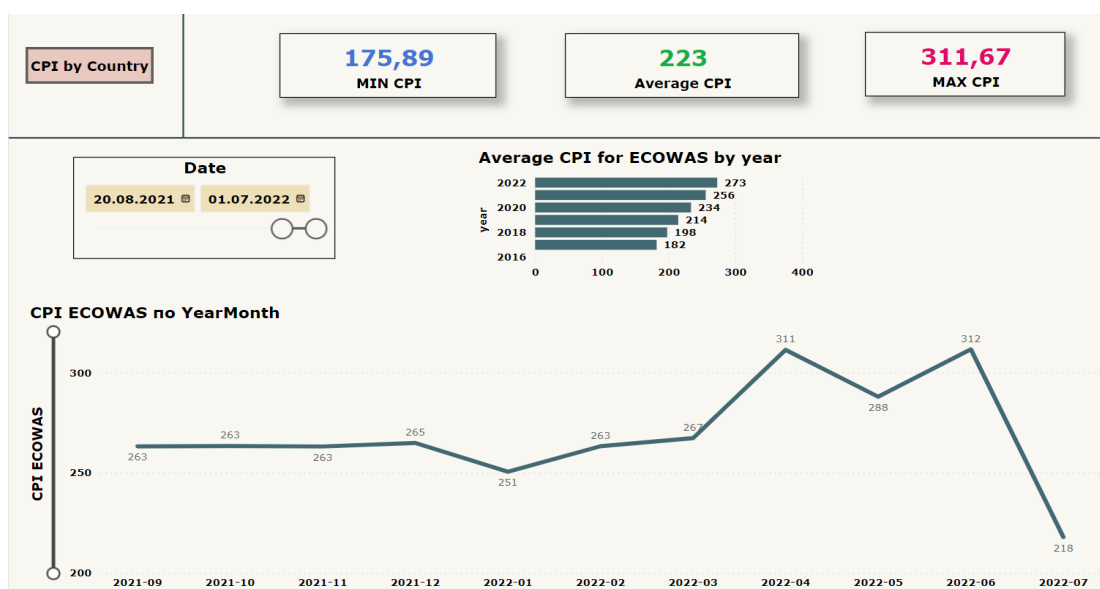


Рисунок 3.11 – Индекс потребительских цен в ЭКОВАС,
сентябрь 2021 г. – июль 2022 г., %

Источник: составлено автором

Отчет, как показано на рисунке 3.11, содержит динамику инфляции с возможностью выбора желаемого периода. В отчете предоставляется возможность просмотреть средние значения по годам, а также максимумы и минимумы инфляции в ЭКОВАС.

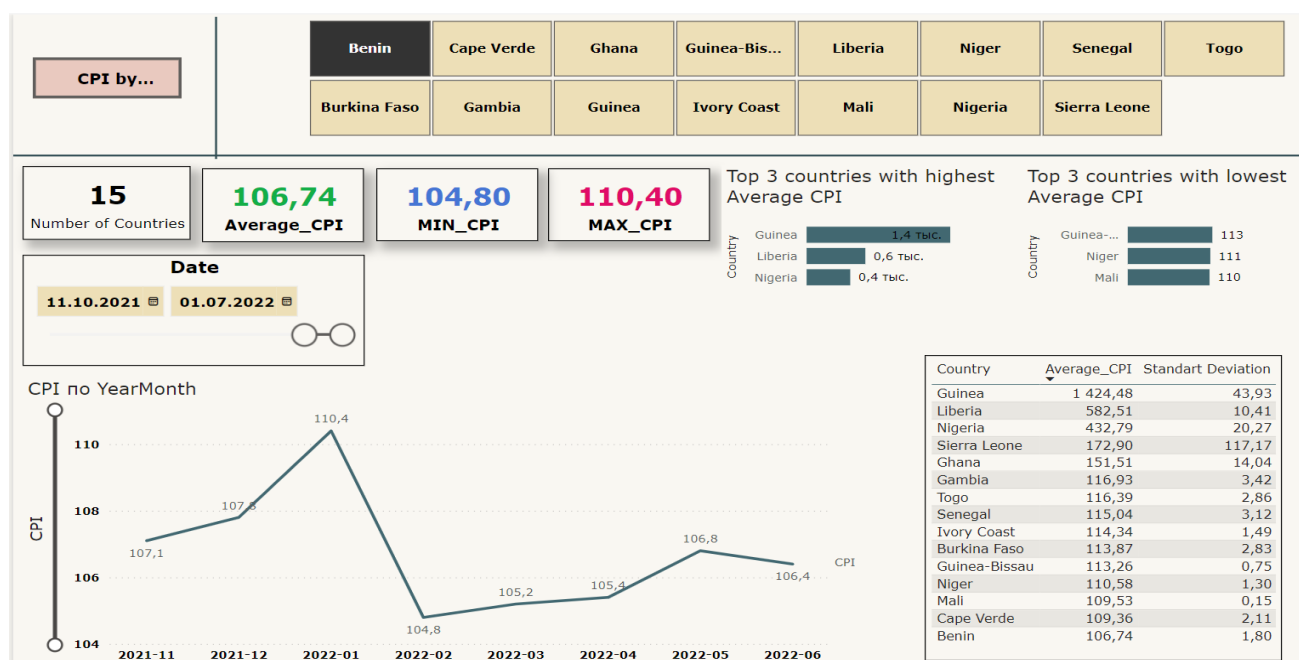


Рисунок 3.12 - Индекс потребительских цен, Бенин,
сентябрь 2021 г. – июль 2022 г., %

Источник: составлено автором

Рисунок 3.12 показывает динамику инфляции для одной страны ЭКОВАС - Бенин. Отчет позволяет выбрать желаемую страну и смотреть динамику инфляции в стране, а также описательные статистические значения ИПЦ. Отчеты остальных стран содержатся в приложении (Приложение Б).

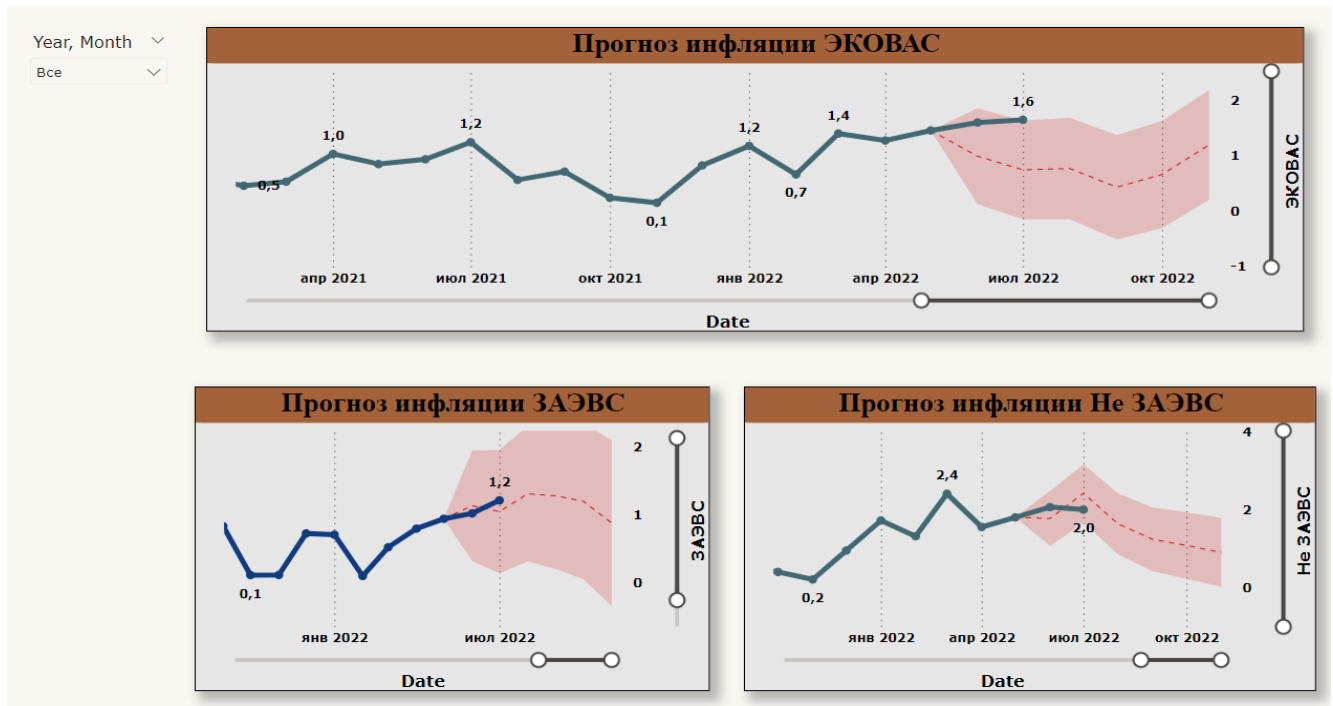


Рисунок 3.13 - Прогнозируемый уровень инфляции в ЭКОВАС

Источник: составлено автором

На рисунке 3.11 представлены линейные прогнозы инфляции для ЭКОВАС; ЗАЭВС и стран, не входящих в ЗАЭВС.

Выводы по главе 3:

1) Гипотеза о том, что индекс потребительских цен ЭКОВАС не полностью отражает общий рост цен, подтверждена двумя методами.

Метод сравнительного исследования ИПЦ и дефлятора ВВП исходит из того факта, что ИПЦ и дефлятор являются двумя основными показателями инфляции. Разницу между динамикой ВВП и дефлятором можно рассматривать как рост цен в ЭКОВАС, который не учитывается при расчете индекса потребительских цен.

Также применен метод ранжирования ВВП в ценах отчетного года и ВВП в ценах предыдущего года, который отражает порядок стран ЭКОВАС.

Коэффициент корреляции между рангами показателей текущего ВВП и ВВП в ценах предыдущего года рассматривается как смещение, отражающееся в инфляции Экономического сообщества западноафриканских государств.

Расчет индексов цен основан на статистических данных о ценах с фиксированной корзиной товаров и услуг. ИПЦ может содержать смещение, исходя из разных источников сбора данных и методологии. Оценка этого смещения, присущего ИПЦ стран ЭКОВАС, показывает, что ИПЦ по некоторым странам в полной мере не отражает инфляцию. Чтобы правильно оценить стоимость жизни и повысить эффективность денежно-кредитной политики в сообществе, мы рекомендуем регулярно обновлять корзину товаров и услуг, на основе которой рассчитывается индекс потребительских цен. Проведенный анализ выявил, что, углубленно изучив инфляционные процессы в странах ЭКОВАС, ключевой задачей, которую потребует решить в дальнейшем, является разработка согласованного индекса потребительских цен для сообщества ЭКОВАС.

2) Предложена и опробована методика непараметрического коинтеграционного анализа ИПЦ для стран ЭКОВАС.

Непараметрический метод коинтеграционного анализа может быть применен к индексам потребительских цен в странах ЭКОВАС с целью моделирования инфляционных процессов. Непараметрический метод коинтеграционного анализа является вероятностным анализом и может быть альтернативным методом, который можно использовать, когда условия классических тестов не выполняются.

Результаты анализа показывают, что между индексами потребительских цен стран ЗАЭС и стран, не входящих в ЗАЭС, существует взаимосвязь в долгосрочной перспективе, что подтверждено результатами формального теста на коинтеграцию. Непараметрический метод коинтеграционного анализа ИПЦ для стран ЭКОВАС является лучшим поскольку его правило принятия решений является вероятностным и решение не зависит от уровня достоверности.

3) Предложена методология измерения инфляции в ЭКОВАС.

Использованы следующие формулы для расчета ИПЦ различными методами:

$$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}} = \sum_i^n w_i \text{ИПЦ}_i \quad (3.6)$$

$$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}} = \left(1 - \text{МАХ} \left(\frac{1}{N} \sum_i^n w_{fi} \right) \right) \sum_i^n \text{ИПЦ}_i \quad (3.7)$$

$$\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}} = \left(1 - \text{МАХ} \left(\frac{1}{N} \sum_i^n w_{fi} \right) \right) \sum_i^n w_i \text{ИПЦ}_i \quad (3.8)$$

где ИПЦ_i - индекс потребительских цен страны i ; w_i - вес страны i , $\sum w_i = 1$; w_f - вес функций потребления, $\sum w_f = 1$; $\text{ИПЦ}_{\text{ЭКОВАС}}$ - индекс индексы потребительских цен ЭКОВАС.

Уравнение (3.6) - средневзвешенное значение индекса цен; уравнение (3.7) - стержневой индекс цен и уравнение (3.8) - комбинация двух первых методов. Результаты анализа показывают, что ИПЦ, рассчитанный методом комбинации двух первых методов и который учитывает не только вес каждой страны, но также исключает продукты питания и безалкогольные напитки для измерения инфляции в ЭКОВАС лучше всего объясняет инфляцию в сообществе поскольку его значения близки к простому среднему значению индекса.

4) Построен сценарный прогноз ИПЦ исходя из модели панельной регрессии с плавным переходом, *PSTR* для ЭКОВАС и выявлено пороговое значение индекса потребительских цен, определяющее границу начала высокой инфляции.

В исследовании изменчивости относительных цен (ИОЦ) в ЭКОВАС учтена нелинейная связь между инфляцией и ИОЦ и неоднородность стран сообщества. В работе рассмотрена реакция ИОЦ на различные сценарии инфляции в период с 2011 по 2022 год. Определено, что ИПЦ ЭКОВАС имеет пороговое значение 1,49 в год, за которым наблюдается высокая инфляция.

5) Разработаны алгоритмы информационного инструментария при сборе, расчете инфляции по предлагаемым методологиям и представления данных об инфляции в ЭКОВАС.

Развитие науки, в частности технологий искусственного интеллекта в области анализа больших данных, предоставляют новые возможности для анализа инфляционных процессов в странах ЭКОВАС.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Индекс потребительских цен, который используется в странах ЭКОВАС для измерения инфляции, является результатом статистического исследования также, как и разработка методологии индекса потребительских цен (ИПЦ) в разных странах ЭКОВАС. В целом ИПЦ в странах ЭКОВАС строится на основе одних и тех же принципов. Однако в результате проведенного исследования было обнаружено, что в некоторых странах ИПЦ не в полной мере отражает инфляцию. Это установлено предлагаемыми методологиями согласованного индекса потребительских цен для сообщества ЭКОВАС, который учитывает не только вес каждой страны, но также исключает продукты питания и безалкогольные напитки для измерения инфляции в ЭКОВАС и лучше всего объясняет инфляцию в сообществе.

Как показал опыт создания ЗАЭВС и использования единой валюты, эти меры оказались статистически значимыми и способствующими снижению инфляции в странах ЗАЭВС. Поскольку страны ЗАЭВС и страны, не входящие в ЗАЭВС, имеют одинаковое распределение инфляции, использование единой валюты в ЭКОВАС может существенно снизить уровень инфляции в сообществе. Единая валюта обеспечивает полную свободу передвижения товаров и услуг по всему сообществу, что позволяет ввести общий обменный режим с иностранными валютами и разработать идентичную и согласованную методологию расчета экономических и валютных агрегатов, включая ИПЦ. Однако создание единой валюты требует координации действий в соответствующих странах по улучшению экономики для хорошей поддержки валюты. Одним из основных критериев конвергенции при создании единой валюты ЭКОВАС является уровень инфляции, который не должен превышать установленный порог в 5 %. На сегодняшний день пока что условия реализации однородной валютной зоны не выполняются. Не все страны-члены соблюдают критерии конвергенции, необходимые для создания единой валюты. Поэтому важно, чтобы страны ЭКОВАС проводили экономическую политику, направленную на значительное снижение инфляции,

сокращение внешнего долга и принятие политики открытости и экономической интеграции.

Различными методиками, основанными на применении тестов единичного корня и оценки перекрестной зависимости данных, было показано, что закон паритета покупательной способности в рамках государственных границ Бенина и между странами ЗАЭВС и ЭКОВАС не соблюдается. Результаты были подтверждены предлагаемым методом, основанным на кластерном анализе. Преимущество использования индексов потребительских цен индивидуального потребления заключается в том, что методология позволяет учитывать изменения индекса цен потребительских функций и проверять гипотезу закона единой цены для каждого индекса цен потребительской функции, чтобы оценить и вывести результаты статистической проверки гипотезы закона единой цены для глобальных индексов соответствующих стран.

Моделирование инфляции в панельных данных ЭКОВАС методом *FMOLS* выявило, что инфляция в странах сообщества носит импортный характер. Это свидетельствует о зависимости экономики ЭКОВАС от остального мира. При импорте товаров и услуг из международного рынка происходит передача инфляции, которая обычно проявляется в повышении цен на товары в странах-экспортерах. Преимущество анализа панельных данных заключается не только в том, что они позволяют изучать динамику переменной во времени и между несколькими объектами, но также позволяют увеличить количество наблюдений без увеличения количества лет в базе данных. Из-за этого результаты моделирования *FMOLS* более эффективны.

Оценка наличия долгосрочного равновесия динамики ИПЦ в странах ЭКОВАС и ЗАЭВС осуществляется с применением статистических методов и математических инструментов. Рассмотрены особенности применения качественного метода коинтеграционного анализа к индексам цен. Преимущество этого непараметрического метода заключается в том, что, его правило принятия решений не включает уровень значимости.

В исследовании в полной мере использованы математические методы и эконометрические модели. Большое внимание уделено эконометрике панельных данных. Эконометрика панельных данных считается важной областью эконометрики и стала важной основой для всех микроэкономических анализов, а также актуальным подходом к ответам на вопросы макроэкономического характера. Область эконометрики панельных данных, которая изначально была ограничена линейными моделями, такими как модели с фиксированным эффектом и случайные модели, со временем расширилась, чтобы учитывать зависимости между объектами, что привело к разработке второго поколения панельных моделей. Принимая во внимание тот факт, что экономические явления редко бывают линейными; эконометрика панельных данных углубляется до пороговой модели, проходящей через модели с некоинтегрируемыми переменными, и продолжает развиваться, предоставляя перспективу будущим исследованиям. Изучение индексов потребительских цен в странах ЭКОВАС с помощью панельных моделей в сравнении с временными рядами дает уверенность в правильном понимании инфляционных процессов в странах ЭКОВАС. Панельный анализ в этой работе использовался также для проверки гипотезы паритета покупательной способности и определения порога инфляции в ЭКОВАС. В случае наличия недостаточно длинных временных рядов может быть использован непараметрический метод коинтеграции, который показал хороший результат анализа ИПЦ в нашей работе. Значимое внимание в нашей работе было уделено индексному методу статистического анализа, который представляет основу исследований инфляционных явлений. В этой работе было показано, как можно использовать кластерный анализ для проверки гипотезы паритета покупательной способности в странах ЭКОВАС. Статистические методы, эконометрические модели и математические инструменты, представленные и используемые в этой работе, могут быть полезными в научной работе, особенно в исследованиях инфляции в ЭКОВАС. С другой стороны, основные результаты могут быть полезными управленческим органам ЭКОВАС, будущему банку единой валюты и экономическим агентам.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Айвазян С. А. Прикладная статистика. – Рипол Классик, 1983. – Т. 45.
2. Андрюхин А. Ю. Статистическая оценка взаимосвязей показателей рынка труда и инфляции в экономике России //Статистика и экономика. – 2021. – №. 4. – С. 9-21.
3. Антонова А. Н. Социальное положение и уровень жизни населения России/А. Н. Антонова и др //Стат. сб. Росстат-М. – 2008.
4. Артеева В. С. Развитие цифровой экономики: анализ исследований о Data Science/ В. С. Артеева, В. В Бразовская //Цифровая трансформация экономических систем: проблемы и перспективы (ЭКОПРОМ-2022). – 2022. – С. 73-77.
5. Атчаде М. Н. Измерение социальной категории бедности по странам Африки //Экономика и предпринимательство. – 2013. – №. 9. – С. 40-44.
6. Бали М. и др. Параметрические и непараметрические методы в анализе социально-экономических процессов / М. Бали, Д. К. Батырова, М. В. Боченина [и др.]. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2021. – 202 с.
7. Беднова М. А., Ратникова Т. А. Эконометрический анализ спроса на въездной туризм в России //Прикладная эконометрика. – 2011. – №. 1 (21). – С. 97-113.
8. Берендеева Е. В. Моделирование реакции потребительского спроса российских домохозяйств на продовольственное эмбарго / Е. В. Берендеева, Т. А. Ратникова //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2018. – Т. 22. – №. 1. – С. 9-39.
9. Берндт К. Евроатлантические санкции против России: эффекты и дефекты/ К. Берндт и др //Государственная служба. – 2017. – Т. 19. – №. 6 (110). – С. 98-104.

