

Анализ долгосрочных связей между денежной массой и индексом потребительских цен Азербайджанской Республики

Цель исследования. Денежно-кредитная политика является одним из наиболее эффективных инструментов государства, находящихся под контролем центрального банка. Она позволяет воздействовать на макроэкономические компоненты, как объём денежной массы, активность на кредитном рынке и курс национальной валюты. Такие действия приводят к увеличению денежной массы и скорости её оборота, обеспечивая доступность кредитов. Происходит стимулирование экономического роста, но возникают и неблагоприятные последствия – ускоряется рост инфляции. Центральный банк использует денежно-кредитную политику чаще, чтобы вызвать желаемый уровень изменений в реальной экономической деятельности. Эти изменения оказывают существенное влияние на фондовый рынок. Экономическая теория подтверждает взаимосвязь между денежной массой и индексом потребительских цен. Анализ влияния денежной массы на индекс потребительских цен необходим для выбора наиболее верного типа денежно-кредитной политики в экономике, для обеспечения макроэкономической стабильности или стимулирования экономического роста.

Денежная масса не только обозначает и показывает уровень денежных средств в разных видах и формах, но и является важным показателем, от которого зависят повышение цен, инфляция, кредитная политика и т.д. Динамика денежной массы определяет динамику цен. Накопление излишней денежной массы в экономике страны ведет к обесцениванию национальной валюты. Цель исследования состоит в проведении анализа долгосрочных связей между денежной массой и индексом потребительских цен Азербайджанской Республики.

Материалы и методы. В статье для анализа долгосрочной связи между денежными агрегатами $M1$, $M2$ и индексом потребительских цен Азербайджанской Республики на основе квартальных данных за 2005–2018 гг. была построена модель долгосрочного равновесного состояния и краткосрочная модель коррекции ошибок. При помощи коинтеграционного анализа и векторной модели исследуются долгосрочные и краткосрочные аспекты связи между ростом денежного предложения и повышением уровня цен. Для регрессионного анализа этих моделей использован пакет прикладных программ *EViews 8*.

Результаты. Использование различных методов показал, что динамика денежных агрегатов $M1$ и $M2$ обуславливает рост индекса потребительских цен Азербайджана как в долгосрочном, так и в краткосрочном периодах.

Заключение. Проведенный анализ позволяет корректно подойти к проблеме моделирования уровня инфляции и получить статистически приемлемую и устойчивую модель, обладающую неплохими прогностическими характеристиками. Факт наличия связи в противоположном направлении нашел свое подтверждение. Использование различных, дополняющих друг друга, методов показала, что динамика денежных агрегатов $M1$ и $M2$ обуславливает рост индекса потребительских цен Азербайджана как в долгосрочном, так и в краткосрочном периодах.

Ключевые слова: денежные агрегаты, эконометрический анализ, временные ряды, модель коррекции ошибок, коинтеграция, тест Дики-Фуллера, тест Йохансена на коинтеграцию.

Lamiya A.Rustamova, Ulviyya Y.Karimova, Hacar A. Afandiyeva

Baku State University, Baku, Azerbaijan

Analysis of The Long-Term Links Between the Money Supply and The Consumer Price Index of The Republic of Azerbaijan

Purpose of the study. Monetary policy is one of the most effective tools of the state under the control of the central bank. It allows you to influence macroeconomic components, such as the amount of money supply, activity in the credit market and the exchange rate of the national currency. Such actions lead to an increase in the money supply and the speed of its turnover, ensuring the availability of loans. Economic growth is being stimulated, but there are also adverse consequences - inflation is accelerating. The central bank uses monetary policy more frequently to bring about the desired level of change in real economic activity. These changes significantly affect the stock market. Economic theory uses the relationship between the money supply and the consumer price index. An analysis of the impact of the money supply on the consumer price index is necessary to select the most reliable type of monetary policy in the economy, to ensure macroeconomic stability or to stimulate economic growth. The money supply not only denotes and shows the level of money in various types and forms, but is also an important indicator on

which price increases, inflation, credit policy, etc. depend. The dynamics of the money supply determines the dynamics of prices. The accumulation of excess money supply in the country's economy leads to the depreciation of the national currency. The purpose of the study is to analyze the long-term relationship between the money supply and the consumer price index of the Republic of Azerbaijan.

Materials and methods. In the article to analyze the long-term links between monetary aggregates $M1$, $M2$ and the consumer price index of the Republic of Azerbaijan based on quarterly data for 2005–2018, a long-term equilibrium state model and a short-term error correction model were designed. With the help of cointegration analysis and a vector model, the long-term and short-term aspects of the links between the growth of the money supply and the increase in the price level are investigated. For the regression analysis of these models, the *EViews 8* application package was used.

Results. Using the various methods showed that the dynamics of $M1$ and $M2$ monetary aggregates determine the growth of the consumer

price index in Azerbaijan both in the long-term and in the short-term periods.

Conclusion. The analysis allows us correctly approaching the problem of modelling the inflation level and to obtain a statistically acceptable and stable model with good predictive characteristics. The fact that there is a connection in the opposite direction has been confirmed. The use of various complementary methods showed

that the dynamics of monetary aggregates M1 and M2 determines the growth of the consumer price index in Azerbaijan both in the long and short term.

Keywords: monetary aggregates, regression analysis, time series, error correction model, cointegration, the Dickey-Fuller test, Johansen cointegration test.

Введение

Эконометрические модели широко применяются на уровне микро- и макроэкономики. С помощью этих моделей теоретические вопросы экономики проверяются и анализируются на основе эмпирических данных разного объема. В эконометрическом анализе большое значение имеет концепция экзогенности моделируемых переменных. Концепция экзогенности тесно связана с концепциями коинтеграции и моделью коррекции ошибок. Коинтегрированность является важным свойством многих экономических переменных, которое означает, что несмотря на стохастический характер изменения отдельных экономических переменных, существует долгосрочная зависимость между ними, которая приводит к некоторому совместному, взаимосвязанному изменению, когда краткосрочные изменения корректируются в зависимости от степени отклонения от долгосрочной зависимости. В случае наличия коинтегрированности, существует соответствующая модель коррекции ошибок, которая одновременно отражает краткосрочные и долгосрочные аспекты динамики исследуемых переменных. Однако существуют разные взгляды на причинно-следственной связи. Это исследование направлено на выявление взаимосвязи между денежной массой и индексом потребительских цен Азербайджанской Республики. Важность исследования состоит в том, чтобы выяснить, является ли денежная масса экзогенной или эндогенной.

Анализ последних публикаций

Количество научных работ с применением эконометрических методов постоянно возрастает. В последние годы много научных работ было посвящено оценке и тестированию долгосрочных отношений под названием коинтеграции. В исследовании «Коинтеграция между доходом, ценами активов, потреблением и инвестициями» [1] анализируются основные механизмы передачи колебаний цен акций и недвижимости на личное потребление и корпоративные инвестиции. Предлагаются функция потребления или инвестиционная функция, которые считаются типом долгосрочного равновесия или коинтеграционных отношений в пределах моделей коррекции ошибок. В статье [3] интеграционные процессы между Азербайджаном и Украиной рассматриваются через показатели интегрированности ВВП этих стран и торгового оборота между ними. Проведен анализ эмпирических тестов на предмет их отклонения от тренда. В статье [5] по годовым данным с 1994 г. по 2018 г. торгово-экономические процессы между Азербайджаном, Россией, Беларусью и Казахстаном рассматриваются через показатели интегрированности ВВП Азербайджана, оборота внешней торговли с этими странами. Найдено коинтеграционное соотношение между изучаемыми макроэкономическими показателями, корректно применён вектор модели коррекции ошибок для описания равновесного соотношения между рассмотренными данными межстранового

взаимодействия и выработки обоснованные экономически содержательных рекомендаций в сфере межстранового торгово-экономического взаимодействия.

В течение длительного промежутка времени оценка функции спроса на деньги была одной из самых важных тем в макроэкономике, в частности с точки зрения обсуждения вопроса об оптимальном устройстве денежной политики. В работе «Спрос на деньги и инфляция в Беларуси» [7] исследован спрос на номинальные и реальные денежные остатки (M2) в Беларуси на основе квартальных данных за 1992–1999 гг. В исследовании [12] рассматривается нестационарный векторный авторегрессионный процесс, который интегрируется первого порядка. Получено оценка максимального правдоподобия пространства векторов коинтеграции. Найдены асимптотические распределения этих тестовых статистик. В статье [14] исследован эконометрические модели с обратной связью в спектральном анализе. Причинность и обратная связь здесь определены явным образом. В работе «Эконометрическая оценка денежного предложения и инфляции в Республике Беларусь» [15] представлены результаты эконометрического моделирования монетарного фактора инфляции. Построена модель с распределенными лагами зависимости индекса потребительской инфляции от индекса широкой денежной массы. Оценены модели инфляции и широкой денежной массы для долгосрочного и краткосрочного эффектов.

В исследовании [16] исследуется взаимосвязь между моделями коинтеграции и коррекции ошибок, предлагаются новые методы оценивания и тестирования, рассматриваются эмпирические примеры.

Много научных работ было посвящено анализу взаимосвязи денежной массы и цены разных стран. В научной публикации [8] использование коинтеграционного анализа позволило исследовать долгосрочные и краткосрочные связи между денежными агрегатами m_0 , m_1 , m_2 и m_3 и индексом потребительских цен Азербайджанской Республики за достаточно длительный отрезок времени (2005–2018 гг.). Полученные результаты позволили оценить информационное содержание различных денежных агрегатов (m_0 , m_1 , m_2 и m_3), а также их прогностические возможности. Как показал анализ, уровень потребительских цен и все исследуемые денежные агрегаты коинтегрированы. Это означает, что между ними существуют долгосрочные связи. В исследовании [20] Сосунов К.А. оценил спрос на узкие деньги в России для периода, охватывающего 2003–2012 гг. Доказано, что включение валютных кассовых остатков в денежный агрегат позволило получить простое стабильное долгосрочное коинтегрирующее соотношение реальных денежных остатков, ВВП и альтернативных издержек держания денег. Эти издержки измерялись разностью между процентной ставкой по срочным депозитам и процентной ставкой по депозитам до востребования. Автор также оценил модель коррекции краткосрочной ошибки. В работе «Cointegration Analysis of Money Supply and Saudi Stock Price Index» [17] исследуется взаимосвязь между денежной массой M_1 , M_2 и индекса цен на акции Саудовской Аравии (SSPI). Наиболее важным открытием является подтвержде-

ние долгосрочной связи между M_1 и SSPI. Более того, результат согласуется с эффективными фондовыми рынками.

В работах [18], [19] рассматривается методология получения прогнозов инфляции. Описаны свойства статистических данных, рассмотрена сущность используемых подходов прогнозирования инфляции.