10. Боченина М. В. Классификация банков, предоставляющих ипотечные программы в Санкт-Петербурге // *Финансы и бизнес*. - 2007. - №2. - С. 69-82.
11. Боченина М. В. Оценка изменения цен на рынке жилья: гедонический подход // *Вестник евразийской науки*. – 2022. – Т. 14. – №. 3. – С. 42.
12. Боченина М. В. Применение метода коинтеграции структурных данных в анализе рынка жилой недвижимости // *Вопросы статистики*. – 2021. – Т. 28. – №. 5. – С. 79-85.
13. Боченина М. В. Прогнозирование цен на рынке жилья в условиях изменения основной тенденции // *Теория и практика общественного развития*. – 2023. – №. 8 (184). – С. 137-142.
14. Боченина М. В. Динамика цен жилищного рынка: гипотезы роста // *Финансы и бизнес*. – 2021. – Т. 17. – №. 2. – С. 96-111.
15. Брыскина Е. О. Анализ и оценка инфляционных процессов в России // *Международный научно-исследовательский журнал*. – 2020. – №. 4-2 (94). – С. 6-10.
16. Вику К. Н. К. Детерминанты инфляции в Бенине/ К.Н.К. Вику // *Научные исследования современных проблем развития России: Цифровая трансформация экономики: Материалы международной научно-практической конференции молодых ученых, Санкт-Петербург, 18 февраля 2021 года / Под научной редакцией Е.А. Горбашко, редколлегия: А.Г. Бездудная [и др.]. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2021.*
17. Вику К. Н. К. Инфляция и демография в экономическом и валютном союзе западноафриканских государств (ЗАЭВС) / К. Н. К. Вику // *Измерение и анализ благосостояния: тезисы докладов Всероссийской (с международным участием) научно-практической конференции, Санкт-Петербург, 27–28 января 2022 года. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2022. – С. 124-128.*
18. Вику К.Н.К. Оценка коинтеграции инфляции и производительности: на примере России и стран Западноафриканского экономического и валютного

союза (ЗАЭВС) / К.Н.К. Вику, А.В. Портнов// Наука Красноярья. – 2023. – Т. 12, № 1-1. – С. 60-77. – DOI 10.12731/2070-7568-2023-12-1-60-77. – EDN KSPKGU.

19. Вику К.Н.К. Инфляция в ЭКОВАС: Microsoft Power BI// Статистическое образование в России: интеллектуальный анализ данных. Материалы III всероссийской практической конференции (Оренбург 23–28 октября 2023 г.) / К.Н.К. Вику. Оренбург 2023. С. 398–403.

20. Вику К.Н.К. Охват индекса потребительских цен валютно-экономического союза западноафриканских государств (ЗАЭВС) / К.Н.К. Вику // Научные исследования современных проблем развития России: Цифровая трансформация экономики: Материалы международной научно-практической конференции молодых ученых, Санкт-Петербург, 17 февраля 2022 года / Под научной редакцией Е.А. Горбашко, редколлегия: А.Г. Бездудная [и др.]. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2022. – С. 486-489.

21. Вику К.Н.К. Прогнозирование индекса потребительских цен в Нигерии // Статистические методы анализа экономики и общества. Материалы международной научно-практической конференции студентов и аспирантов (Москва 11-14 Мая 2021.) / К.Н.К. Вику. Издательский дом Высшей школы экономики Москва. 2021. С. 42.

22. Вику К.Н.К. Смещение индекса потребительских цен / К.Н.К.Вику, М. В. Боченина // Экономика, управление и финансы: конкурентное развитие и инновационные подходы: Сборник материалов III Всероссийской научно-практической конференции, Ульяновск, 23 июня 2021 года. – Ульяновск: Ульяновский государственный университет, 2021. – С. 133-136. – EDN HAWDNB.

23. Вику К.Н.К. Тестирование стационарности панельных данных на примере анализа инфляции в странах экономического сообщества западноафриканских государств (ЭКОВАС) / К.Н.К. Вику // Вестник

Нижегородского университета им. Н.И. Лобачевского. Серия: Социальные науки. 2023. № 1 (69). С. 21–27. - DOI 10.52452/18115942_2023_1_21

24. Вику, К. Н. К. Анализ индекса цен стран ЭКОВАС: эконометрический подход / К. Н. К. Вику // Актуальные вопросы развития современной науки: теория и практика : Сборник материалов научной сессии профессорско-преподавательского состава, научных сотрудников и аспирантов по итогам НИР за 2022 г, Санкт-Петербург, 01 апреля – 01 2023 года. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургского государственного экономического университета, 2024. – С. 21-24. – EDN SAGUOR.

25. Вику, К. Н. К. Закон единой цены в пределах одной страны: на примере Бенина / К. Н. К. Вику // Вестник университета. – 2023. – № 3. – С. 80-89. – DOI 10.26425/1816-4277-2023-3-80-89. – EDN TKWFZT.

26. Вику, К. Н. К. Индекс потребительских цен (ИПЦ) как индикатор социального неравенства в странах ЭКОВАС / К. Н. К. Вику // Измерение и анализ благосостояния: тезисы докладов Всероссийской (с международным участием) научно-практической конференции, Санкт-Петербург, 25–27 января 2024 года. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2024. – С. 88-92. – EDN IJXGOL.

27. Вику, К. Н. К. Паритет покупательной способности: Россия и Западноафриканский экономический и валютный союз (ЗАЭВС) / К. Н. К. Вику // Известия Международной академии аграрного образования. – 2023. – № 66. – С. 121-125. – EDN SJBNWC.

28. Вику, К. Н. К. Статистический анализ инфляции и условий внедрения единой валюты в ЭКОВАС / К. Н. К. Вику // Развитие территорий. – 2022. – № 4(30). – С. 71-77. – DOI 10.32324/2412-8945-2022-4-71-77. – EDN TYNFAW.

29. Вику, К. Н. К. Теоретические основы измерения инфляции в странах ЭКОВАС / К. Н. К. Вику // Вестник Российского университета кооперации. – 2022. – № 1(47). – С. 22-27. – EDN FOQVXP.

30. Вику, К. Н. К. Экономическая открытость и инфляция в странах экономического сообщества западноафриканских государств (ЭКОВАС) / К. Н. К.

Вику // Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия: Экономика и менеджмент. – 2022. – Т. 16, № 4. – С. 7-14. – DOI 10.14529/em220401. – EDN CFHWEEQ.

31. Вику, К.Н.К. Кластерный анализ стран ЗАЭС по индексу потребительских цен индивидуального потребления по целям / К.Н.К. Вику // Современные тенденции развития науки и мирового сообщества в эпоху цифровизации: Материалы научной конференции аспирантов, Санкт-Петербург, 19–27 апреля 2022 года / Под научной редакцией Е.А. Горбашко, редколлегия: А.Г. Бездудная [и др.]. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2022. – С. 155-156. – EDN ACAZIU.

32. Глущенко К. П. Закон единой цены в российском экономическом пространстве // Прикладная эконометрика. – 2010. – №. 1 (17). – С. 3-19.

33. Данные Центрального банка западноафриканских государств (ВСЕАО) [Электронный ресурс] - URL: <https://edenpub.bceao.in>

34. Дробот Е. В. Исследование экономического потенциала Евразийского экономического союза: факторы конкурентоспособности и угрозы экономической безопасности // Российское предпринимательство. – 2016. – Т. 17. – №. 12. – С. 1407-1428.

35. Елисеева И. И. Кластерный анализ регионов-доноров современной России / И. И. Елисеева и др. // Вестник Белгородского университета кооперации, экономики и права. – 2016. – №. 2. – С. 117-125.

36. Елисеева, И. И. Спрос на рынке жилья и потребности россиян: эконометрический подход / И. И. Елисеева, М. В. Боченина // Экономическое возрождение России. – 2022. – № 4(74). – С. 41-56. – DOI 10.37930/1990-9780-2022-4-74-41-56.

37. Елисеева, И. И. Работа с разнотипными данными / И. И. Елисеева // Управление данными в экономике / Санкт-Петербургский государственный экономический университет. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2020. – С. 56-78.

38. Елисеева, И. И. Дифференциация заработной платы в Российской Федерации: территориальные особенности / И. И. Елисеева, М. П. Декина // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2020. – № 5. – С. 39-51. – DOI 10.25198/2077-7175-2020-5-39.
39. Елисеева, И. И. Структурные характеристики и показатели центра распределения в измерении бедности в России / И. И. Елисеева, М. П. Декина // Финансы и бизнес. – 2023. – Т. 19, № 4. – С. 3-13. – DOI 10.31085/1814-4802-2023-19-4-128-3-13.
40. Елисеева, И. И. Статистические методы измерения связей / И. И. Елисеева; Министерство высшего и среднего специального образования РСФСР. – Ленинград: Издательство Ленинградского государственного университета, 1982. – 134 с.
41. Елисеева И. И. Секция социально-экономических проблем и статистики Санкт-Петербургского Дома ученых им. М. Горького РАН: история и современность/ И. И. Елисеева, А. Л. Дмитриев //Вопросы статистики. – 2018. – Т. 25. – №. 8. – С. 52-65.
42. Елисеева И. И. Измерение бедности в России: возможности и ограничения/ И. И. Елисеева, Ю. В. Раскина //Вопросы статистики. – 2017. – №. 8. – С. 70-89.
43. Елисеева И. И., Рукавишников В. О. Группировка, корреляция, распознавание образов. – М.: Статистика, 1977.
44. Жамбиков А. М. ЭКОВАС и введение единой валюты в Западной Африке: проблемы и перспективы //Азия и Африка сегодня. – 2020. – №. 3. – С. 54-58.
45. Капустин А. А. Теоретико-методологические аспекты качества экономико-статистической информации //Научная электронная библиотека «Веда. – 2007.
46. Каракозов С. Д. Проектирование содержания профессиональных компетенций образовательного стандарта ИТ-специалиста на основе требований

профессиональных стандартов и работодателей/С.Д. Каракозов, М.В. Худжина, Д.А. Петров//Информатика и образование. – 2019. – №. 7. – С. 7-16.

47. Кашбразиев Р. В. Открытость экономики как условие развития международной кооперации //Финансы: теория и практика. – 2015. – №. 4 (88). – С. 122-131.

48. Кеннеди Ф. Ненаписанное завещание (К 100-летию со дня рождения) / Ф. Кеннеди, В. Соколов //США и Канада: экономика, политика, культура. – 2017. – №. 6. – С. 89-97.

49. Кирпиков А. Р. Качественный контент-анализ как метод исследования //Культура, личность, общество в современном мире: методология, опыт эмпирического исследования. —Екатеринбург, 2018. – 2018. – №. 21. – С. 67-74.

50. Копыток В. К. Влияние политики инфляционного таргетирования на динамику прямых иностранных инвестиций / В. К. Копыток, Т. А. Ратникова //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2017. – Т. 21. – №. 1. – С. 32-65.

51. Костюнина Г. М. Интеграционные группировки в Африке //Международная экономическая интеграция. – 2006. – С. 297-319.

52. Кузнецов С. В. Потребности региональной экономики в профессиональных кадрах: вопросы цифровизации исчисления и особенности региональной безработицы / С.В, Кузнецов, В.А. Курзенев, В.Т. Перекрест//Экономика Северо-Запада: проблемы и перспективы развития. – 2020. – №. 1. – С. 61-68.

53. Курышева С. В. Оценка тенденций в изменении налоговой нагрузки предприятий России по видам экономической деятельности за 2006-2014 годы / С. В. Курышева //Вестник НГУЭУ. – 2015. – №. 4. – С. 152-159.

54. Курышева С.В. Статистический анализ динамики индекса развития человеческого потенциала (ИРЧП) / С. В. Курышева, М. Н. Атчаде // Научная сессия профессорско-преподавательского состава, научных

сотрудников и аспирантов по итогам НИР 2010 года. Апрель 2011 года: сборник докладов. – СПб. : Изд-во СПбГЭУ, С. 103-105, 2011

55. Нуреев Р. М. Экономические санкции против России: ожидания и реальность / Р. М. Нуреев, П. К. Петраков //Мир новой экономики. – 2016. – №. 3. – С. 14-31.

56. Параметрические и непараметрические методы в анализе социально-экономических процессов / М. Бали, Д. К. Батырова, М. В. Боченина [и др.]. – Санкт-Петербург: Санкт-Петербургский государственный экономический университет, 2021. – 202 с. – EDN ZGKWOG

57. Ратникова Т. А. Введение в эконометрический анализ панельных данных //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2006. – Т. 10. – №. 2. – С. 267-316.

58. Ратникова Т. А., Фурманов К. К. Анализ панельных данных и данных о длительности состояний. – Федеральное государственное автономное образовательное учреждение высшего образования" Национальный исследовательский университет" Высшая школа экономики", 2014.

59. Россошанский А. И. Монетарное неравенство и инфляция: официальная статистика и оценки россиян / А. И. Россошанский, Г. В. Белехова //Наука Красноярья. – 2020. – Т. 9. – №. 4. – С. 31-60.

60. Руководство по индексу потребительских цен: Теория и практика / Международная организация труда, Международный Валютный Фонд, Организация экономического сотрудничества и развития, Статистическое бюро Европейских сообществ, Организация Объединенных Наций/Международный банк реконструкции и развития, Всемирный банк. Перевод с английского. 2007 г.

61. Светуньков, С. Г. Запредельные случаи метода Брауна в экономическом прогнозировании / С. Г. Светуньков, А. В. Бутуханов, И. С. Светуньков; Федеральное агентство по образованию, Гос. образовательное учреждение высш. проф. образования "Санкт-Петербургский гос. ун-т экономики и финансов", Ин-т иностранных яз.. – Санкт-Петербург: Изд-во Санкт-

Петербургского гос. ун-та экономики и финансов, 2006. – 71 с. – ISBN 5-7310-2137-6. – EDN QROEYJ.

62. Скроботов А. А. Тестирование единичных корней в панельных данных против неоднородной альтернативы с приложением к региональным индексам потребительских цен РФ //Российское предпринимательство. – 2017. – Т. 18. – №. 2. – С. 175-184.

63. Смит А. Исследование о природе и причинах богатства народов: Inquiry into the nature and causes of the wealth of nations. Москва, Ленинград: Гос. соц. эконом. изд-во, 1935.

64. Схведиани А.Е. Алгоритм эконометрического моделирования пространственных панельных данных/А.Е.Схведиани//Инновации и инвестиции. – 2020. – №. 9. – С. 157-161.

65. Финансовый учет. [Электронный ресурс]. Режим доступа. <https://fin-accounting.ru/cfa/11/quantitative/cfa-nonparametric-inference>

66. Abdourahamane A. N., Toure H. Le Phénomène d'inflation en Algérie (1990-2017) : Diss. – Université Mouloud Mammeri, 2019.

67. Abonazel M. R. Bias correction methods for dynamic panel data models with fixed effects //International Journal of Applied Mathematical Research. – 2017. – Т. 6. – №. 2. – С. 58-66.

68. Adama D., Bamba K. A. Régime de change et Croissance économique: le cas des pays de la CEDEAO/ D. Adama, K. A. Bamba //The West African Economic Review La Revue Economique de l'Afrique de l'Ouest. – 2012.

69. Adu G., Marbuah G. Determinants of inflation in Ghana: An empirical investigation / G. Adu, G. Marbuah //South African Journal of Economics. – 2011. – Т. 79. – №. 3. – С. 251-269.

70. Alagidede P. A regional analysis of inflation dynamics in Ghan/ P. A. Alagidede et al. //International Growth Centre, Working Paper. – 2014. – С. 1-32.

71. Al-Obaydy W. N. I. Document classification using term frequency-inverse document frequency and K-means clustering / W. N. I. Al-Obaydy et al

//Indonesian Journal of Electrical Engineering and Computer Science. – 2022. – Т. 27. – №. 3. – С. 1517-1524.

72. Analyse Afrique [Электронный ресурс]. URL: <https://www.aa.com.tr/fr/analyse-nouvelles/monnaie-unique-africaine-eco-permettra-aux-pays-membres-de-se-r%C3%A9appropriier-leur-souverainet%C3%A9-/545681>

73. Anderson M. D., Botman M. D. P. J., Hunt M. B. Is Japan's population aging deflationary?. – International Monetary Fund, 2014.

74. Asselain J. C. Taux de change et parité de pouvoir d'achat: évolutions récentes dans les pays du CAEM //Revue d'études comparatives Est-Ouest. – 1986. – С. 43-68.

75. Balassa B. European integration: problems and issues //The American Economic Review. – 1963. – Т. 53. – №. 2. – С. 175-184.

76. Balassa B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal //Journal of political Economy. – 1964. – Т. 72. – №. 6. – С. 584-596.

77. Baltagi B. H., Kao C. Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: A survey /B. H. Baltagi, C. Kao //Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. – Emerald Group Publishing Limited, 2001. – С. 7-51.

78. Banerjee A. et al. Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data – Oxford university press, 1993.

79. Banerjee A. Estimation of nonlinear systems using linear multiple models / A. Banerjee et al. //AIChE Journal. – 1997. – Т. 43. – №. 5. – С. 1204-1226.

80. Baneth J. Fortress Europe and other myths concerning trade. – World Bank Publications, 1993. – №. 1098.

81. Baneth J. The theory of purchasing power parity: a new review //Journal of Development Economics. – 1994. – С. 35-72.

82. Banque du Canada [Электронный ресурс]. Режим доступа: www.banqueducanada.ca/2020/08/inflation-expliquee

83. Belfrage C. J. The development of the Swedish real exchange rate over a longer perspective //Sveriges Riksbank Economic Review (Sweden). – 2021. – №. 2. – C. 46-66.
84. Bhumali A. FDI, trade, and economic growth: a dynamic panel study on global economy/ A. Bhumali et al. //The Gains and Pains of Financial Integration and Trade Liberalization. – Emerald Publishing Limited, 2019. – C. 77-87.
85. Bils M. Do higher prices for new goods reflect quality growth or inflation? //The Quarterly Journal of Economics. – 2009. – T. 124. – №. 2. – C. 637-675.
86. Blancheton B. Chapitre 5. Les politiques commerciales aux XIXe et XXe siècles, quelques repères chronologiques //Le point sur... Economie. – 2008. – C. 51-66.
87. Blancheton B. Histoire de la mondialisation. – De Boeck Supérieur, 2008.
88. Boianovsky M. Reacting to Samuelson: Early development economics and the factor-price equalization theorem //Review of Political Economy. – 2021. – T. 33. – №. 4. – C. 631-655.
89. Bojanic A. N. Evidence of purchasing power parity in silver-backed Mexico and India //Australian Economic History Review. – 2010. – T. 50. – №. 3. – C. 306-320.
90. Boya C. Modélisation non paramétrique de la relation entre les séries: la cointégration qualitative / C. Boya, J. L. Monino //Innovations. – 2013. – №. 3. – C. 211-235.
91. Breitung J. Unit roots and cointegration in panels/ J. Breitung, M. H. Pesaran – 2006.
92. Breusch T. S. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics/ T. S. Breusch, A. R. Pagan //The review of economic studies. – 1980. – T. 47. – №. 1. – C. 239-253.

93. Broz T. The theory of optimum currency areas: A literature review //Privredna kretanja i ekonomska politika. – 2005. – T. 15. – №. 104. – C. 52-78.
94. Carrère C. UEMOA, CEMAC: quelle performance en matière de commerce? //Revue d'economie du developpement. – 2013. – T. 21. – №. 1. – C. 33-60.
95. Ceglowski J. The law of one price: intranational evidence for Canada //Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique. – 2003. – T. 36. – №. 2. – C. 373-400.
96. Chabossou A. Mobile telephony access and usage in Africa / A. Chabossou et al. //The Southern African Journal of Information and Communication. – 2008. – T. 2008. – №. 9. – C. 17-41.
97. Chambas G. et al. Mali: les facteurs de la croissance à long terme/ G. Chambas et al. //Programme de recherche sur l'Afrique émergente, OCDE. – 2000.
98. Chen W. W. Semiparametric estimation of fractional cointegrating subspaces/ W. W. Chen, C. M. Hurvich //The Annals of Statistics. – 2006. – C. 2939-2979.
99. Choi I. Unit root tests for panel data //Journal of international money and Finance. – 2001. – T. 20. – №. 2. – C. 249-272.
100. Chortareas G. Getting PPP right: identifying mean-reverting real exchange rates in panels/ G. Chortareas, G. Kapetanios //Journal of Banking & Finance. – 2009. – T. 33. – №. 2. – C. 390-404.
101. Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED) [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://unctad.org/fr/press-material/faitsetchiffres6#:~:text=En%202019%2C%20l'Afrique%20repr%C3%A9sentait,4%25%20du%20commerce%20continental%20total>
102. Coulibaly S. N. Energie, croissance et environnement dans les pays de l'UEMOA : дис. – Université de Rennes, 2014.
103. Crawford A. Le point sur les biais de mesure inhérents à l'IPC canadien //Revue de la Banque du Canada. – 1998. – C. 39-56.
104. Da Ronch R. The European Monetary Union: an optimal currency area?.

105. Dafe F. Fuelled power: oil, financiers and central bank policy in Nigeria // *New Political Economy*. – 2019. – T. 24. – №. 5. – C. 641-658.
106. De Hoyos R. E. Testing for cross-sectional dependence in panel-data models/ R. E. De Hoyos, V. Sarafidis // *The stata journal*. – 2006. – T. 6. – №. 4. – C. 482-496.
107. Dehem R. Histoire de la pensée économique: des mercantilistes à Keynes. – Presses Université Laval, 1984. – T. 21.
108. Dellas H. An optimum-currency-area odyssey/ H. Dellas, G. S. Tavlas // *Journal of International Money and Finance*. – 2009. – T. 28. – №. 7. – C. 1117-1137.
109. Diewert W. Consumer price index: calculation and interpretation of indices // *Journal of Economics and Prospects*. – 1998. – №. 1. – C. 47.
110. Diop C. L'UEMOA et la perspective d'une zone monétaire unique de la CEDEAO: les enseignements d'un modèle de gravité // *Document d'Etude et de Recherche BCEAO, NDER/07/01–Avril*. – 2007. – C. 2-38.
111. Diop M. B. Problématique du choix du régime de change dans les pays de la CEDEAO / M. B. Diop, A. Fall – *Ministere de l'Economie et des Finances, Direction de la Prevision et des Etudes Economiques*, 2011.
112. Duarte M. Fiscal policy and regional inflation in a currency union/ M. Duarte, A. L. Wolman // *Journal of international Economics*. – 2008. – T. 74. – №. 2. – C. 384-401.
113. Dubé É. Étude empirique sur la parité des pouvoirs d'achat : дис. – Université du Québec à Montréal, 2006.
114. Dubé, E. Étude empirique sur la Parité des Pouvoirs d'Achat// *Master's thesis*. Université du Québec à Montréal. Canada, 2019.
115. Edey M. Coûts et avantages du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix // *Revue économique de l'OCDE*. – 1994. – №. 23. – C. 123-146.
116. Engle R. F. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing/ R. F. Engle, C. W. J. Granger // *Econometrica: journal of the Econometric Society*. – 1987. – C. 251-276.

117. Engle R. F. Forecasting and testing in co-integrated systems/ R. F. Engle, B. S. Yoo //Journal of econometrics. – 1987. – T. 35. – №. 1. – C. 143-159.
118. Fankem G. S. G. Business cycle synchronization and African monetary union: A wavelet analysis/ G. S. G. Fankem, L. C. F. Mbesa //Journal of Macroeconomics. – 2023. – T. 77. – C. 103527.
119. Fannoh R. Modeling Inflation Rates in Liberia; SARIMA Approach: дис. – JKUAT-PAUSTI, 2018.
120. Fiorese F. Forecast ability of Econometrics models: univariate and multivariate analysis. – 2020.
121. Frees E. W. Assessing cross-sectional correlation in panel data //Journal of econometrics. – 1995. – T. 69. – №. 2. – C. 393-414.
122. Friedman M. Monetary statistics of the United States: Estimates, sources, methods/ M. Friedman, A. J. Schwartz – New York: National Bureau of Economic Research, 1970. – №. 20.
123. Ftiti Z. Ciblage d'inflation et performance macroéconomique: nouvelle approche, nouvelle réponse / Z. et al.//L'Actualité économique. – 2018. – T. 94. – №. 4. – C. 481-505.
124. Abdourahamane A. N., Toure H. Le Phénomène d'inflation en Algérie (1990-2017) : Diss. – Université Mouloud Mammeri, 2019.
125. Gros D. Vers l'union monétaire européenne : pourquoi et comment? /D. Gros, N. Thygesen //Revue de l'OFCE. – 1990. – T. 33. – №. 1. – C. 131-153.
126. Hartley H. O. The analysis of incomplete data/ H. O. Hartley, R. R. Hocking //Biometrics. – 1971. – C. 783-823.
127. Hausman J. A. Specification tests in econometrics //Econometrica: Journal of the econometric society. – 1978. – C. 1251-1271.
128. Hausman J. A. Valuation of new goods under perfect and imperfect competition. – Cambridge, Mass., USA: National Bureau of Economic Research, 1994.
129. Heckman J. J. Sample selection bias as a specification error //Econometrica: Journal of the econometric society. – 1979. – C. 153-161.

130. Herrendorf B. Wages, human capital, and barriers to structural transformation/ B. Herrendorf, T. Schoellman //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2018. – T. 10. – №. 2. – C. 1-23.
131. Herwartz H. Testing for random effects in panel data under cross sectional error correlation—A bootstrap approach to the Breusch Pagan test //Computational statistics & data analysis. – 2006. – T. 50. – №. 12. – C. 3567-3591.
132. Horowitz J. L. Censoring of outcomes and regressors due to survey nonresponse: Identification and estimation using weights and imputations/ J. L. Horowitz, C. F. Manski //Journal of Econometrics. – 1998. – T. 84. – №. 1. – C. 37-58.
133. Houssa R. Monetary union in West Africa and asymmetric shocks: A dynamic structural factor model approach //Journal of Development Economics. – 2008. – T. 85. – №. 1-2. – C. 319-347.
134. Hsiao F. S. T. FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia—Panel data versus time-series causality analyses/ F. S. T. Hsiao, M. C. W. Hsiao //Journal of Asian Economics. – 2006. – T. 17. – №. 6. – C. 1082-1106.
135. Hübler O. Panel data econometrics: modelling and estimation. – Diskussionsbeitrag, 2005. – №. 319.
136. Hurlin C. synthesis of unit root tests on panel data/ C. Hurlin, V. A. Mignon //Economy & forecast. – 2005. – T. 3. – C. 253-294.
137. Ibeabuchi S. N. Central Bank of Nigeria/ S. N. Ibeabuchi et al. //Economic and Financial Review. – 2007. – T. 45.
138. Igue C. B. Intermédiation financière et croissance économique: une approche basée sur le concept d'efficacité-X appliquée à la zone UEMOA //L'Actualité économique. – 2013. – T. 89. – №. 1. – C. 7-37.
139. Im K. S. Panel LM unit root tests with trend shifts/K. S. Im et al. //Available at SSRN 1619918. – 2010.
140. Im K. S. On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables/ K. S. Im, M. H. Pesaran //Available at SSRN 482463. – 2003.

141. Im K. S. Testing for unit roots in heterogeneous panels/Im et al. //Journal of econometrics. – 2003. – T. 115. – №. 1. – C. 53-74.
142. Jablonski K. Optimum Currency Areas and the European Experience: An Examination of Diverging Competitiveness among Key EU Nations. – 2017.
143. Jackson E. A. Dynamic effect of inflation shocks in Sierra Leone: An empirical analysis / E. A. Jackson et al. //Journal of Advanced Studies in Finance. – 2019. – №. 2 (20). – C. 73-91.
144. Jacobson T. World-Wide Purchasing Power Parity/ T. Jacobson, M. Nessén . – Sveriges Riksbank Working Paper Series, 1998. – №. 75.
145. Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors //Journal of economic dynamics and control. – 1988. – T. 12. – №. 2-3. – C. 231-254.
146. Johansen S. Nonstationary cointegration in the fractionally cointegrated VAR model/ S. Johansen, M. Ø. Nielsen //Journal of Time Series Analysis. – 2019. – T. 40. – №. 4. – C. 519-543.
147. Kapetanios G. Alternative approaches to estimation and inference in large multifactor panels: Small sample results with an application to modelling of asset returns/ G. Kapetanios, M. H. Pesaran.- CESifo Working Paper, 2005. – №. 1416.
148. Kenen P. B. The Theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic View //International Economic Integration: Critical Perspectives on the World Economy, Volume II: Monetary, Fiscal and Factor Mobility Issues, London. – 1998. – C. 59-77.
149. Ker H. W. Application of hierarchical linear models/linear mixed-effects models in school effectiveness research //Universal Journal of Educational Research. – 2014. – T. 2. – №. 2. – C. 173-180.
150. Kireyev A. P. Monetary Policy and Inflation //Building Integrated Economies in West Africa. – International Monetary Fund.
151. Klevmarcken N. A. Panel Studies: what can we Learn from them? //European Economic Review. – 1989. – T. 33. – C. 523-529.
152. Kwiatkowski D. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?/ D. Kwiatkowski, et al. //Journal of econometrics. – 1992. – T. 54. – №. 1-3. – C. 159-178.

153. Laszkiewicz E. Determinants of Hourly Wages Inequality in Selected European Metropolises. The Results from the Multilevel Modelling //Equilibrium. – 2016. – Т. 11. – №. 4. – С. 853.

154. Le Monde [Электронный ресурс]. Режим доступа: https://www.lemonde.fr/economie/article/2019/06/19/le-veillissement-de-la-population-va-encourager-l-automatisation-des-emplois_5478385_3234.html

155. Levin A. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties /A. Levin, et al. //Journal of econometrics. – 2002. – Т. 108. – №. 1. – С. 1-24.

156. Little R. J. A. Models for nonresponse in sample surveys //Journal of the American statistical Association. – 1982. – Т. 77. – №. 378. – С. 237-250.

157. Liu J. T. Estimated hedonic wage function and value of life in a developing country/ J. T. Liu, et al. //Economics Letters. – 1997. – Т. 57. – №. 3. – С. 353-358.

158. Lucas R. E. B. Hedonic wage equations and psychic wages in the returns to schooling //The American Economic Review. – 1977. – С. 549-558.

159. Maddala G. S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test / G. S. Maddala, S. Wu //Oxford Bulletin of Economics and statistics. – 1999. – Т. 61. – №. S1. – С. 631-652.

160. Maillard D. De l'inflation //Commentaire. – 2010. – Т. 33. – №. 3. – С. 671-676.

161. Marziarani M. Heteroscedastic and homoscedastic GLMM and GLM: application to effort estimation in the Gulf of Mexico shrimp fishery, 1984 through 2001 //International Journal of Probability and Statistics. – 2018. – Т. 7. – №. 1. – С. 19-30.

162. Mpfu R., Munalula T. 4. Potential scalability of a methodologically harmonized consumer price index in Africa //African Statistical Journal Journal statistique africain. – 2012. – Т. 106. – С. 105.

163. Ndiaye B. Determinants de l'inflation au Senegal: approche par les fonctions de consommation/ B. Ndiaye, Y. J. Badji – Republique du Senegal, 2008.
164. Nubukpo K. K. L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA. – 2002.
165. Nubukpo K. Politique monétaire et servitude volontaire: la gestion du franc CFA par la BCEAO //Politique africaine. – 2007. – №. 1. – C. 70-84.
166. Nyahoho E. Finances internationales: théorie, politique et pratique. – PUQ, 2002.
167. Officer L. H. The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article (Théorie de la parité des pouvoirs d'achat des taux de change: une étude)(La teoría de los tipos de cambio basados en la paridad del poder adquisitivo: Artículo de repaso) //Staff Papers-International Monetary Fund. – 1976. – C. 1-60.
168. Olowofeso O. E. Évaluation de l'état de préparation des pays de la ZMAO à la migration vers un cadre de ciblage de l'inflation/ O. E. Olowofeso, et al. – Série de publications occasionnelles de l'IMAO, 2021. – №. 23.
169. Organisation mondiale du commerce (OMC). *Examen statistique du commerce mondial 2021*[Электронный ресурс]. Режим доступа: https://www.wto.org/french/res_f/statis_f/wts2021_f/wts21_toc_f.htm
170. Pesaran H. Dynamic linear models for heterogenous panels / H. Pesaran, et al. //The econometrics of panel data: a handbook of the theory with applications. – Dordrecht: Springer Netherlands, 1996. – C. 145-195.
171. Pesaran M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence //Journal of applied econometrics. – 2007. – T. 22. – №. 2. – C. 265-312.
172. Pesaran M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers //Economics. – 2004. – T. 1240. – №. 1. – C. 1.
173. Pesaran M. H. General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels //Empirical economics. – 2021. – T. 60. – №. 1. – C. 13-50.
174. Pesaran M. H. On the interpretation of panel unit root tests //Economics Letters. – 2012. – T. 116. – №. 3. – C. 545-546.

175. Pesaran M. H. Time series and panel data econometrics. – Oxford University Press, 2015.
176. Pesaran M. H., Deaton A. S. Testing non-nested nonlinear regression models //Econometrica: Journal of the Econometric Society. – 1978. – C. 677-694.
177. Pesaran M. H. Long-run structural modelling/ M. H. Pesaran, Y. Shin //Econometric reviews. – 2002. – T. 21. – №. 1. – C. 49-87.
178. Pesaran M. H. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels / M. H. Pesaran, R. Smith //Journal of econometrics. – 1995. – T. 68. – №. 1. – C. 79-113.
179. Phillips P. C. B. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence / P. C. B. Phillips, D. Sul //The econometrics journal. – 2003. – T. 6. – №. 1. – C. 217-259.
180. Pratique et Théorie : Indice harmonie des prix de consommation dans les pays de l'UEMOA / Direction de statistique UEMOA. – Papillon : Dakar .2018
181. Rossiter J. Measurement bias in the Canadian consumer price index. – 2005.
182. Samuelson P. A. Dynamics, statics, and the stationary state //The review of economics and statistics. – 1943. – T. 25. – №. 1. – C. 58-68.
183. Samuelson P. A. Theoretical notes on trade problems //The review of economics and statistics. – 1964. – C. 145-154.
184. Sclove S. L. Time-series segmentation: A model and a method //Information Sciences. – 1983. – T. 29. – №. 1. – C. 7-25.
185. Sekkach A. Evaluation de l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique: le cas de l'Afrique subsaharienne //African Scientific Journal. – 2021. – T. 3. – №. 9.
186. Shapiro M. D. Mismeasurement in the consumer price index: An evaluation / M. D. Shapiro, D. W. Wilcox //NBER macroeconomics annual. – 1996. – T. 11. – C. 93-142.
187. Shiller R. J. Testing the random walk hypothesis: Power versus frequency of observation / R. J. Shiller, P. Perron . – 1985.

188. Shumska S. et al. Criteria of optimum currency area: From classical to contemporary approach– 2014.
189. Stock J. H. Testing for common trends/ J. H. Stock, M. W. Watson //Journal of the American statistical Association. – 1988. – Т. 83. – №. 404. – С. 1097-1107.
190. Techno Finiance [Электронный ресурс]. Режим доступа: www.techno-finance.fr/differences-entre-deflateur-pib-l-ipc/
191. Trade statistics for international business development [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://www.trademap.org/Index.aspx>
192. Umaru A. Effect of inflation on the growth and development of the Nigerian economy (An empirical analysis) / A. Umaru, A. A. Zubairu //International Journal of Business and Social Science. – 2012. – Т. 3. – №. 10.
193. von der Lippe P. Verlaufsanalysen (Panellerhebungen) in der Statistik: Warum und wie?. – Diskussionsbeitrag, 2011. – №. 186.
194. Wang M. Testing for the equality of integration orders of multiple series/ M. Wang, N. H. Chan //Econometrics. – 2016. – Т. 4. – №. 4. – С. 49.
195. Westerlund J., Blomquist J. A modified LLC panel unit root test of the PPP hypothesis/ J. Westerlund, J. Blomquist //Empirical economics. – 2013. – Т. 44. – С. 833-860. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0552-x>

ПРИЛОЖЕНИЯ

ПРИЛОЖЕНИЕ А - ХАРАКТЕРИСТИКА ИПЦ В СТРАНАХ ЭКОВАС

Таблица Б.1 - Характеристики ИПЦ в странах ЭКОВАС

Страна	Источник коэффициента веса страт	базисный период	Охват географический	Охват товаров и услуг	Выборочное обследование
Страны ЗАЭВС	обследования состояния жизни домашних хозяйств	2014	географическая территория ЗАЭВС	Западноафриканская потребительская классификация, принятая для построения согласованных индексов стран ЗАЭВС (НСОА-ИНРС)	Квотный отбор
Сьерра-Леоне		2008	национальный охват	международная классификация индивидуального потребления по целям КИПЦ	
Нигерия	обследования уровня жизни 2003/2004г	2009			
Либерия	обследования потребления домашних хозяйств 2016	2005			
Гана	обследование уровня жизни в 2016/2017	2008			
Гамбия	обследования домашних хозяйств в 2015/2016				
Кабо-Верде	последнего обследования доходов и расходов домашних хозяйств в 2015 году	2018			
Гвинея	обследование для оценки бедности в 2002/2003	2002			

Источник: рассчитано автором

ПРИЛОЖЕНИЕ Б - ИНДЕКС ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ЭКОВАС сентябрь 2021 г. – июль 2022 г., %