Основные результаты исследования

В статье для анализа долгосрочной связи между денежными агрегатами M_1 , M_2 и индексом потребительских цен Азербайджанской Республики на основе квартальных данных за 2005–2018 гг. [11] была построена модель долгосрочного равновесного состояния и краткосрочная модель коррекции ошибок. При помощи коинтеграционного анализа и векторной модели исследуются долгосрочные и краткосрочные аспекты связи между ростом денежного предложения и повышением уровня цен. Для регрессионного анализа этих моделей использован пакет прикладных программ EViews 8. В данном исследовании использовались показатели:

- индекс потребительских цен (CPI);
- денежный агрегат M_1 (МО + депозиты до востребования);
- денежный агрегат M_2 (M_1 + срочные депозиты и средства в ценных бумагах (кроме акций)).

M_1 – это денежная масса, которая включает в себя физическую валюту и монеты, депозиты до востребования, дорожные чеки, другие проверяемые депозиты и оборотные счета для снятия.

M_2 – является более широкой денежной классификацией, чем M_1 , потому что она включает активы, которые являются высоколиквидными, но не являются денежными

средствами. M_2 как измерение денежной массы является критическим фактором в прогнозировании таких вопросов, как инфляция. Инфляция и процентные ставки имеют серьезные последствия для экономики в целом, поскольку они сильно влияют на занятость, потребительские расходы, инвестиции в бизнес, укрепление валюты и торговый баланс.

В данной статье изучаются взаимосвязи факторов, исходя из логарифмических значений всех переменных [2, 9]. Такая трансформация позволяет более наглядно представить связь между рассматриваемыми показателями. Зависимость логарифма индекса потребительских цен (CPI) от логарифма денежных агрегатов (M_1 , M_2) описывается следующей линейной регрессионной моделью:

$$\begin{aligned} \text{LNCPI} = & C(0) + C(1) \times \\ & \times \text{LNM1} + C(2) \times \\ & \times \text{LNM2} + \text{LNRESID} \end{aligned} \quad (1)$$

где LNCPI, LNM1, LNM2 – соответствующие факторы, $C(0)$, $C(1)$, $C(2)$ – неизвестные параметры модели; LNRESID – случайный член, который включает в себя суммарное влияние всех неучтенных в модели факторов, ошибок измерений. Модель множественной регрессии, которая оценена по методу наименьших квадратов и затем построенная с использованием пакета EViews8, имеет следующий формальный вид:

$$\begin{aligned} \text{LNCPI} = & -0.0474924517635 \times \\ & \times \text{LNM1} - 8.69513038154 \times \\ & \times \text{LNM2} + 76.3421105939 \times \\ & \times \text{LNRESID} - 85.322228749 \end{aligned} \quad (2)$$

Исследуем степень корреляционной зависимости между переменными. Для этого построим корреляционную матрицу. Корреляционная матрица приведена в табл. 1. Полученные результаты, показывают тесную связь лишь между переменными LNM1 и LNM2, где $r = 0,99$. Во всех остальных

Таблица 1 (Table 1)

Корреляционная матрица
Correlation matrix

	LNCPI	LNMI	LNМ2
LNCPI	1.000000	-0.488349	-0.494836
LNMI	-0.488349	1.000000	0.996108
LNМ2	-0.494836	0.996108	1.000000

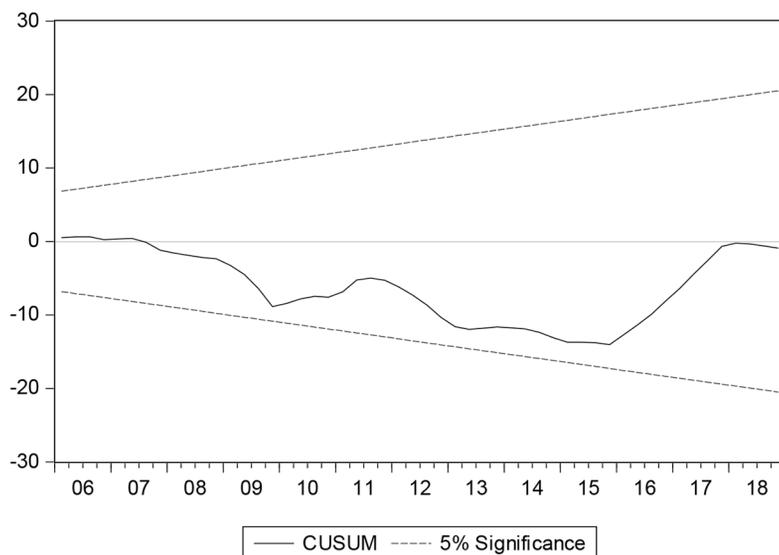


Рис. 1. Рекурсивные оценки остатков
Fig. 1. Recursive estimates of residuals

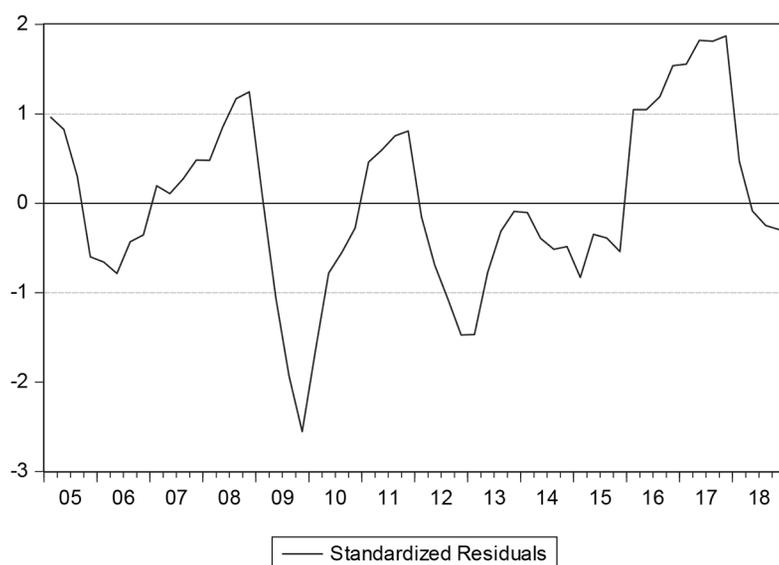


Рис. 2. Стандартизированные оценки остатков
Fig. 2. Standardized residual estimates

случаях коэффициенты описывают слабую и среднюю тесноту связи.

Рассмотрим другие особенности модели на основе тестов CUSUM.

Данный тест использует так называемые рекурсивные

остатки, которые получаются при использовании рекурсивного метода наименьших квадратов. Уже изучение самих рекурсивных остатков позволяет делать выводы о стабильности параметров модели, так как математическое ожидание

их при стабильности модели равно нулю, а стандартное отклонение — стандартной ошибке модели. Результатами тестов являются диаграммы динамики этих величин и 95%-е доверительные интервалы для них. Если график статистики выходит за пределы линий, то параметры модели, вероятно, являются нестабильными — необходимо либо изменить модель, либо разделить выборку на однородные подвыборки. Результаты тестирования для модели (2) описаны рис. 1 и 2.

В рис. 1 расположение синей линии между красными линиями означает, что гипотеза H_0 -об устойчивости параметров принимается. Из рис. 2 видно, что рекурсивные оценки остатков (CUSUM) и квадраты рекурсивных оценок остатков (CUSUM of Squares) не выходят за пределы 95% доверительных интервалов. Это подтверждает устойчивость модели (2) и ее устойчивые прогностические свойства.

Нормальное распределение случайного члена является дополнительным требованием корректности применения МНК для оценки параметров регрессии. По критерию Жака-Бера остатки полученного уравнения распределены нормально (рис. 3). Критерий Жака-Бера (Jarque-Bera) используется для проверки гипотезы о том, что исследуемая выборка является выборкой нормально распределенной случайной величины с нулевым математическим ожиданием и дисперсией. Этот критерий используется в пакете статистического анализа данных EViews8 для проверки гипотезы нормальности ошибок в модели.

Установим наличие (отсутствии) гетероскедастичности случайных отклонений модели используя тест Уайта. Проблема гетероскедастичности вызвана нарушением второго условия Гаусса-Маркова — независи-

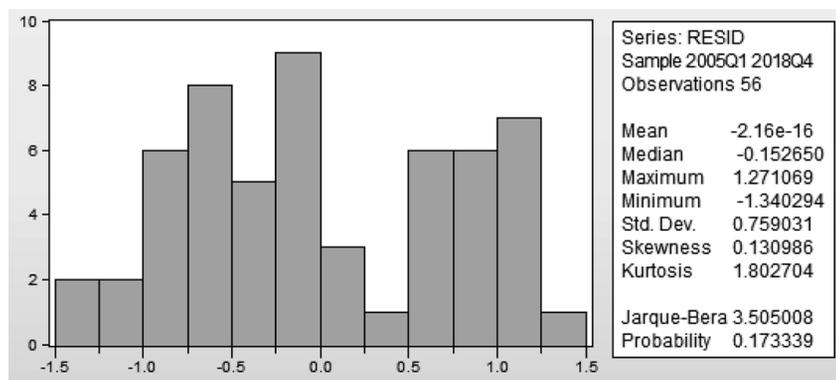


Рис. 3. Гистограмма остатков
Fig. 3. Histogram of residuals

Таблица 2 (Table 2)

Результаты теста Уайта на наличие гетероскедастичности
White's test results for the presence of heteroscedasticity

F-статистика	0.575004	Вероятность F(5,50)	0.7188
Наб*Коэффициент детерминации	3.044938	Вероятность Хи-Квадрат	0.6931

Таблица 3 (Table 3)

Результаты теста Дикки-Фуллера
Results of the Dickey-Fuller test

Переменные	Статистика критерия	Критическое значение 1%	Критическое значение 5%	Критическое значение 10%	Уровень вероятности
Разности второго порядка intercept					
LNCPI	-9.592140	-3.560019	-2.917650	-2.596689	0.0000
LNM1	-7.981128	-3.562669	-2.918778	-2.597285	0.0000
LNM2	-7.339884	-3.560019	-2.917650	-2.596689	0.0000
LNRISED	-7/129596	-3.560019	-2.917650	-2.596689	0.0000
Разности второго порядка trend and intercept					
LNCPI	-9.500953	-4.140858	-3.496960	-3.177579	0.0000
LNM1	-7.894637	-4.144584	-3.498692	-3.178578	0.0000
LNM2	-7.276520	-4.140858	-3.496960	-3.177579	0.0000
LNRISED	-7.070372	-4.140858	-3.496960	-3.177579	0.0000

мости дисперсии случайного фактора от номера (момента) наблюдений. Последствия гетероскедастичности зависят от ее природы и может проявляться в том, что оценка дисперсии случайного фактора смещена; смещены оценки стандартных ошибок коэффициентов регрессии. Оценки коэффициентов регрессии остаются несмещенными (т.к. не нарушается первое условие Гаусса Маркова). Гетероскедастичность проверялась тестом Уайта и с вероятностью 95% не отвергается гипотеза

о гомоскедастичности остатков. Результаты, предлагаемые в табл. 2. показывают, что гипотеза о гомоскедастичности остатков не отвергается. Величина $nR^2 = Obs \times R - squared$ коэффициент детерминации для вспомогательной регрессии квадратов остатков на все регрессоры, их квадраты, попарные произведения и константу, равен 3,044938, и эта величина почти совпадает со значением $\chi^2_{0,69} = 3,044663$.