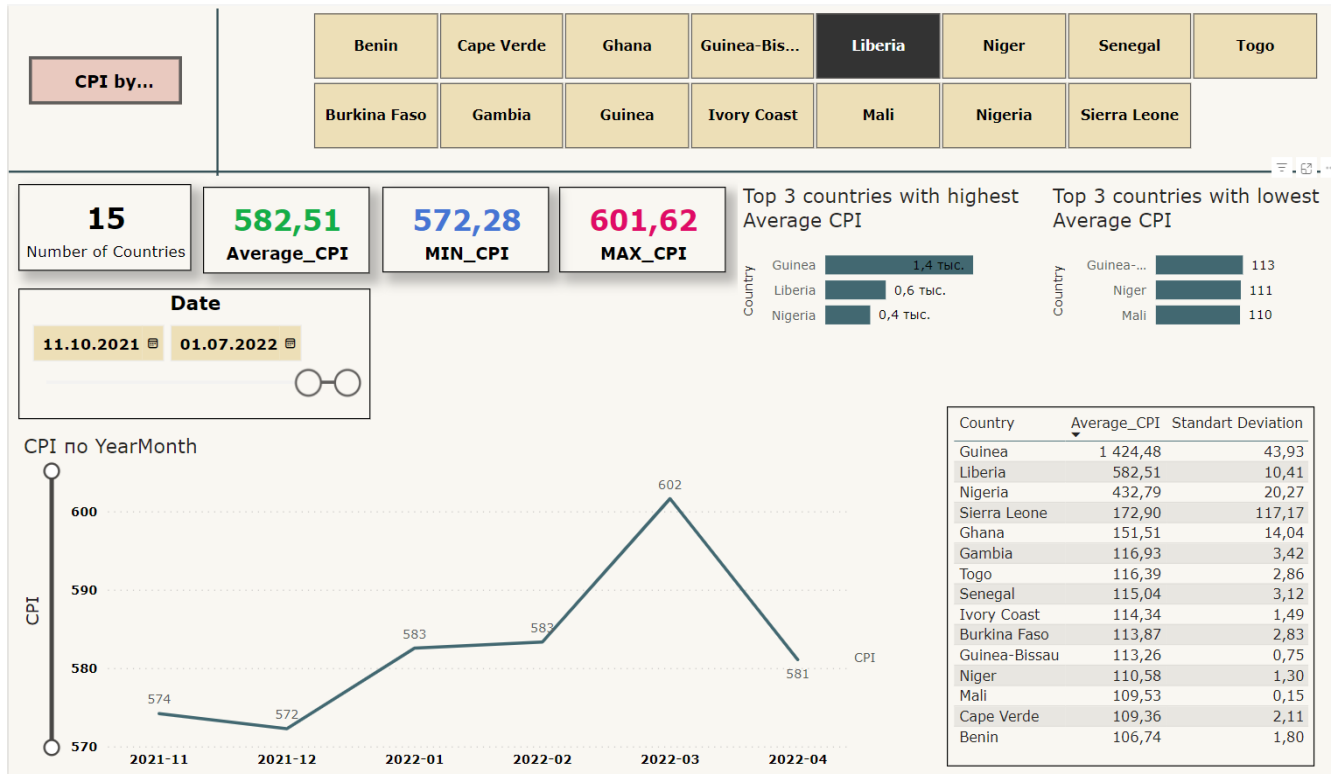


Рисунок Б.1 - Индекс потребительских цен, Либерия

Источник: рассчитано автором

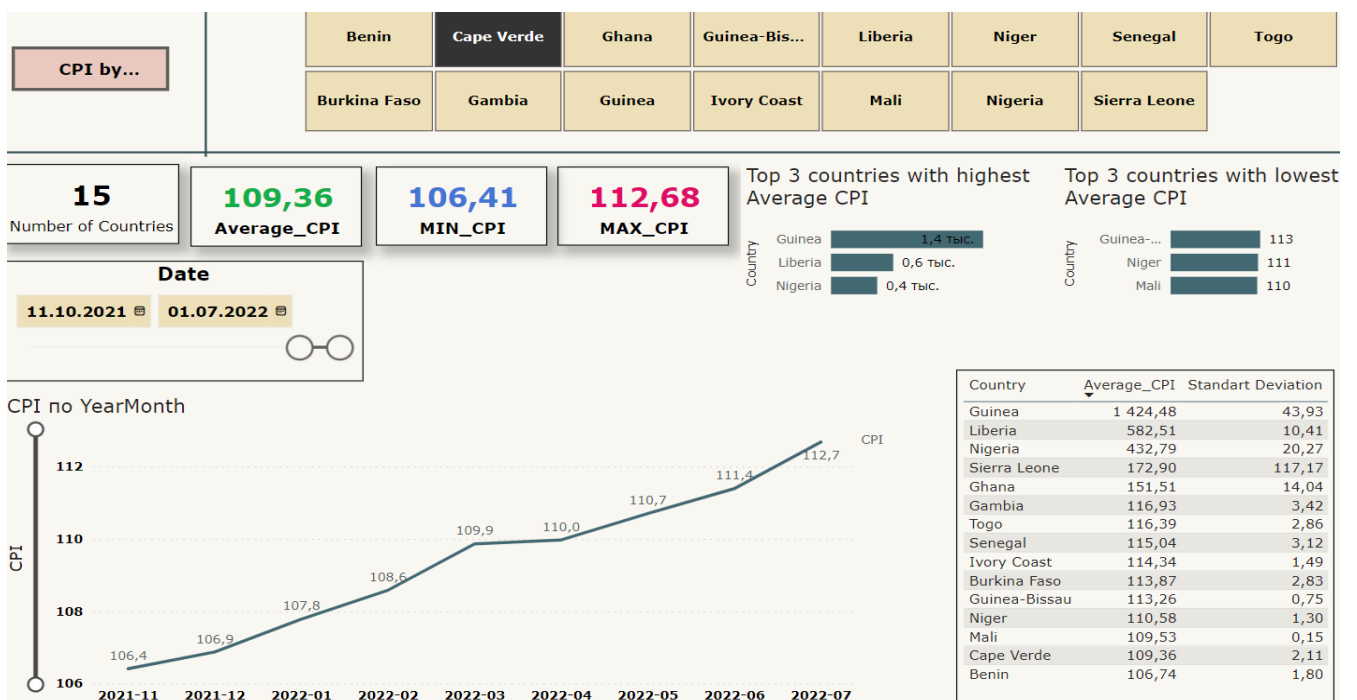


Рисунок Б.2 - Индекс потребительских цен, Кабо-Верде

Источник: рассчитано автором

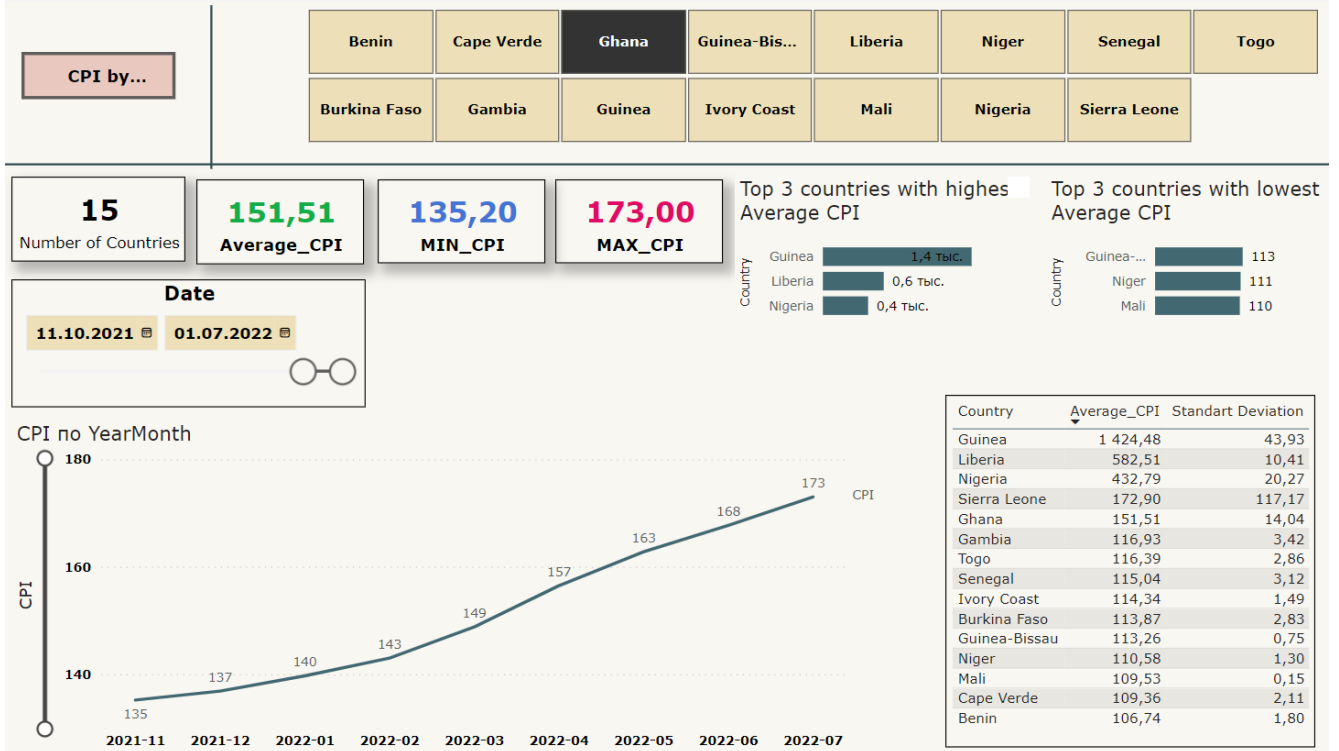


Рисунок Б.3 - Индекс потребительских цен, Гана

Источник: рассчитано автором

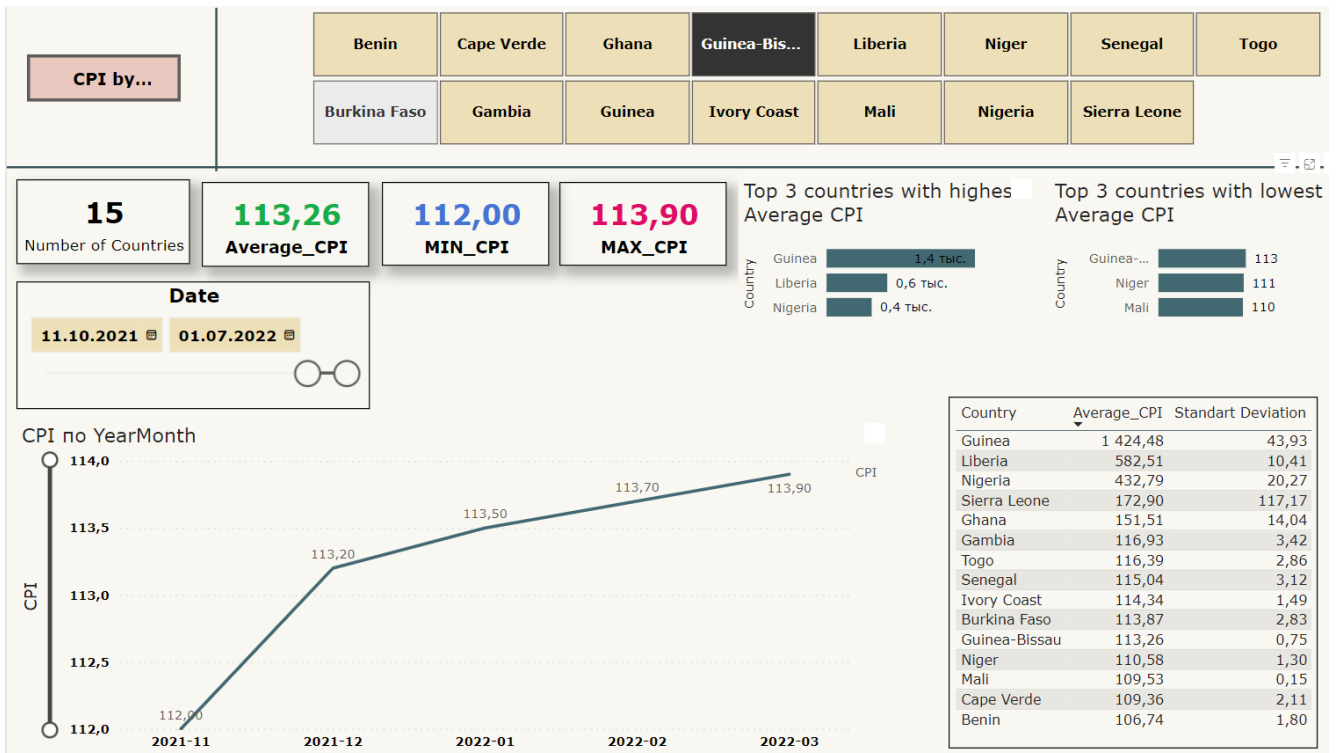


Рисунок Б.4 - Индекс потребительских цен, Гвинея-Бисау

Источник: рассчитано автором

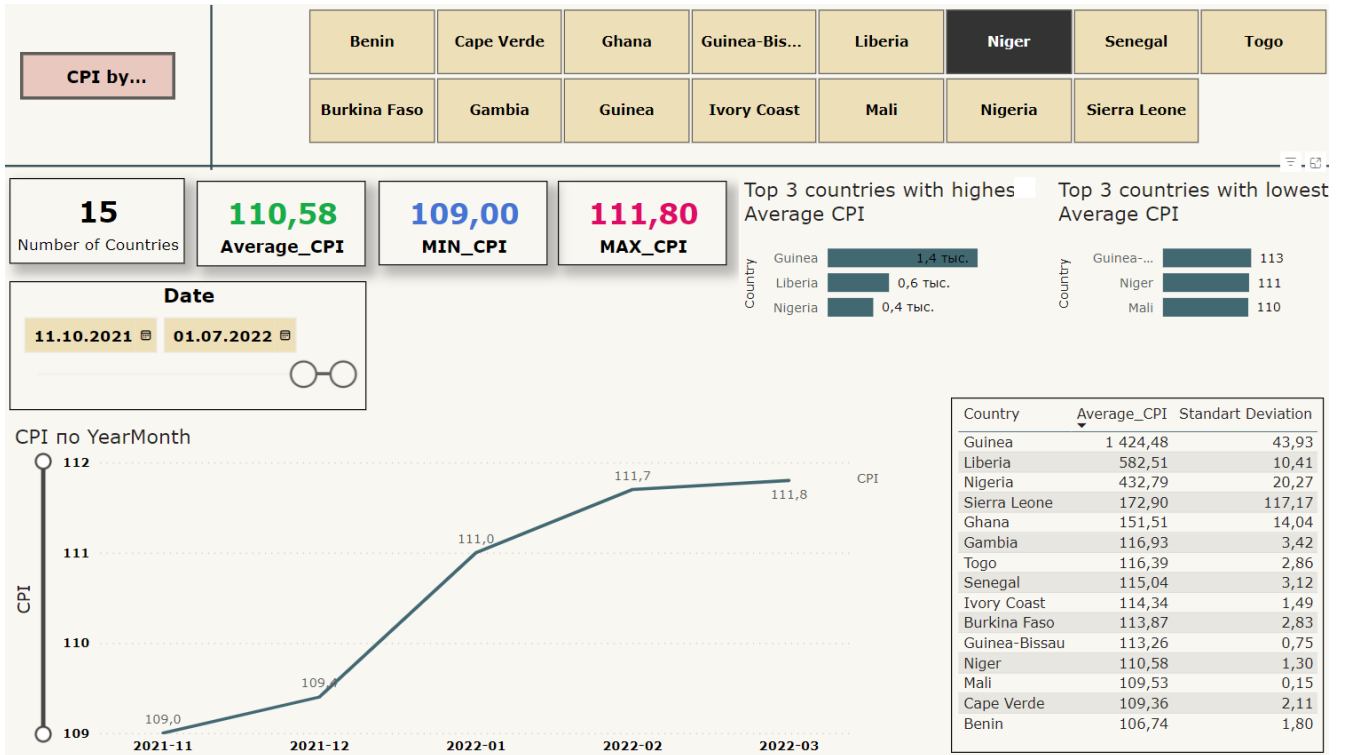


Рисунок Б.5 - Индекс потребительских цен, Нигер

Источник: рассчитано автором

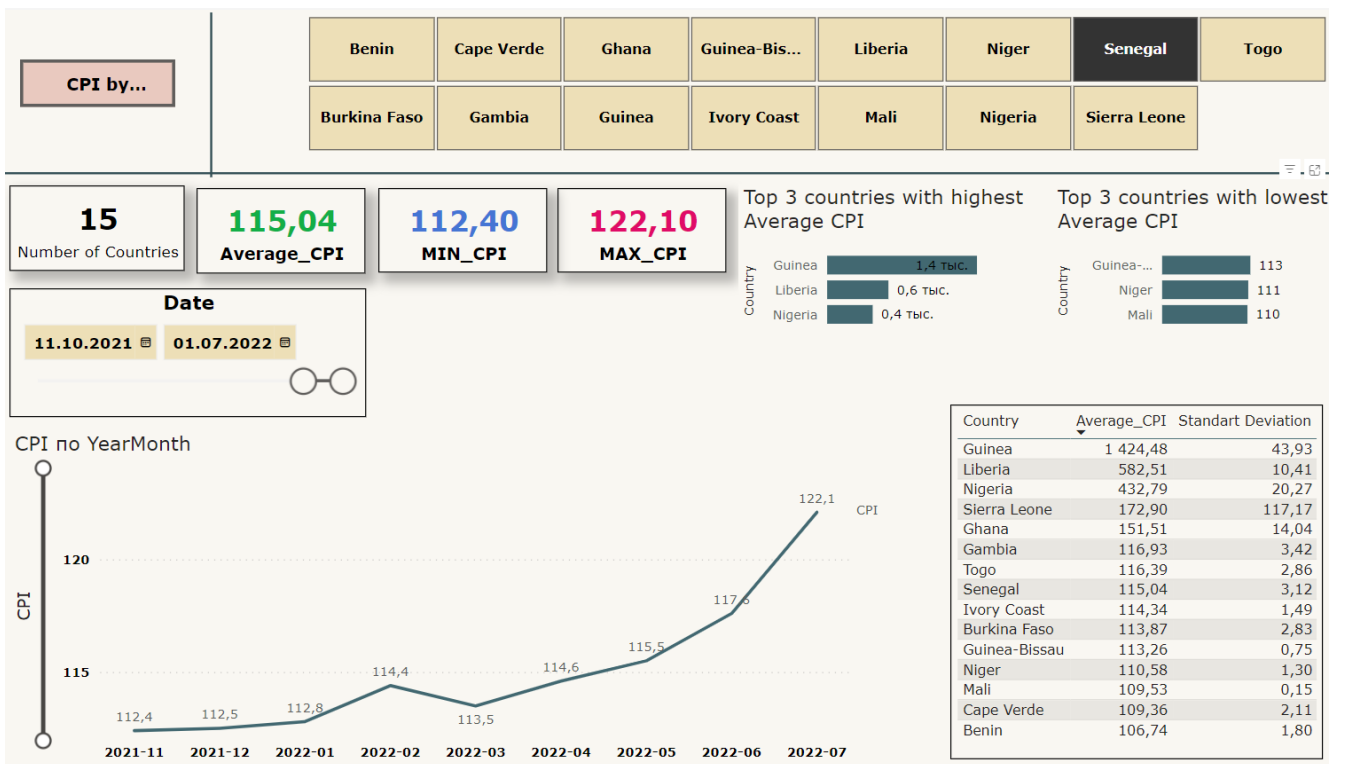


Рисунок Б.6 - Индекс потребительских цен, Сенегал

Источник: рассчитано автором

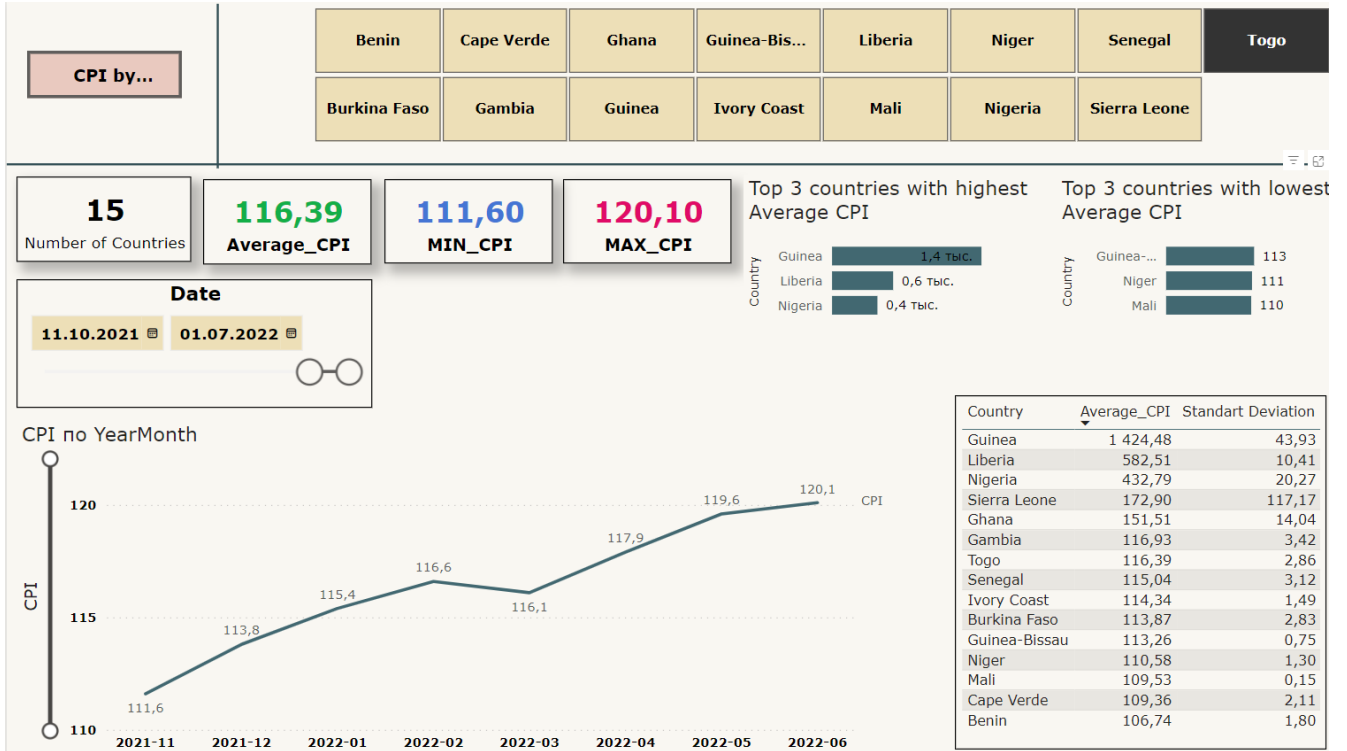


Рисунок Б.7 - Индекс потребительских цен, Того

Источник: рассчитано автором

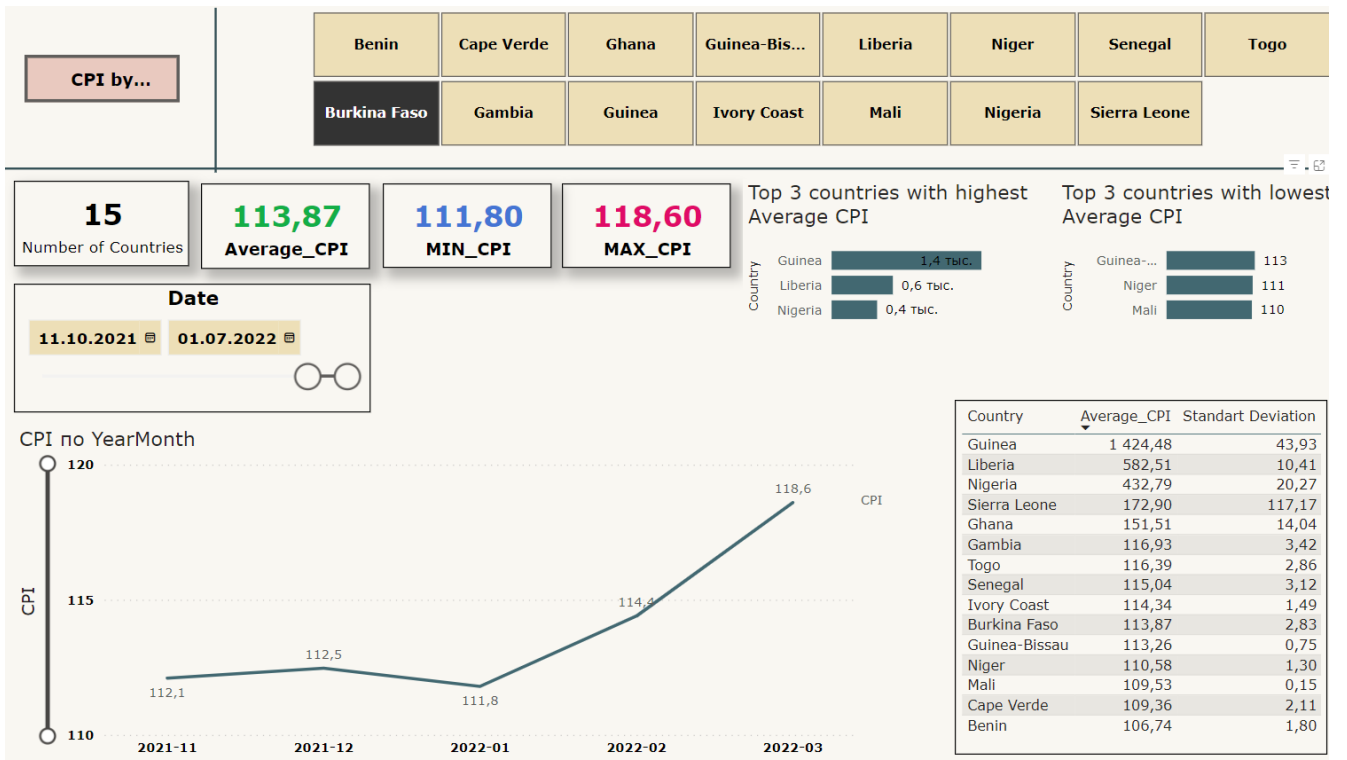


Рисунок Б.8 - Индекс потребительских цен, Буркина-Фасо

Источник: рассчитано автором

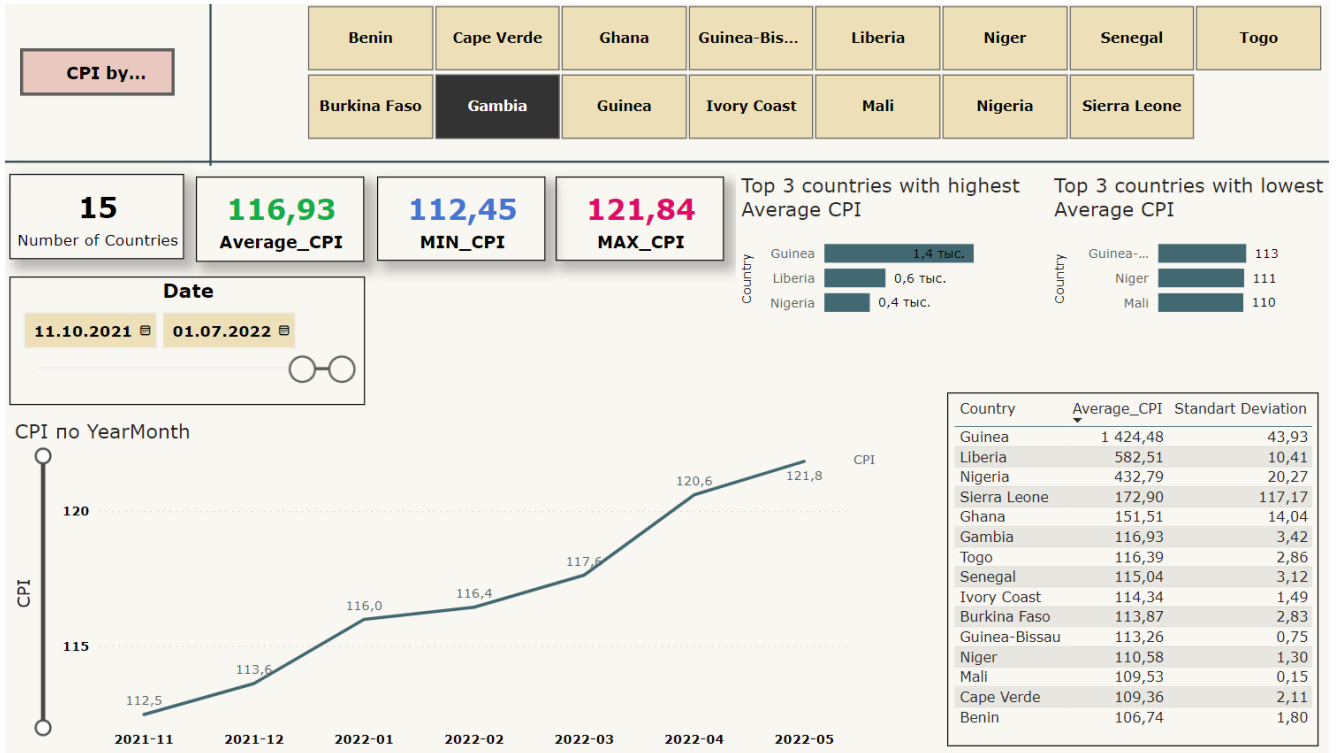


Рисунок Б.9 - Индекс потребительских цен, Гамбия

Источник: рассчитано автором

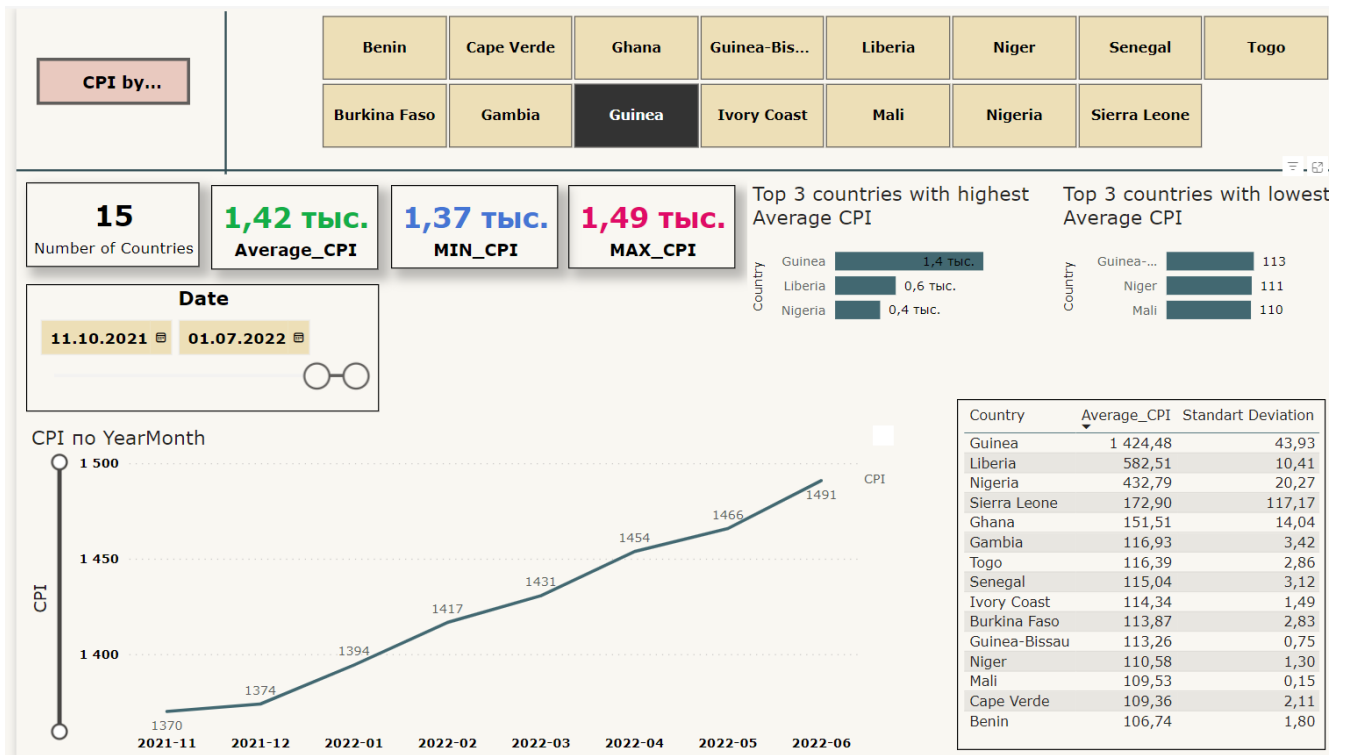


Рисунок Б.10 - Индекс потребительских цен, Гвинея

Источник: рассчитано автором

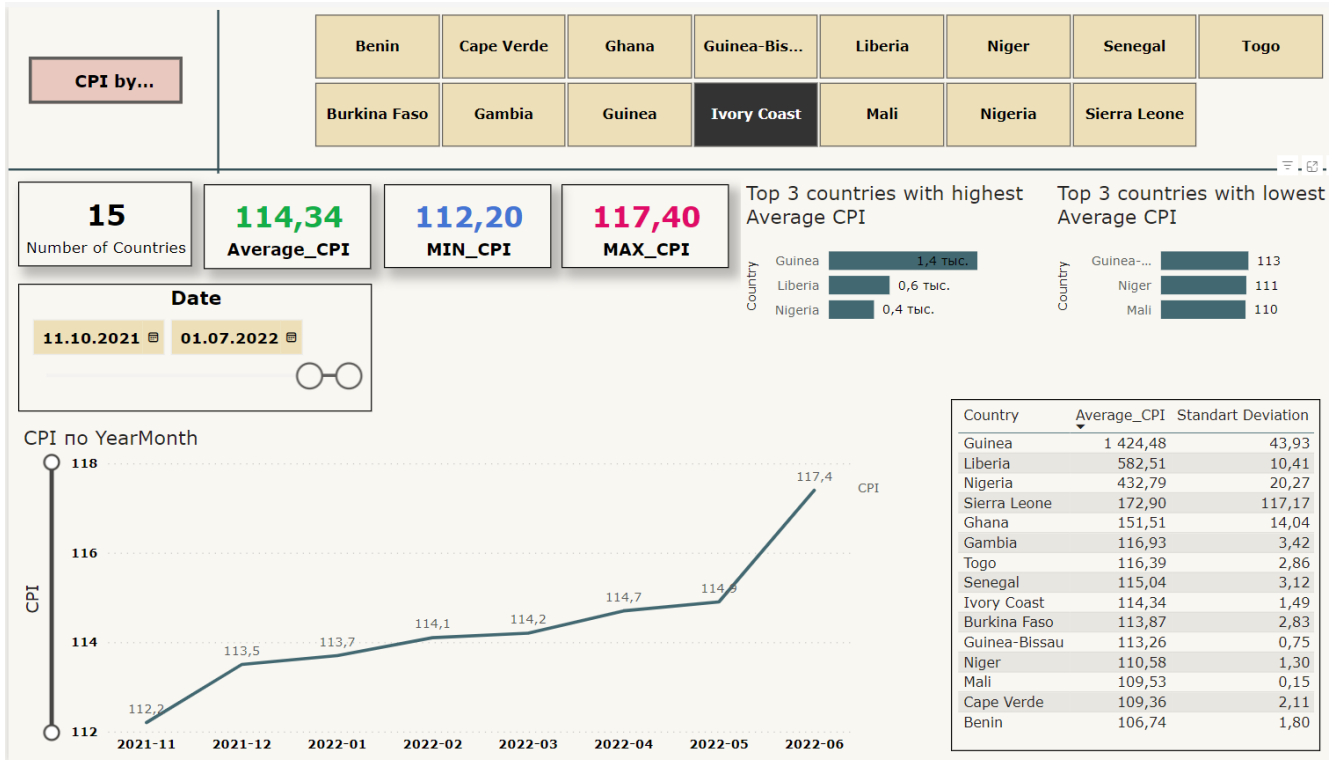


Рисунок Б.11 - Индекс потребительских цен, Кот-д-Ивуар

Источник: рассчитано автором

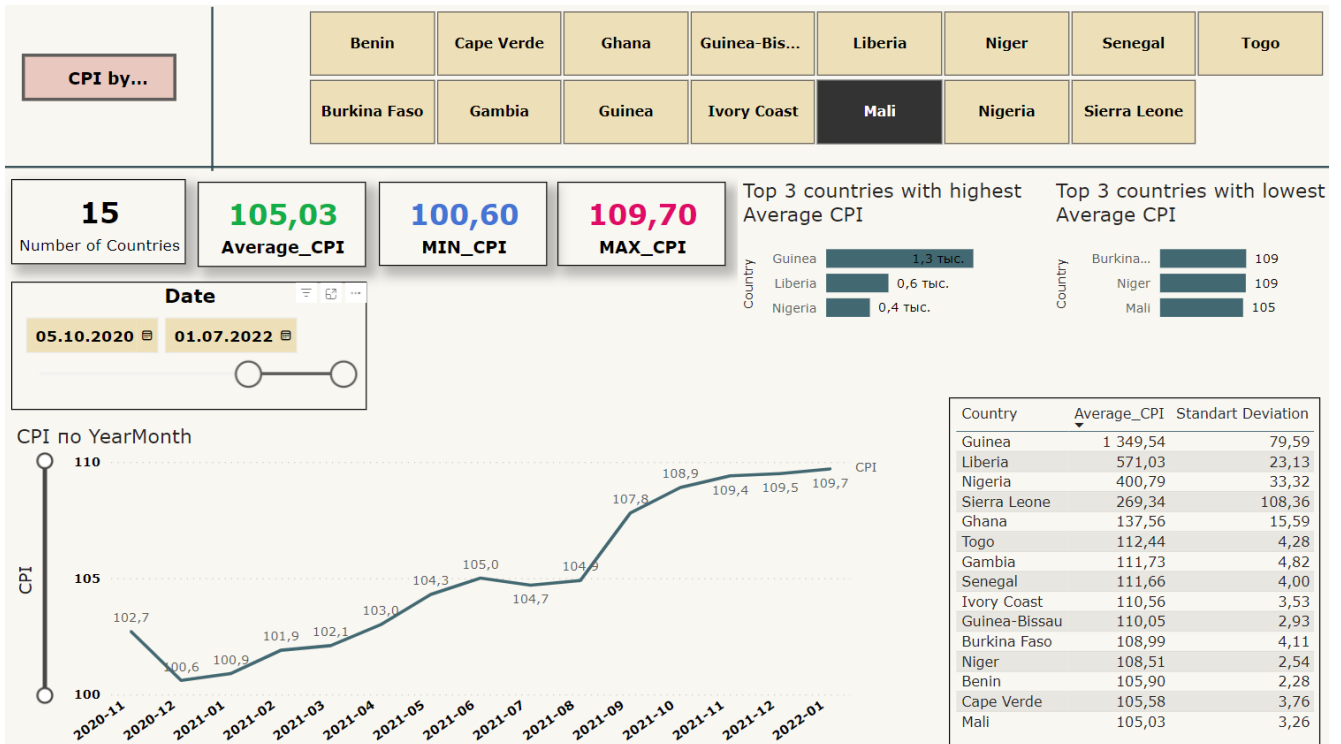


Рисунок Б.12 - Индекс потребительских цен, Мали

Источник: рассчитано автором

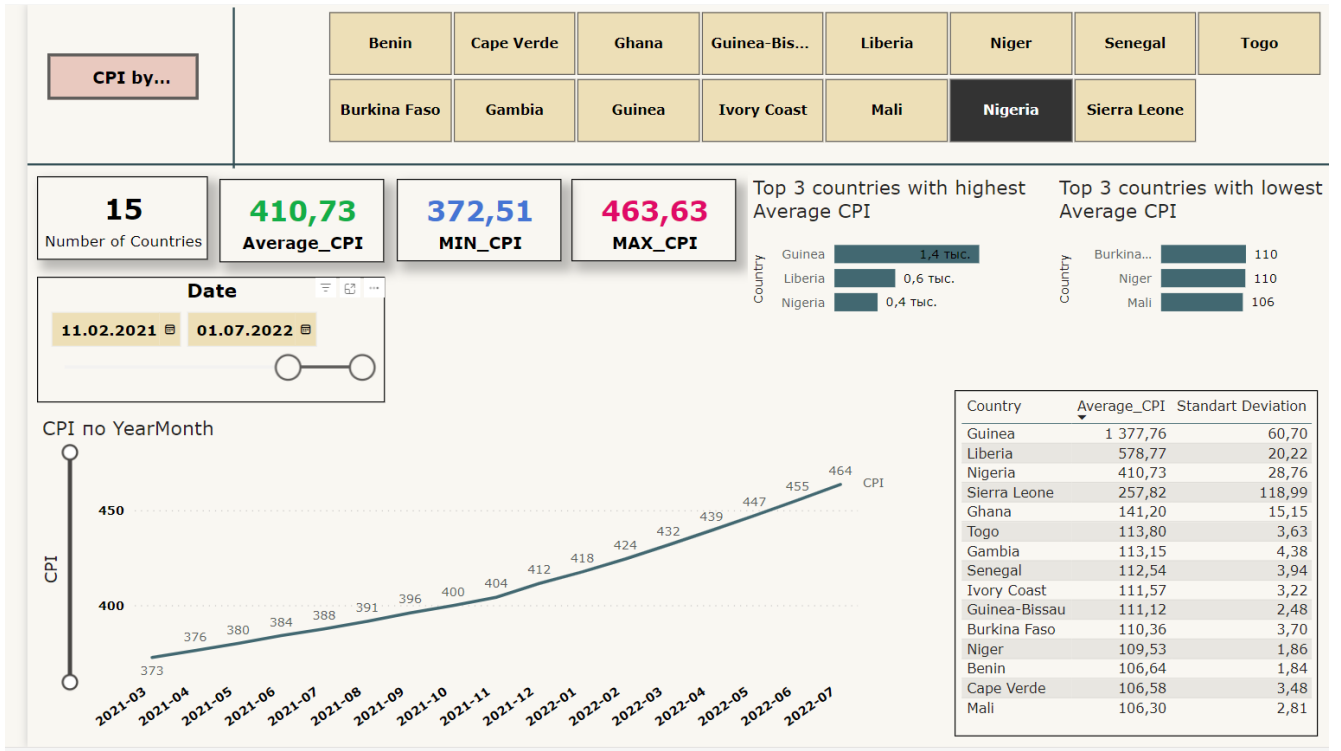


Рисунок Б.13 - Индекс потребительских цен, Нигерия

Источник: рассчитано автором

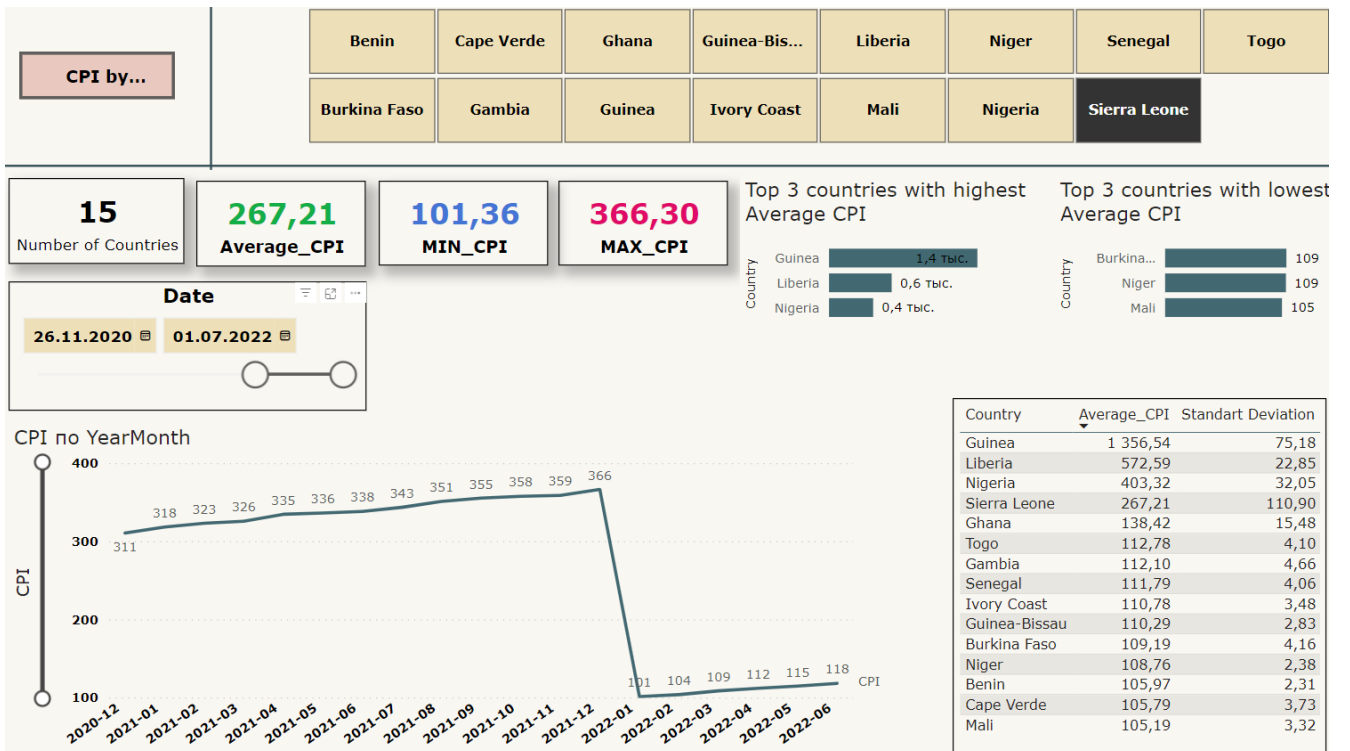


Рисунок Б.14 - Индекс потребительских цен, Сьерра-Леоне

Источник: рассчитано автором

ПРИЛОЖЕНИЕ В - ИЗМЕНЧИВОСТЬ ОТНОСИТЕЛЬНЫХ ЦЕН И ИНДЕКС ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ЭКОВАС

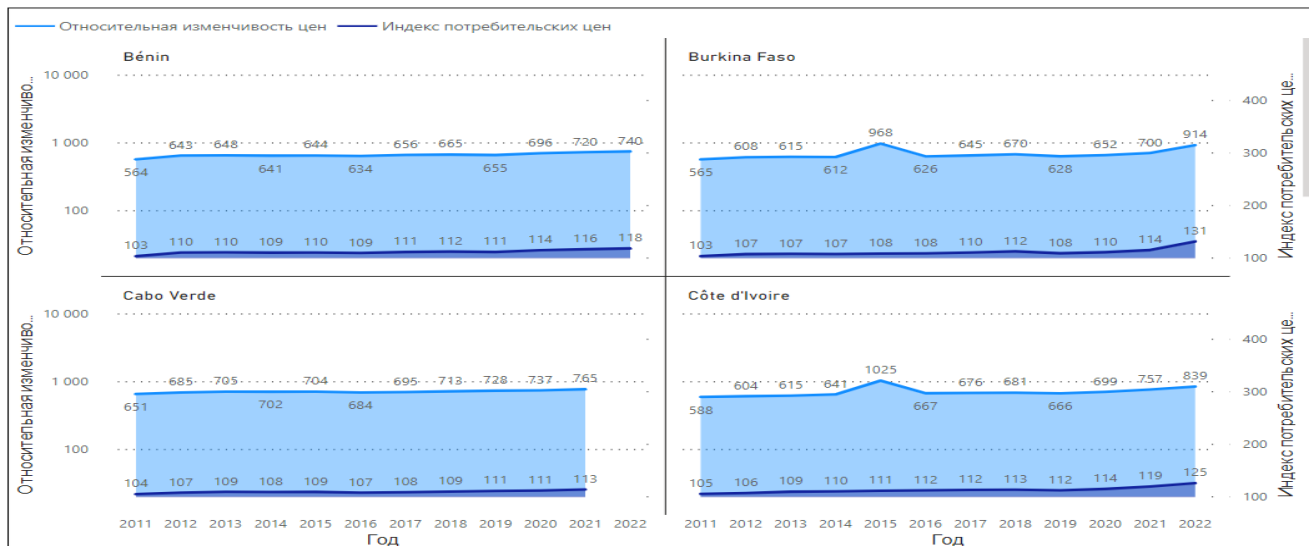


Рисунок В.1 - Изменчивость относительных цен (ИОЦ) и индекса потребительских цен в странах Бенин, Буркина-Фасо, Кабо-Верде, Кот-д-Ивуар