Соответствующее P-значение превышает 0,05, т.е. нулевую гипотезу о гомоскедастич-

ности случайного члена можно не отвергать.

Определение порядка интегрированности изучаемых переменных – один из важнейших этапов данного исследования. От порядка интегрированности переменных зависит весь ход дальнейшего анализа, поскольку исследование долгосрочных связей в рамках коинтеграционного анализа предполагает, что изучаемые переменные имеют одинаковый порядок интегрированности. Для тестирования временного ряда на наличие единичных корней используется расширенный критерий Дикки-Фуллера (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF) [4, 10, 21]. Полученные результаты дают некоторые основания полагать, что первые разности индекса потребительских цен (CPI) и денежных агрегатов M1 и M2 являются нестационарными, а разностные операторы второго порядка стационарны (с константой без тренда, с константой и линейным трендом). Результаты тестирования показаны в табл. 3.

Для значений лагов $m = 1, 2, 3, 4$ причинно-следственная связь между факторами проверялась с помощью теста Грейнджера. Тест подтвердил наличие двусторонней причинно-следственной связи, что, в свою очередь, указывает на существование третьей переменной, являющейся реальной причиной изменения двух рассматриваемых переменных.

Для анализа долгосрочных связей между индексом потребительских цен и отдельными денежными агрегатами был использован метод Йохансена. Тест Йохансена на коинтеграцию позволяет выявить наличие стационарных линейных комбинаций временных рядов, являющихся интегрированными первого порядка и являющихся одним из методов оценки систем, использующий метод максимального правдоподобия применительно к вектор-

Таблица 4 (Table 4)

ным авторегрессионным моделям. Отметим, что основными предположениями данного теста являются допущения, что переменные, входящие в векторную авторегрессионную модель, являются интегрированными процессами первого порядка и ошибки независимо и нормально распределены.

Тесты Энгела-Грейнджера [6] и Йохансена [13] показали, что все переменные коинтегрированы, что подтверждает их долговременную связь и надежность корреляции. После рассмотрения информационных критериев Акаике и Шварца наилучшим оказался лаг, равный 2. Нами было получено одно коинтеграционное соотношение со степенью интеграции 2 и рангом коинтеграции равным 1. Результаты тестирования представлены соответственно в таблицах 4, 4.1, 4.2:

Выводы относительно существования коинтеграционного вектора делаются на основе оцениваемых значений статистик Trace и Eigenvalue, проверяющих нулевую гипотезу о наличии r коинтеграционных соотношений против альтернативной гипотезы о наличии $r + 1$ коинтеграционных соотношений. Соответственно, производится оценка спецификаций потенциального коинтеграционного вектора, и в случае неотрицания гипотезы о наличии одного коинтеграционного соотношения на уровне значимости в 5% делается предположение о существовании коинтеграционного вектора соответствующего вида. Чтобы определить количество векторов коинтеграции во временных рядах в таблицах 4.1 и 4.2, мы сначала проверили нулевую гипотезу об отсутствии векторов коинтеграции, т.е. $r = 0$ вопреки альтернативной гипотезе об отсутствии такого вектора. Мы отклонили нулевую гипотезу, потому что вычисленные значения были больше критических значений, и сделали вывод о наличии

Результаты теста Энгела-Грейнджера
Engle-Granger test results

Тренд данных	В данных нет детермированных трендов	В данных нет детермированных трендов	В данных есть детермированный линейный тренд	В данных есть детермированный линейный тренд	В данных есть детермированный Квадратичный тренд
Тест типа	Нет константна	Константн	Константн	Константн	Константн
	Нет тренда	Нет тренда	Нет тренда	Тренд	Тренд
Trace	1	1	3	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1
Информационные критерии по рангу и модели					
Тест типа	Нет константна	Константн	Константн	Константн	Константн
	Нет тренда	Нет тренда	Нет тренда	Тренд	Тренд
Значение функции максимального правдоподобия по рангу (строки) и модели (столбцы)					
0	31.28777	31.28777	34.40766	34.40766	37.88076
1	46.23032	46.64115	48.01393	49.03480	50.85275
2	51.50987	52.47543	52.85350	53.87456	55.67393
3	51.86240	56.52207	56.52207	57.73743	57.73743
Критерий Акаике по рангу (строки) и модели (столбцы)					
0	-0.841048	-0.841048	-0.845572	-0.845572	-0.863425
1	-1.178503*	-1.156270	-1.132601	-1.133389	-1.126518
2	-1.151316	-1.112280	-1.088811	-1.051870	-1.082035
3	-0.938204	-1.000833	-1.000833	-0.933488	-0.933488
Критерий Шварца по рангу (строки) и модели (столбцы)					
0	-0.506470	-0.506470	-0.399468	-0.399468	-0.305795
1	-0.620873*	-0.561465	-0.463445	-0.427058	-0.345837
2	-0.370634	-0.257248	-0.196603	-0.085312	-0.078302
3	0.065530	0.114427	0.114427	0.293298	0.293298