Источник: рассчитано автором

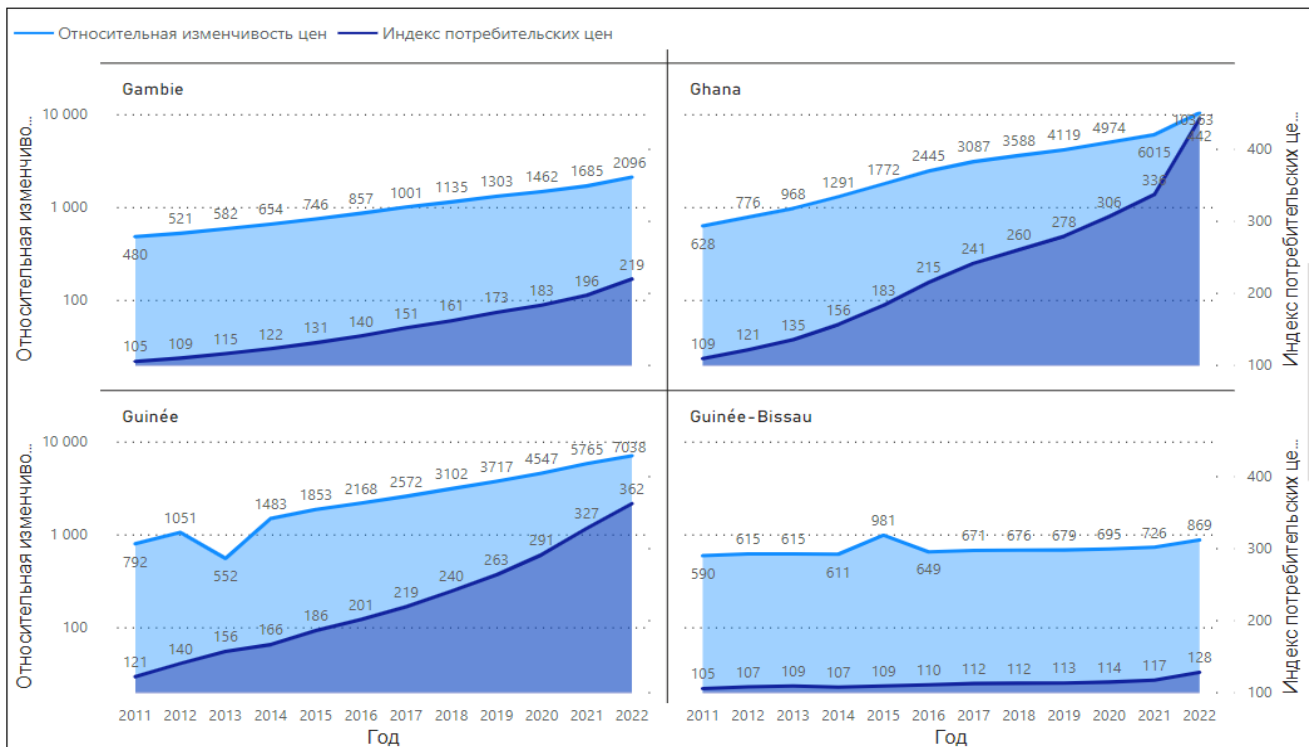


Рисунок В.2 - Изменчивость относительных цен (ИОЦ) и индекса потребительских цен в странах Гамбия, Гана, Гвинея, Гвинея-Бисау

Источник: рассчитано автором

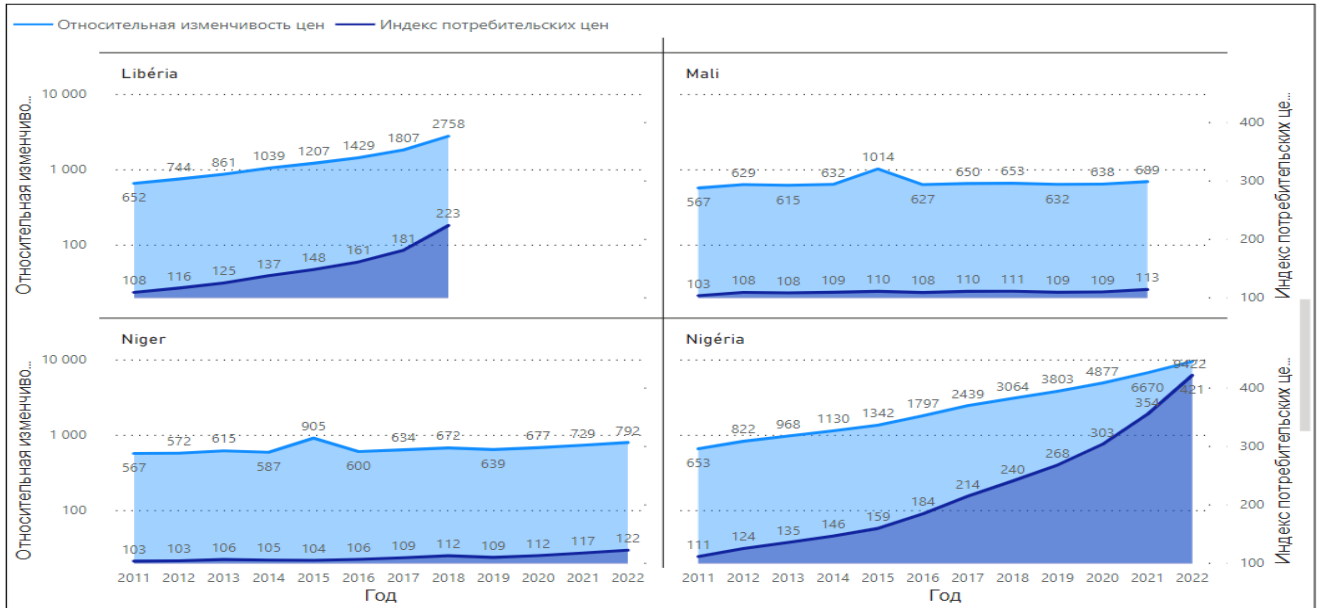


Рисунок В.3 - Изменчивость относительных цен (ИОЦ) и индекса потребительских цен в странах Либерия, Мали, Нигер, Нигерия

Источник: рассчитано автором

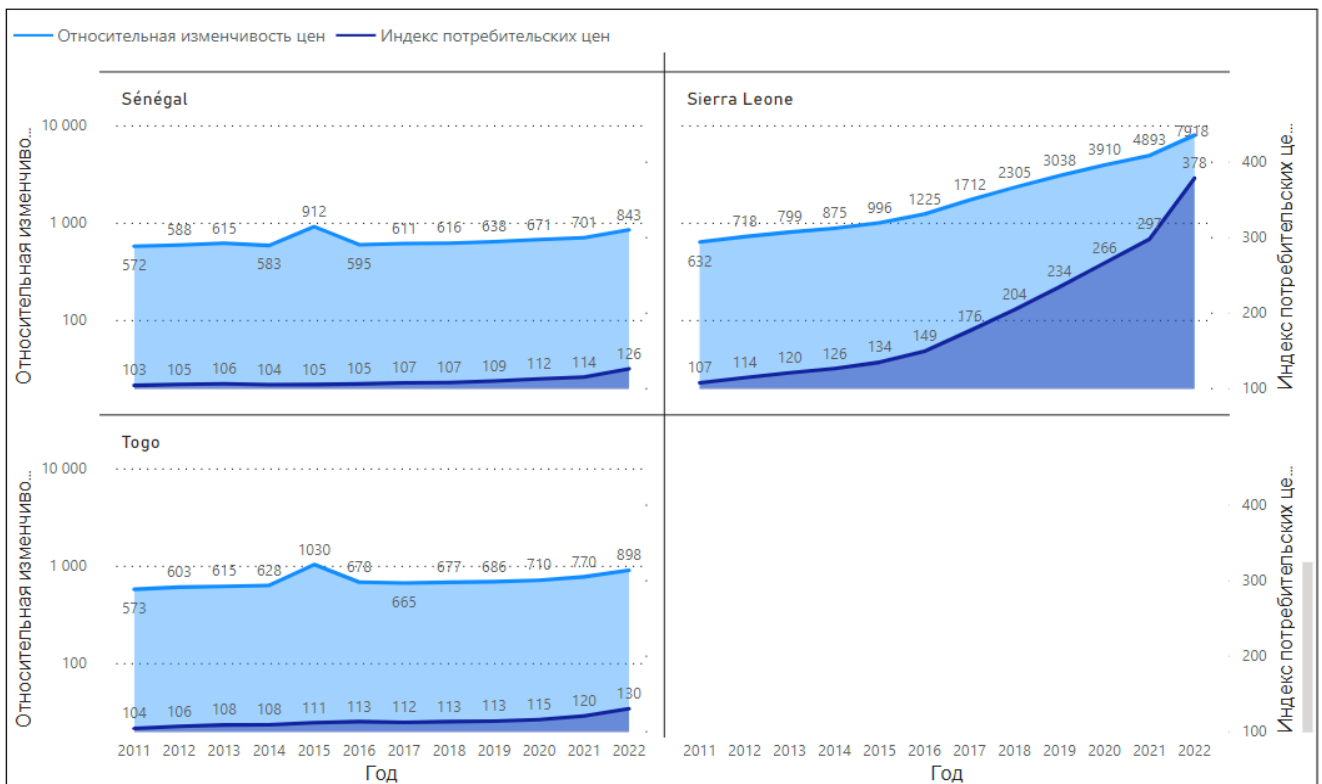


Рисунок В.4 - Изменчивость относительных цен (ИОЦ) и индекса потребительских цен в странах Либерия, Мали, Нигер, Нигерия

Источник: рассчитано автором

ПРИЛОЖЕНИЕ Г - ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИНФЛЯЦИЯ В ЭКОВАС

Dependent Variable: W
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 07/02/24 Time: 12:06
 Sample: 1992 2022
 Included observations: 31
 Convergence achieved after 11 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.773471	0.109369	7.072094	0.0000
MA(1)	0.459000	0.506027	0.907066	0.3721
SIGMASQ	0.003343	0.000870	3.843761	0.0006

R-squared	0.739700	Mean dependent var	2.88E-16
Adjusted R-squared	0.721108	S.D. dependent var	0.115199
S.E. of regression	0.060837	Akaike info criterion	-2.612833
Sum squared resid	0.103631	Schwarz criterion	-2.474060
Log likelihood	43.49891	Hannan-Quinn criter.	-2.567596
Durbin-Watson stat	1.991145		

Inverted AR Roots	.77
Inverted MA Roots	-.46

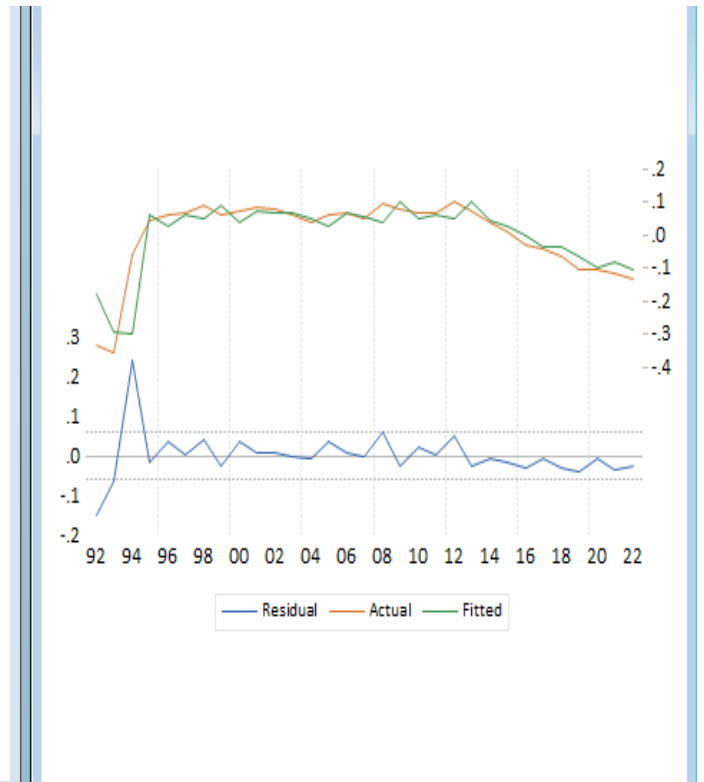


Рисунок Г.1 - Прогнозирование инфляции, Бенин

Источник: рассчитано автором

Dependent Variable: W
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 07/02/24 Time: 12:14
 Sample: 1962 2022
 Included observations: 61
 Convergence achieved after 4 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(2)	0.240153	0.104804	2.291461	0.0255
SIGMASQ	0.003408	0.000414	8.230833	0.0000

R-squared	0.058072	Mean dependent var	-4.55E-19
Adjusted R-squared	0.042107	S.D. dependent var	0.060652
S.E. of regression	0.059361	Akaike info criterion	-2.776168
Sum squared resid	0.207901	Schwarz criterion	-2.706959
Log likelihood	86.67311	Hannan-Quinn criter.	-2.749044
Durbin-Watson stat	1.956503		

Inverted AR Roots	.49	-.49
-------------------	-----	------

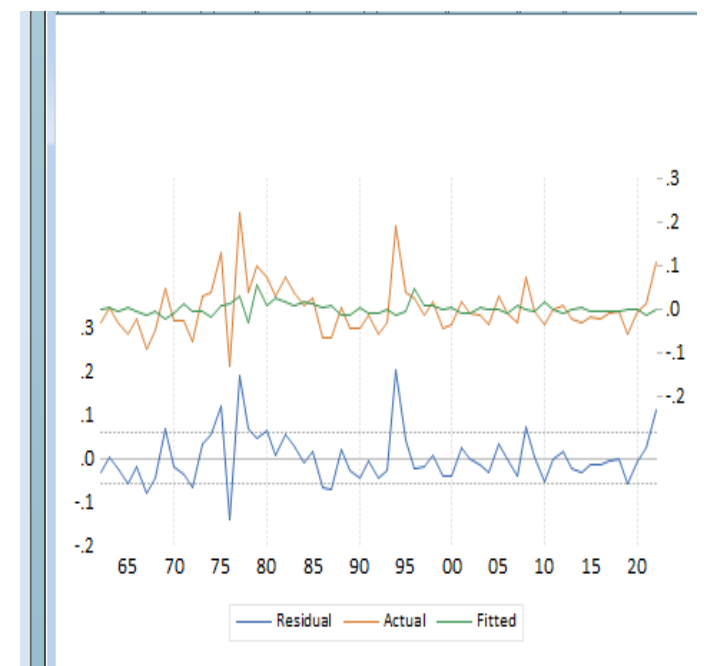


Рисунок Г.2 - Прогнозирование инфляции, Буркина Фасо

Источник: рассчитано автором

Dependent Variable: W
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 07/02/24 Time: 12:22
 Sample: 1962 2022
 Included observations: 61
 Convergence achieved after 3 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.273476	0.106546	2.566735	0.0128
SIGMASQ	0.002453	0.000265	9.244067	0.0000

R-squared	0.073860	Mean dependent var	-1.35E-17
Adjusted R-squared	0.058162	S.D. dependent var	0.051894
S.E. of regression	0.050362	Akaike info criterion	-3.103108
Sum squared resid	0.149642	Schwarz criterion	-3.033899
Log likelihood	96.64480	Hannan-Quinn criter.	-3.075985
Durbin-Watson stat	1.008842		

Inverted AR Roots	.65	-.32+.56i	-.32-.56i
-------------------	-----	-----------	-----------