Таблица 4.1 (Table 4.1)

Результаты теста Max- Eigenvalue
Max-Eigenvalue test results

Гипотезы	Альтернативные Гипотезы	Статистика Max-Eigenvalue	Критическое значение 5%	Уровень вероятности
$H_0 : r = 0$	$H_A : r > 0$	30.70675	35.19275	0.0027
$H_0 : r = 1$	$H_A : r > 1$	11.66857	20.16121	0.2061
$H_0 : r = 2$	$H_A : r > 2$	8.093273	12.76076	0.0796

Таблица 4.2 (Table 4.2)

Результаты Trace-теста
Trace test results

Гипотезы	Альтернативные Гипотезы	Trace-Статистика	Критическое значение 5%	Уровень вероятности
$H_0 : r = 0$	$H_A : r > 0$	50.46859	41.19504	0.0006
$H_0 : r = 1$	$H_A : r > 1$	19.76184	25.07911	0.0585
$H_0 : r = 2$	$H_A : r > 2$	8.093273	12.76076	0.0796

вектора коинтеграции. Затем мы проверили гипотезу о наличии одного вектора против альтернативной гипотезы о наличии двух коинтегрирующих векторов. Здесь расчетные значения были больше критиче-

ских значений, и поэтому мы отклонили нулевую гипотезу. Таким образом, мы сделали вывод о существовании трех векторов коинтеграции.

После установления коинтеграционной связи меж-

ду переменными возникает необходимость в построении ошибки механизм коррекции для моделирования динамических отношений [22]. Цель модели коррекции ошибок состоит в том, чтобы указать скорость перехода от краткосрочного к долгосрочному равновесию. Модель векторной коррекции ошибок (VECM) ограниченная модель VAR, используемая с коинтегрированными нестационарными рядами. Когда условия равновесия VECM описывает, как модель приспосабливается в каждый период времени к своему долгосрочному равновесию. Поскольку предполагается, что переменные коинтегрированы, любое отклонение от долгосрочного равновесия будет обратной связью в краткосрочной перспективе по изменениям зависимых переменных, чтобы двигаться в долгосрочной перспективе равновесие. Проведенный анализ явно свидетельствует о наличии долгосрочной связи между денежными агрегатами M1, M2 и индексом потребительских цен Азербайджана. Используя альтернативные тесты, мы пришли к выводу, что между M1, M2 и индексом потребительских цен как в краткосрочном, так и в долгосрочном периоде существует каузальная связь. При этом динамика денежной массы определяет динамику цен. С помощью процедур пакета EViews 8 найдено следующее уравнение коррекции ошибок для разностей второго порядка логарифмических значений индекса потребительских цен Азербайджана:

VAR Model - Substituted Coefficients:

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LNCPI},2) = & -0.382046833449 \times \\ & \times (\Delta(\text{LNCPI}(-1))) + \\ & + 19.6890778633 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1)) - \\ & - 4.57682420319 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1)) - \\ & - 106.864220142 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1)) - \\ & - 0.10175379347) - \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & - 0.189563771945 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-1),2) - \\ & - 0.0698303069305 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-2),2) + \\ & + 6.74936922613 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1),2) + \\ & + 3.24161342315 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-2),2) + \\ & + 2.73710028664 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1),2) + \\ & + 15.8216301137 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-2),2) - \\ & - 65.9200484221 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1),2) - \\ & - 154.888617957 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-2),2) + \\ & + 0.00309305401699 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LNM1},2) = & -0.021501499108 \times \\ & \times (\Delta(\text{LNCPI}(-1))) + \\ & + 19.6890778633 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1)) - \\ & - 4.57682420319 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1)) - \\ & - 106.864220142 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1)) - \\ & - 0.10175379347) + \\ & + 0.0792817107447 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-1),2) + \\ & + 0.001145475193 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-2),2) + \\ & + 0.0551219364211 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1),2) - \\ & - 0.153461298733 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-2),2) - \\ & - 0.744911929452 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1),2) + \\ & + 2.00334611152 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-2),2) + \\ & + 6.93060495333 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1),2) - \\ & - 19.2570409244 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-2),2) + \\ & + 0.00123943719852 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LNM2},2) = & 0.0258330734038 \times \\ & \times (\Delta(\text{LNCPI}(-1))) + \\ & + 19.6890778633 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1)) - \\ & - 4.57682420319 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1)) - \\ & - 106.864220142 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1)) - \\ & - 0.10175379347) + \\ & + 0.0309203328951 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-1),2) - \\ & - 0.0495467075918 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-2),2) + \\ & + 0.0551953489026 \times \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \times \Delta(\text{LNM1}(-1),2) + \\ & + 0.144101478168 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-2),2) - \\ & - 1.07718735103 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1),2) + \\ & + 1.64460389116 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-2),2) + \\ & + 10.2151180298 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1),2) - \\ & - 19.0329756006 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-2),2) + \\ & + 0.000722259068801 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LNRESID},2) = & 0.00213301104689 \times \\ & \times (\Delta(\text{LNCPI}(-1))) + \\ & + 19.6890778633 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1)) - \\ & - 4.57682420319 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1)) - \\ & - 106.864220142 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1)) - \\ & - 0.10175379347) + \\ & + 0.00384528308815 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-1),2) - \\ & - 0.00504480182928 \times \\ & \times \Delta(\text{LNCPI}(-2),2) + \\ & + 0.008909127564 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-1),2) + \\ & + 0.0164027168227 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM1}(-2),2) - \\ & - 0.108021471181 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-1),2) + \\ & + 0.216216334955 \times \\ & \times \Delta(\text{LNM2}(-2),2) + \\ & + 1.01984317819 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-1),2) - \\ & - 2.44395550307 \times \\ & \times \Delta(\text{LNRESID}(-2),2) + \\ & + 4.48771745543e-05 \end{aligned}$$

Векторная авторегрессионная модель коррекции ошибок всегда может быть репараметризована в базисную VAR, содержащую только уровни изучаемых переменных.