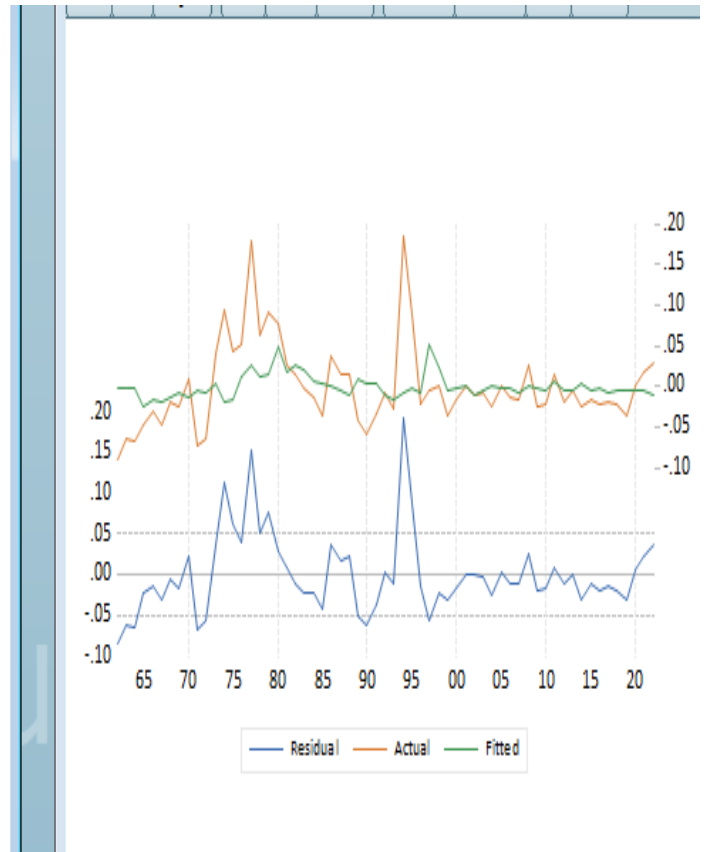


Рисунок Г.3 - Прогнозирования инфляции, Кот-д'Ивуар

Источник: рассчитано автором

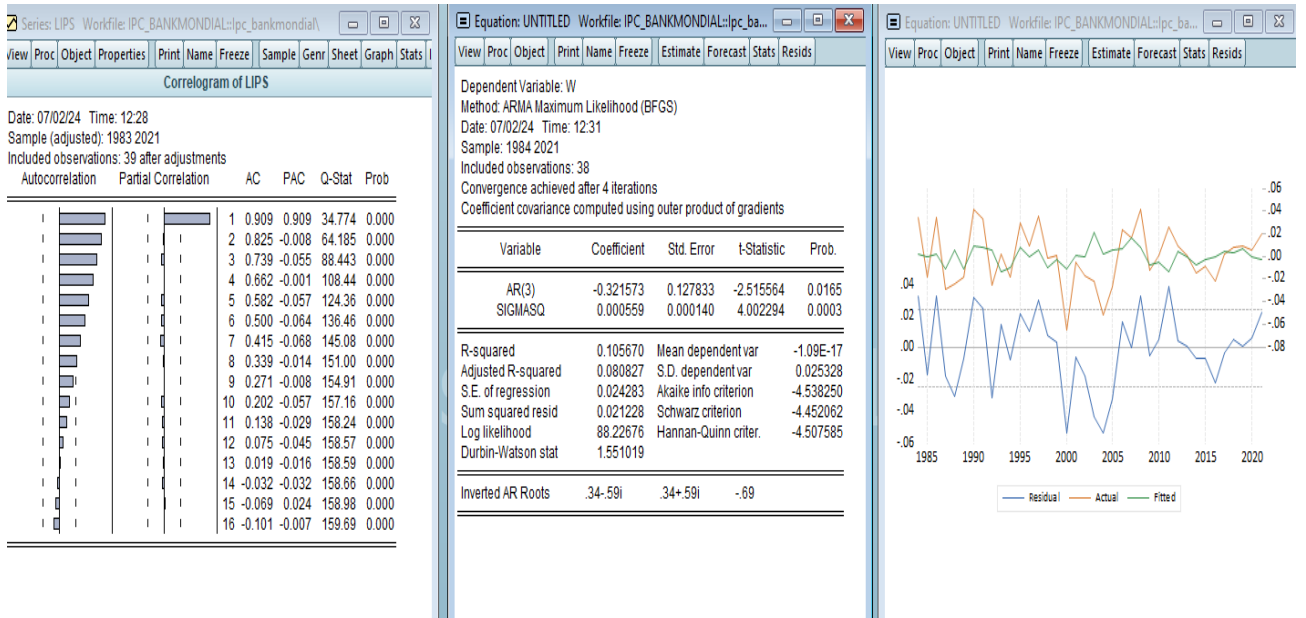


Рисунок Г.4 - Прогнозирования инфляции, Кабо-Верде

Источник: рассчитано автором

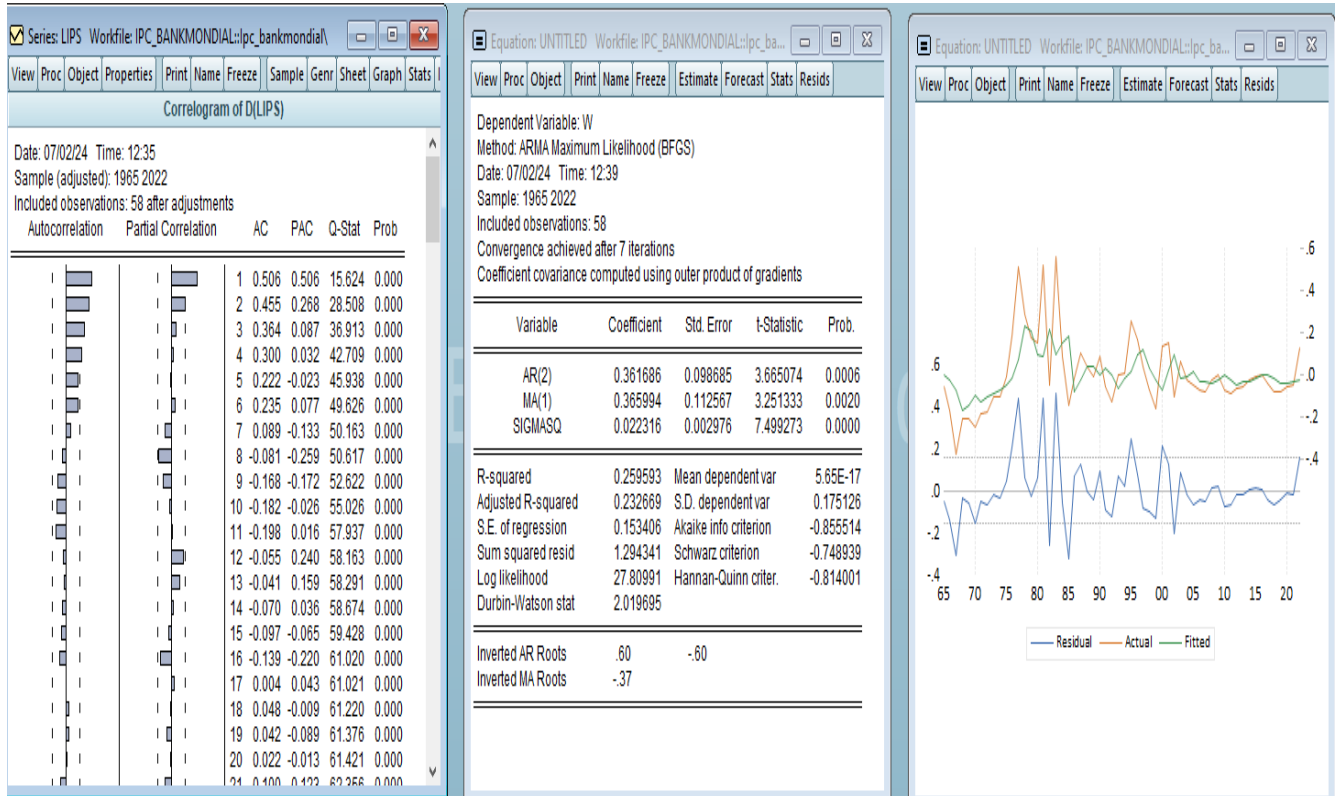


Рисунок Г.5 - Прогнозирования инфляции, Гана

Источник: рассчитано автором

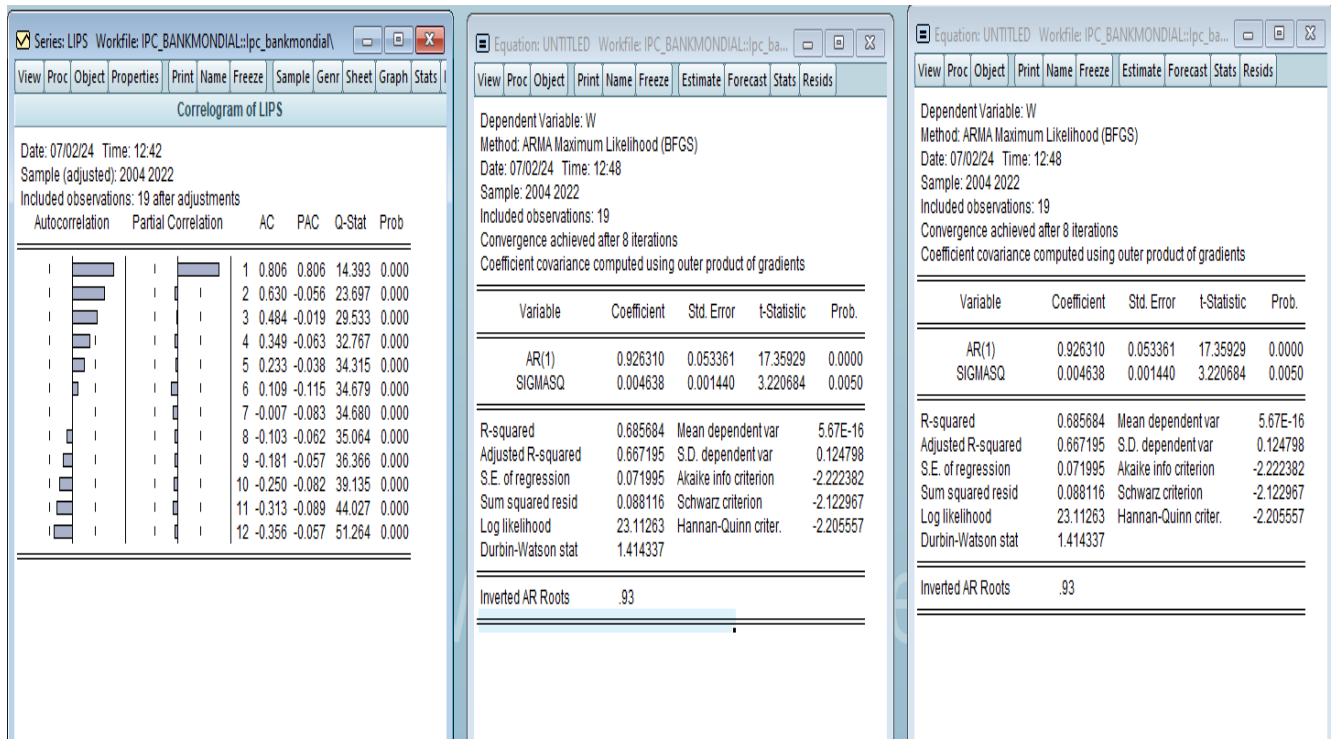


Рисунок Г.6 - Прогнозирования инфляции, Гвинея

Источник: рассчитано автором

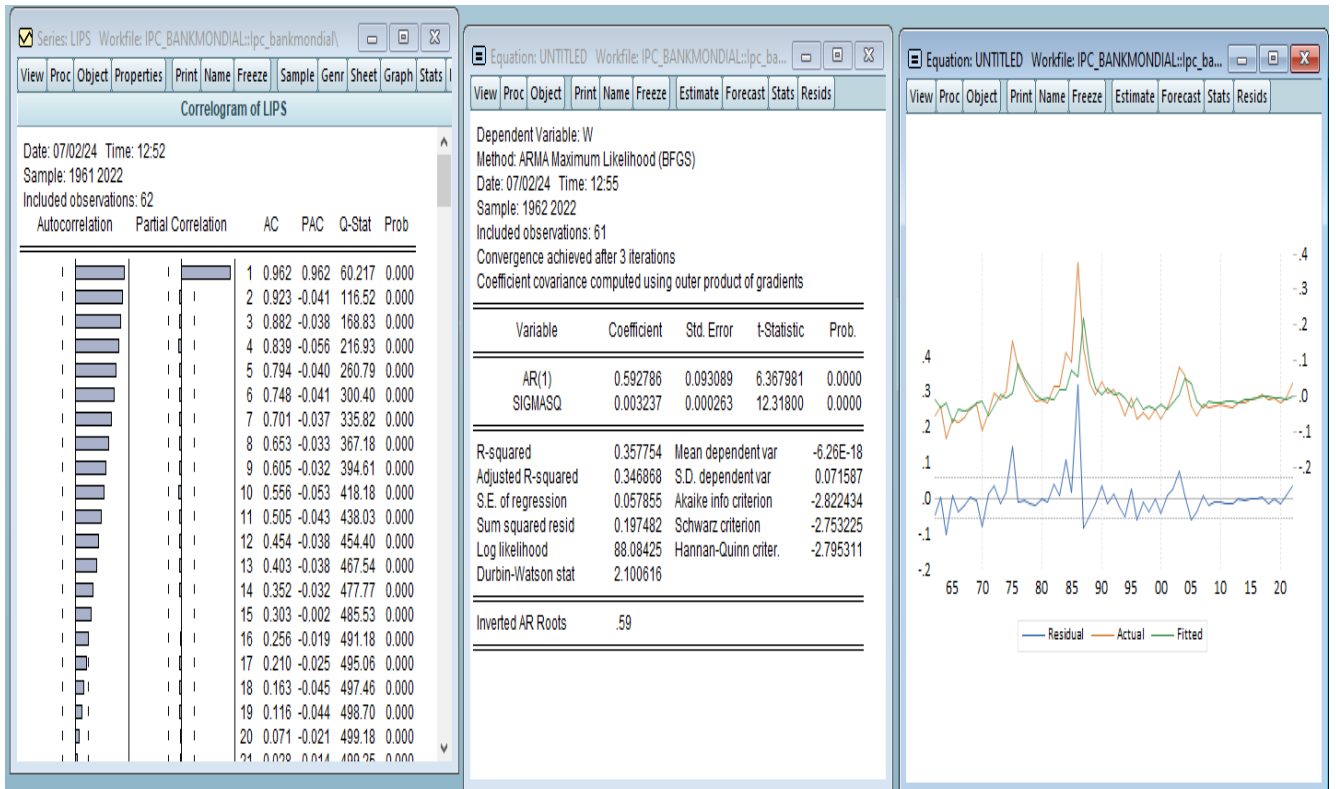


Рисунок Г.7 - Прогнозирования инфляции, Гамбия

Источник: рассчитано автором

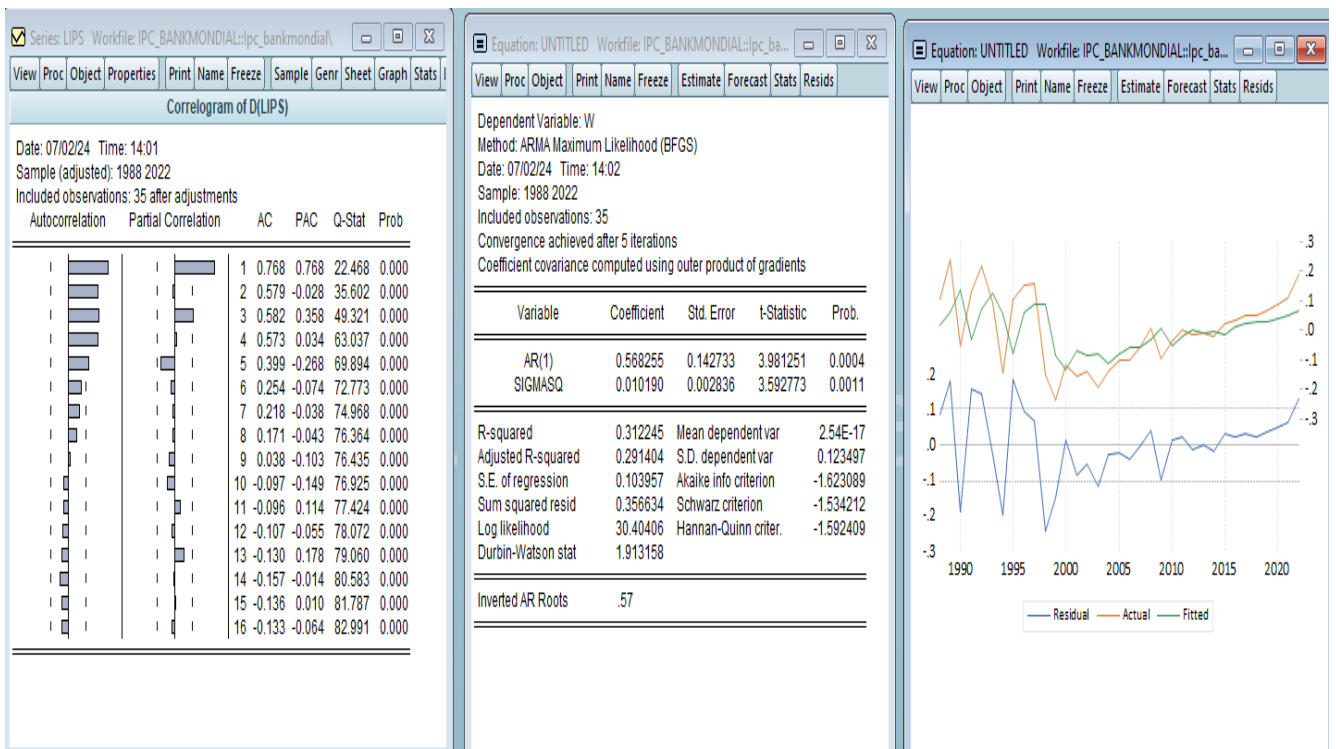


Рисунок Г.8 - Прогнозирования инфляции, Гвинея-Бисау

Источник: рассчитано автором

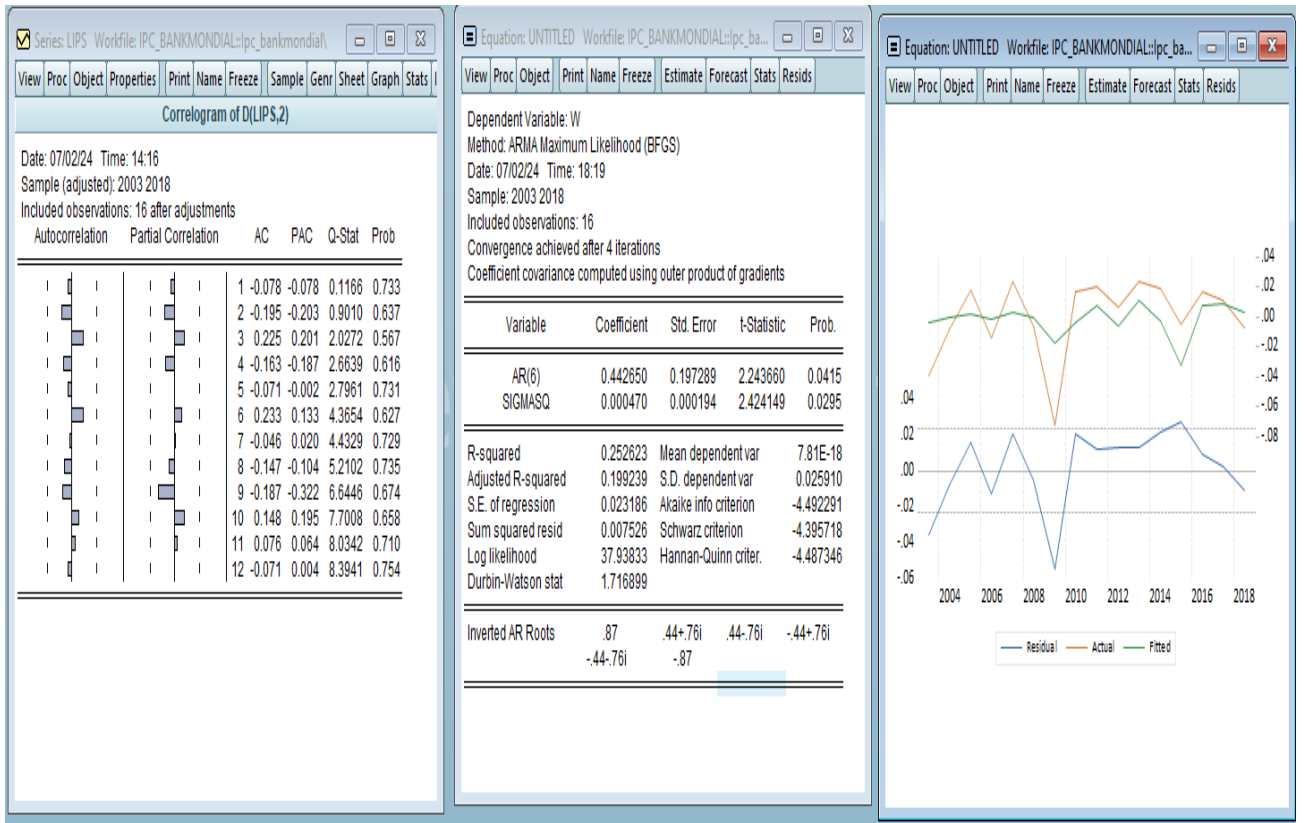


Рисунок Г.9 - Прогнозирования инфляции, Либерия

Источник: рассчитано автором

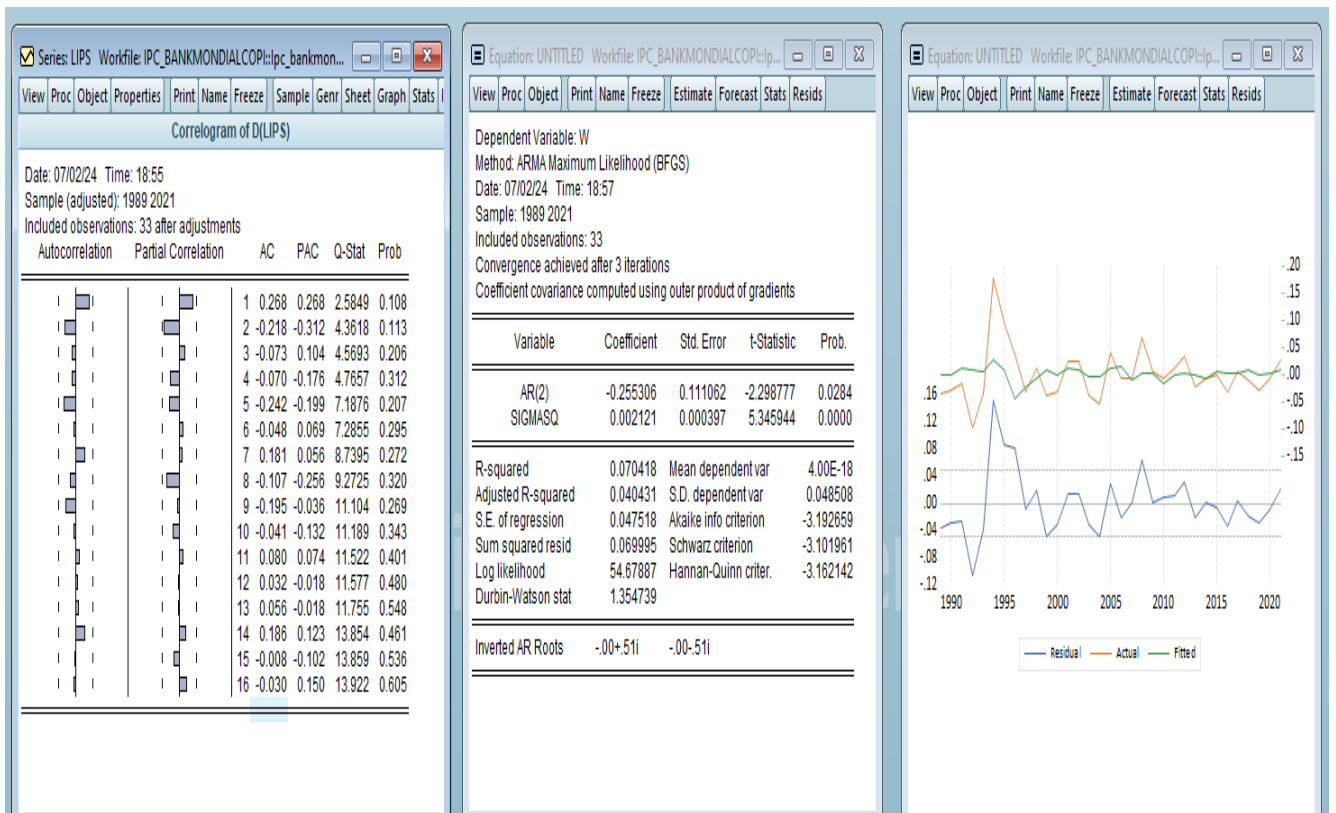


Рисунок Г.10 - Прогнозирования инфляции, Мали

Источник: рассчитано автором

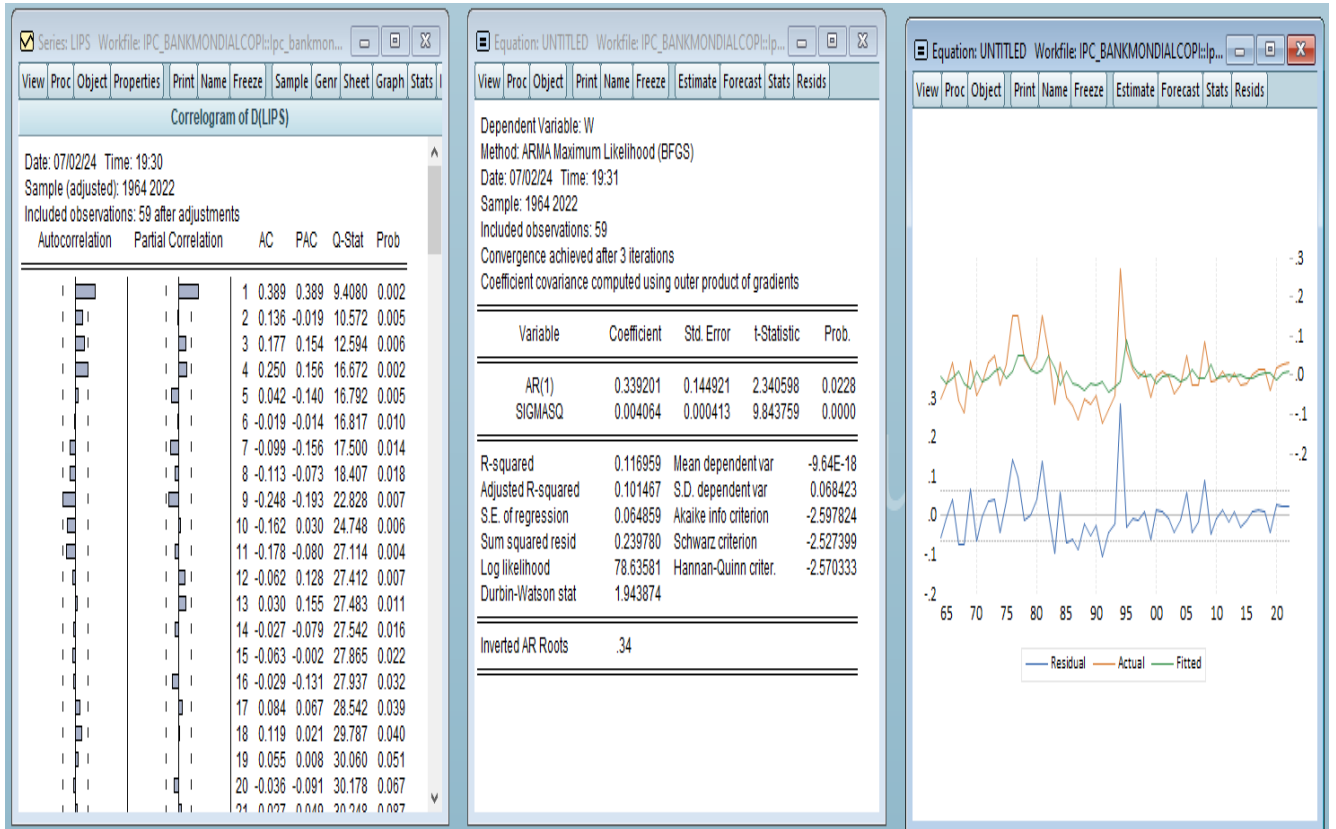


Рисунок Г.11 - Прогнозирование инфляции, Нигер

Источник: рассчитано автором

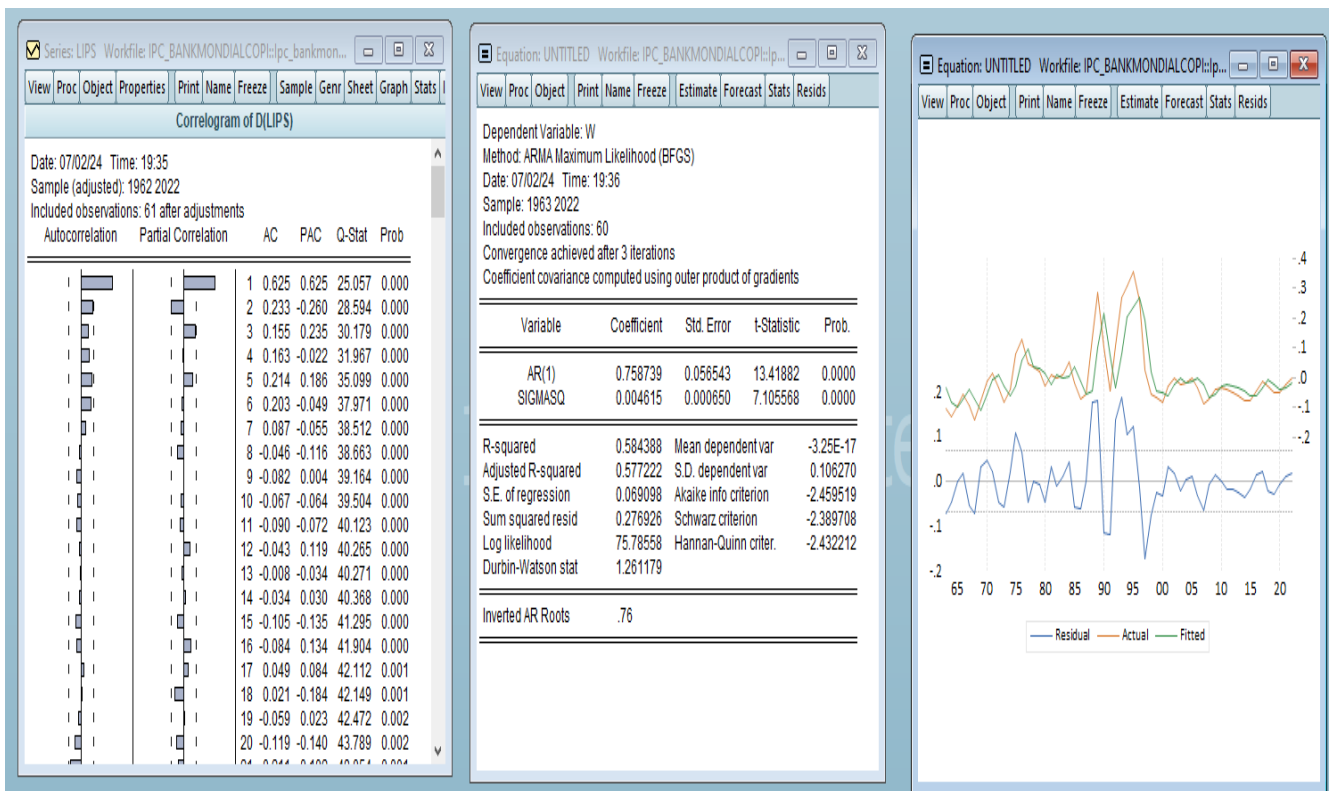


Рисунок Г.12 - Прогнозирование инфляции, Нигерия

Источник: рассчитано автором

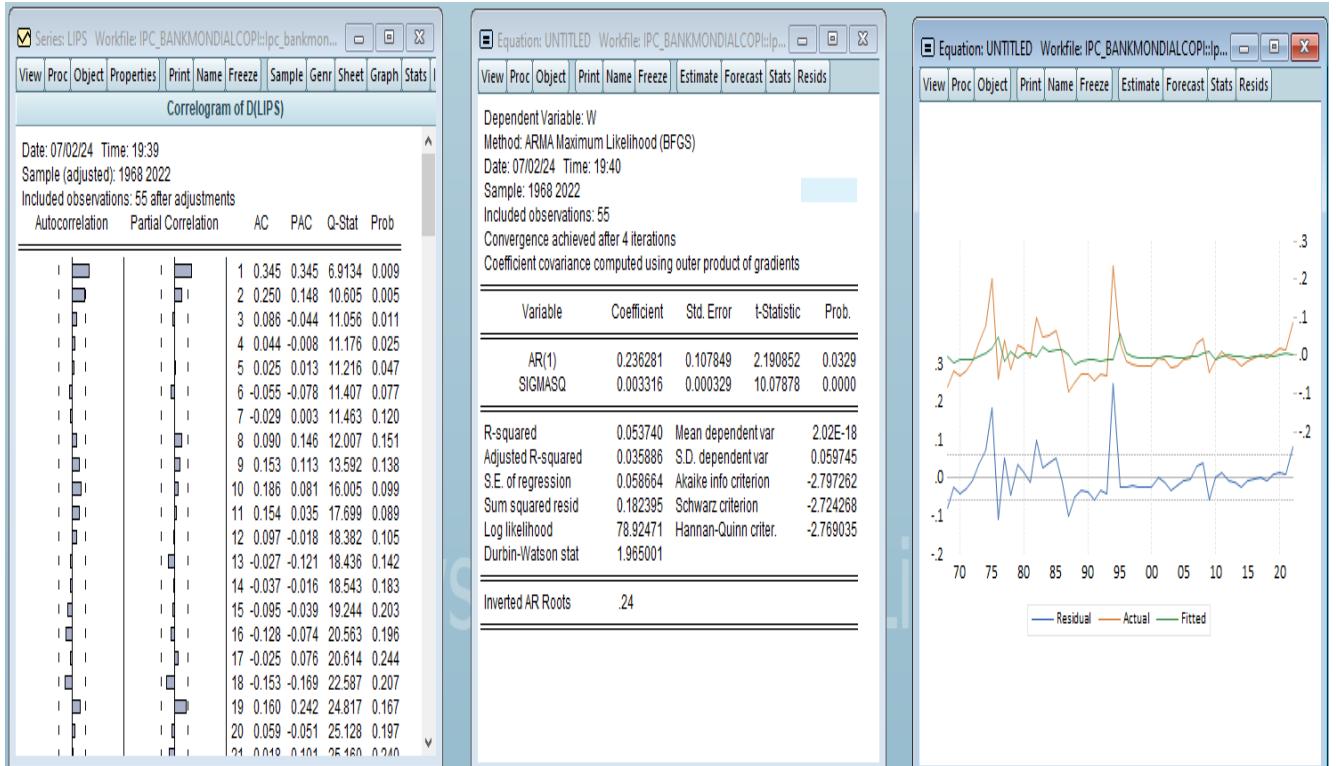