Заключение

Осуществленное исследование подтвердило, что современные эконометрические методы могут быть конструктивны при анализе процессов, возникающих в экономике Азербайджана. Обосновано, что динамика денежных агрегатов M1 и M2 ограничивает рост индекса потребительских цен Азербайджана.

на как в долгосрочном, так и в краткосрочном периодах Произведенный анализ предоставил корректно подойти к проблеме моделирования уровня инфляции и принять весьма простую,

но статистически оптимальную и доказанную модель, отличающуюся неплохими прогностическими характеристиками. Настоящий исследование может быть расширен за счёт анализа

других денежных агрегатов-М0, М3, а также суррогатных денежных агрегатов, рассматривающих нужную кредиторскую и дебиторскую задолженность предприятий.

Литература

1. Настанский А., Штрое Х.Г. Коинтеграция между доходом, ценами активов, потреблением и инвестициями // Вестник НГУЭУ. 2011. № 1. С. 119–128.

2. Verbeek M. A Guide to Modern Econometrics // John Wiley & Sons. 2012. 386 с.

3. Orudzhev E., Alizade A. Cointegration analysis of the impact of Azerbaijan and Ukraine GDPs on the trade turnover between these countries // Journal of International Studies. 2021. № 14(3). С. 274–290. DOI:10.14254/2071-8330.2021/14-3/1.

4. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // Journal of the American Statistical Association. 1979. № 74. С. 427–431.

5. Оруджев Э.Г., Гусейнова С.М. Об одной задаче коинтеграции торговых связей Азербайджана, России, Беларуси и Казахстана // Статистика и экономика. 2020. № 2. С. 29–39.

6. Engle R.F. Yoo B.S. Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results in R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds., Long-Run Economic Relationships. Oxford: Oxford University Press, 1991. С. 237–266.

7. Игорь Пелипась Спрос на деньги и инфляция в Беларуси // Экономический вестник (ЭКОВЕСТ). 2001. № 1.

8. Рустамова Л., Керимова У., Эфендиева Х. Исследование Коинтеграционной Связи Между Различными Денежными Агрегатами и Индексом Потребительских Цен // InterConf. 2021. № 93. С. 25–31. DOI: 10.51582/interconf.21-22.12.2021.004.

9. Носко В.П. Эконометрика. Введение в регрессионный анализ временных рядов. М.: МФТИ, 2002. 254 с.

10. Конторович Г.Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. № 1. С. 79–103.

11. Государственный комитет по статистике Азербайджанской республики [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://www.stat.gov.az/>.

12. Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vector // Journal of Economic Dynamics and Control. 1988. № 12. С. 231–254.

13. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1990. № 52. С. 169–210.

14. Granger C.W. Investigation Causal Relations Econometrics Models and Cross-Spectral Methods // Econometrica. 1969. № 37. С. 424–439.

15. Башлакова О.С., Марченко Л.Н. Эконометрическая оценка денежного предложения и инфляции в Республике Беларусь // Известия Гомельского государственного университета имени Ф. Скорины. Серия: Естественные науки. 2016. № 6(99). С. 65–68.

16. Энгл Роберт Ф., Грэнджер К.У.Дж. Коинтеграция и коррекция ошибок: представление, оценивание и тестирование // Прикладная эконометрика. 2015. № 3(39).

17. Saud Almutair A Cointegration Analysis of Money Supply and Saudi Stock Price Index // International Journal of Economics and Finance. 2015. № 5(7). С. 153–165.

18. Зарецкий А. Краткосрочное прогнозирование инфляции в Беларуси. Рабочий материал исследовательского центра ИПМ. 2013. 23 с.

19. Пелипась И., Кирхнер Р. Деньги как опережающий индикатор инфляции в Беларуси и их роль в монетарной политике // Аналитические записки [РР/05/2015]. Центр ИПМ, 2015. 28 с.

20. Сосунов К.А. Оценка функции спроса на деньги в России [Электрон. ресурс] // Журнал Новой экономической ассоциации. 2013. № 2. С. 89–99. Режим доступа: <https://www.econorus.org/repec/journal/2013-18-89-99r.pdf>.

21. Mahadeva L., Robinson P. Unit Root Testing to Help Model Building. Handbooks in Central Banking [Электрон. ресурс]. Centre for Central Banking Studies, Bank of England, London. 2004. № 22. 48 с. Режим доступа: <https://docplayer.net/294854-Unit-root-testing-to-helpmodel-building-lavan-mahadeva-paul-robinson.html>.

22. Банников В.А. Векторные модели авторегрессии и коррекции регрессионных остатков (Eviews) // Прикладная эконометрика. 2006. № 3. С. 96–129.