Рисунок Г.13 - Прогнозирования инфляции, Сенегал

Источник: рассчитано автором

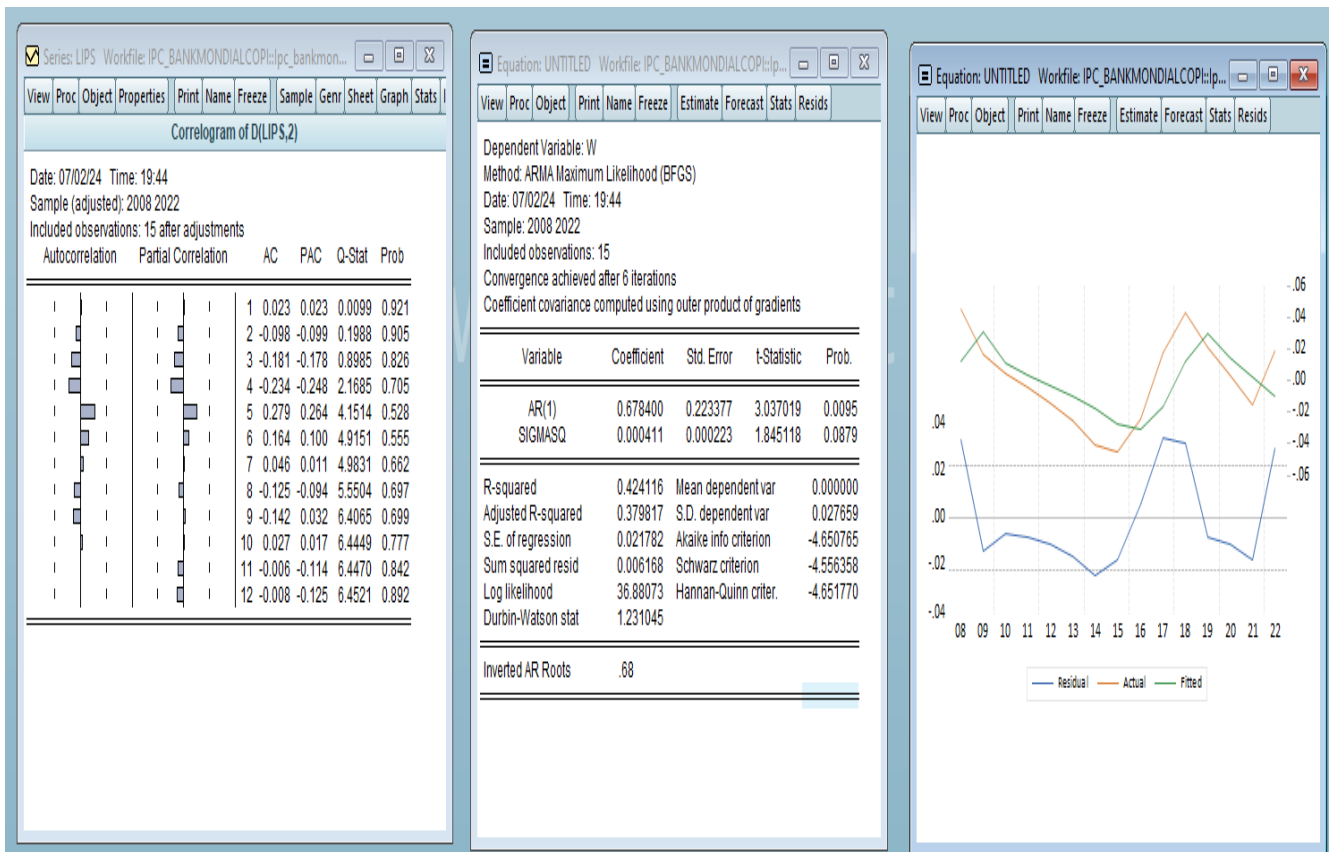


Рисунок Г.14 - Прогнозирования инфляции, Сьерра-Леоне

Источник: рассчитано автором

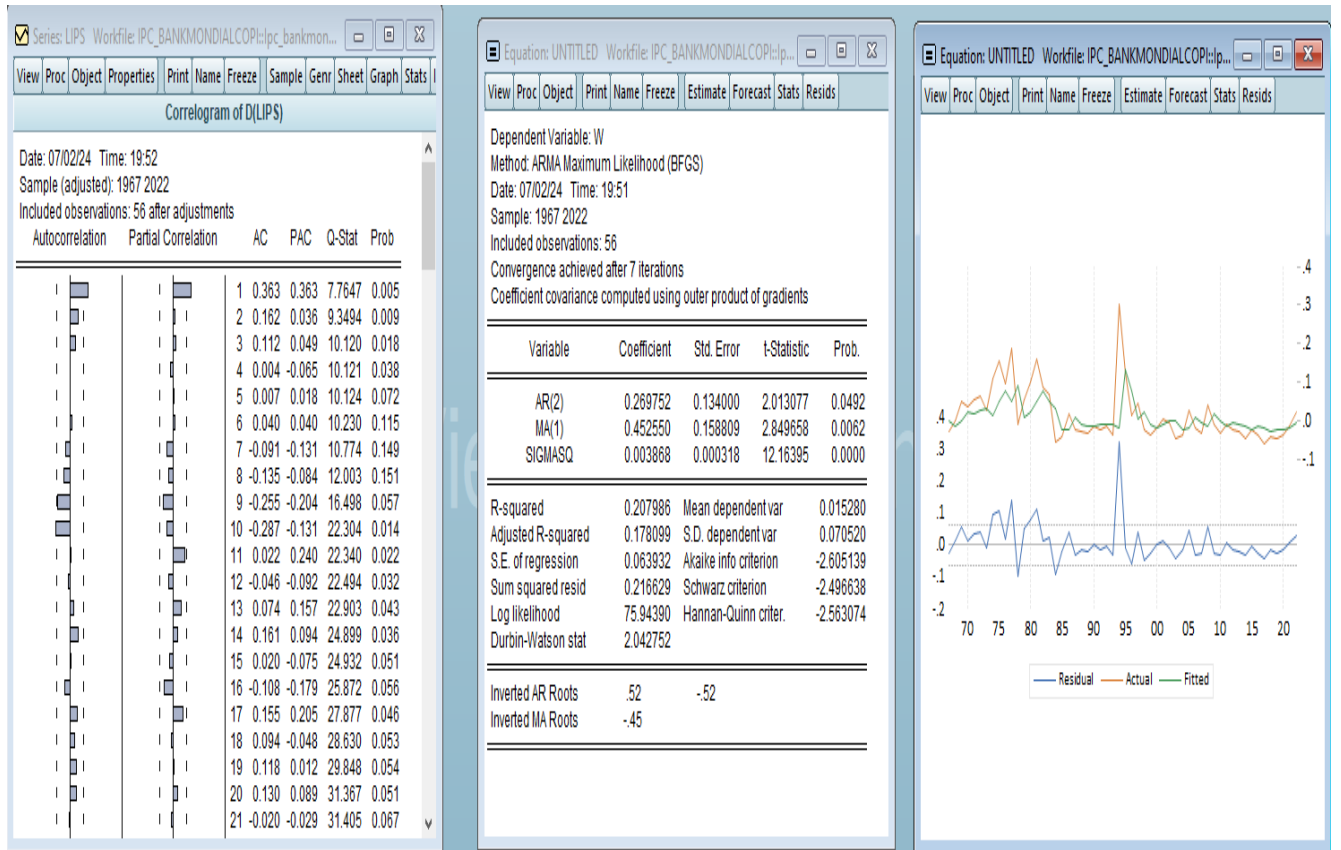


Рисунок Г.15 - Прогнозирования инфляции, Того

Источник: рассчитано автором

ПРИЛОЖЕНИЕ Д - РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ PSTR

Таблица Д.1 - Результаты оценки *PSTR*

```
. xthenreg PRTS ipc ipcattendu ipcinattendu , grid_num(50) trim_rate(0.1) boost(100)
3 sample(s) are ignored further due to missing values
```

```
N = 12, T = 12
Panel Var. = id
Time Var. = annee
Number of moment conditions = 85
Bootstrap p-value for linearity test = 0
```

PRTS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Lag_y_b	-2.129187	1.620834	-1.31	0.189	-5.305963	1.047589
ipcattendu_b	-129.1471	54.3482	-2.38	0.017	-235.6676	-22.62654
ipcinattendu_b	22.12493	52.10492	0.42	0.671	-79.99883	124.2487
cons_d	-13983.14	13021.3	-1.07	0.283	-39504.43	11538.14
Lag_y_d	2.743369	1.683147	1.63	0.103	-.555539	6.042277
ipcattendu_d	108.0751	88.71988	1.22	0.223	-65.81271	281.9628
ipcinattendu_d	83.7694	116.3156	0.72	0.471	-144.205	311.7438
r	149.7023	11.27165	13.28	0.000	127.6102	171.7943

Источник: рассчитано автором