References

1. Nactanskiy A., Shtroye X.G. Co-integration between income, asset prices, consumption and investment. *Vestnik NGUEU = Bulletin of NSUEM*. 2011; 1: 119-128. (In Russ.)
2. Verbeek M. *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons. 2012. 386 p.
3. Orudzhev E., Alizade A. Cointegration analysis of the impact of Azerbaijan and Ukraine GDPs on the trade turnover between these countries. *Journal of International Studies*. 2021; 14(3): 274-290. DOI:10.14254/2071-8330.2021/14-3/1.
4. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 1979; 74: 427-431.
5. Orudzhev E.G., Guseynova S.M. On one problem of cointegration of trade relations between Azerbaijan, Russia, Belarus and Kazakhstan. *Statistika i ekonomika = Statistics and Economics*. 2020; 2: 29-39. (In Russ.)
6. Engle R.F. Yoo B.S. Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results in R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press; 1991: 237-266.
7. Igor Pelipas Demand for money and inflation in Belarus. *Ekonomicheskiy vestnik (EKOVEST) = Economic Bulletin (ECOVEST)*. 2001: 1. (In Russ.)
8. Rustamova L., Kerimova U., Efendiyeva KH. Study of the Cointegration Relationship Between Different Monetary Aggregates and the Consumer Price Index. *InterConf*. 2021; 93: 25-31. DOI: 10.51582/interconf.21-22.12.2021.004.
9. Nosko V.P. *Ekonometrika. Vvedeniye v regressionnyy analiz vremennykh ryadov = Econometrics. Introduction to regression analysis of time series*. Moscow: MIPT; 2002. 254 p. (In Russ.)
10. Kontorovich G.G. Time series analysis. *Ekonomicheskiy zhurnal Vysshey shkoly ekonomiki = Economic Journal of the Higher School of Economics*. 2003; 1: 79-103. (In Russ.)
11. Gosudarstvennyy komitet po statistike Azerbaydzhanskoy respubliki = State Committee for Statistics of the Republic of Azerbaijan [Internet]. Available from: <https://www.stat.gov.az/>.
12. Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vector. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988; 12: 231 - 254.
13. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1990; 52: 169-210.
14. Granger C.W. Investigation Causal Relations *Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica*. 1969; 37: 424-439.
15. Bashlakova O.S., Marchenko L.N. Econometric assessment of money supply and inflation in the Republic of Belarus. *Izvestiya Gomelskogo gosudarstvennogo universiteta imeni F. Skoriny. Seriya: Yestestvennyye nauki = Izvestiya of Gomel State University named after F. Skorina. Series: Natural Sciences*. 2016; 6(99): 65-68. (In Russ.)
16. Engl Robert F., Gr-endzher K.U.Dzh. Cointegration and error correction: presentation, estimation and testing. *Prikladnaya ekonometrika = Applied Econometrics*. 2015; 3(39). (In Russ.)
17. Saud Almutair A Cointegration Analysis of Money Supply and Saudi Stock Price Index. *International Journal of Economics and Finance*. 2015; 5(7): 153-165.
18. Zaretskiy A. Short-term inflation forecasting in Belarus. *Rabochiy material issledovatel'skogo tsentra IPM = Working material of the IPM Research Center*. 2013. 23 p.
19. Pelipas I., Kirkhner R. Money as a Leading Indicator of Inflation in Belarus and Their Role in Monetary Policy. *Analiticheskiye zapiski [PP/05/2015]*. Tsentri IPM = Analytical Notes [PP/05/2015]. IPM Center; 2015. 28 p. (In Russ.)
20. Sosunov K.A. Estimation of the demand function for money in Russia [Internet]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii = Journal of the New Economic Association*. 2013; 2: 89 - 99. Available from: <https://www.econorus.org/repec/journal/2013-18-89-99r.pdf>. (In Russ.)
21. Mahadeva L., Robinson P. Unit Root Testing to Help Model Building. *Handbooks in Central Banking [Internet]*. Centre for Central Banking Studies, Bank of England, London. 2004. 22. 48 p. Available from: <https://docplayer.net/294854-Unit-root-testing-to-helpmodel-building-lavan-mahadeva-paul-robinson.html>.
22. Bannikov V.A. Vector models of autoregression and correction of regression residuals (Eviews). *Prikladnaya ekonometrika = Applied Econometrics*. 2006; 3: 96-129. (In Russ.)

Сведения об авторах

Ламия Аладдин Рустамова

*К.э.н., старший преподаватель кафедры
«Математическая экономика»
Бакинский Государственный Университет,
Баку, Азербайджан.
Эл. почта: lrustamova@bsu.edu.az*

Ульвия Ясин Керимова

*К.ф.-м.н., преподаватель кафедры
«Математическая экономика»
Бакинский Государственный Университет,
Баку, Азербайджан.
Эл. почта: ukerimova@bsu.edu.az*

Хаджар Джавид Эфендиева

*К.ф.-м.н., преподаватель кафедры
«Математическая экономика»
Бакинский Государственный Университет,
Баку, Азербайджан.
Эл. почта: rasy11@rambler.ru*

Information about the authors

Lamiya A. Rustamova

*Cand. Sci. (Economics), witha teacher of the
Department of Mathematical Economics
Baku State University,
Baku, Azerbaijan.
E-mail: lrustamova@bsu.edu.az*

Ulviyya Y. Karimova,

*Cand. Sci. (Mathematics), Reponder of the
Department of Mathematical Economics
Baku State University,
Baku, Azerbaijan.
E-mail: ukerimova@bsu.edu.az*

Hacar A. Afandiyeva

*Cand. Sci. (Mathematics), Reponder of the
Department of Mathematical Economics
Baku State University,
Baku, Azerbaijan.
El. mail: rasy11@rambler.ru*