УДК 338.1

АНУФРИЕВА ЕЛИЗАВЕТА ВЛАДИМИРОВНА

лаборант-исследователь
Центра макроэкономических исследований НИФИ Минфина России,
e-mail: anufrieva@nifi.ru

DOI:10.26726/1812-7096-2019-11-333-341

КОИНТЕГРАЦИЯ ЦЕН В ЭКОНОМИКЕ: ПРИЛОЖЕНИЕ К DSGE МОДЕЛИРОВАНИЮ

Аннотация. Цель работы. В данной работе проверяется гипотеза о том, что относительные цены, несмотря на их изменчивость, являются стационарными и имеют тенденцию возвращаться к среднему значению. **Методология.** Для проверки этой гипотезы в работе исследованы относительные цены для двух стран: Армении, которая является маленькой развивающейся экономикой, и США, которая, наоборот, является развитой. Для Армении рассматриваются квартальные данные на горизонте 15 лет (с 2004 г. по 2019 г.), а для Америки рассматриваемый горизонт составляет около 30 лет (с 1988 г. по 2019 г.). Выбор горизонта исследования, обусловлен, в т. ч., наличием доступных данных. Для каждой из стран строится три модели VECM, одна из них строится на основе результата теста Йохансана на коинтеграцию, а в двух других на временные ряды наложены ограничения, исходя из результатов тестов Дикки-Фуллера и теста KPSS. **Результаты.** Результаты модели показали, что ряды относительных цен являются интегрированными первого порядка. **Область применения результатов.** Результаты данной статьи могут использоваться в дальнейшем при построении DSGE-моделей. **Выводы.** Тем не менее использование данной гипотезы может улучшить получаемые прогнозы на некоторых временных промежутках и при некоторых спецификациях построенных моделей.

Ключевые слова: относительные цены, коинтеграция, индекс цен.

ANUFRIEVA ELIZAVETA VLADIMIROVNA

research assistant
Center for macroeconomic research nifi of the Ministry of Finance of the Russian Federation,
e-mail: anufrieva@nifi.ru

CO-INTEGRATION OF PRICES IN THE ECONOMY: APPLICATION TO THE DSG MODELING

Abstract. Purpose of work. In this paper, we test the hypothesis that relative prices, despite their variability, are stationary and tend to return to the average value. **Methodology.** To test this hypothesis, we studied the relative prices for two countries: Armenia, which is a small developing economy, and the United States, which, on the contrary, is a developed one. For Armenia, quarterly data are considered at the horizon of 15 years (from 2004 to 2019), and for America, the considered horizon is about 30 years (from 1988 to 2019). The choice of the research horizon is determined, inter alia, by the availability of available data. Three VECM models are built for each country, one of them is based on the result of the Johansen cointegration test, and in the other two time series are restricted based on the results of the Dickey-fuller test and the KPSS test. **Results.** The model results showed that the relative price series are first-order integrated. **The scope of the results.** The results of this article can be used in the future when building DSGE models. **Conclusions.** However, using this hypothesis can improve the obtained forecasts for certain time periods and for certain specifications of the constructed models.

Keywords: relative prices, co-integration, price index.

Введение. Основная идея, лежащая в основе модели динамического стохастического равновесия (DSGE-модели), состоит в том, что экономика страны развивается в соответствии с каким-то общим стохастическим трендом. DSGE-модели в последнее время набирают все большую популярность среди исследователей как инструмент для анализа экономики. Эту модель, в т. ч. используют центральные банки разных стран при построении и планировании своей политики.

О возможностях и преимуществах использования DSGE-моделей при проведении, например, фискальной политики в России подробно написано в статье Вотинова и Елкиной [1], а важность этих моделей для Министерства финансов описана в работе Лазаряна и Майорова [3]. О том, как предположения о данных и то, как простое удаление тренда при помощи экзогенных для моделей DSGE-моделей преобразований данных способно повлиять на результат (то есть такие действия искажают полученные в модели оценки, за исключением очень редких и специфических случаев), написано в работе Иващенко [2].

В связи с этим изучение вопроса коинтеграции относительных цен становится более востребованным. Стандартный подход при оценке DSGE-моделей подразумевает то, что экономика растет совместно с трендом общей факторной производительности (TFP). Вследствие этого все изменения, которые можно наблюдать в экономике, можно представить как колебания вокруг данного стохастического тренда. Если макроэкономические переменные демонстрируют общий тренд, то в долгосрочном периоде все темпы изменения этих переменных должны сходиться. Соответственно, эти же предположения верны и для инфляции. Тем не менее до конца не является ясным, наблюдается ли такая сходимость на практике, или нет. Цель данной работы – проверить наличие такой сходимости на примере двух стран – развивающейся Армении и развитых США.

Обзор литературы. В статье Стронга и Шармы [20] анализируются основные ценовые индексы для стран «большой семерки» (стран группы G7). Авторы проверяют наличие систематической зависимости в долгосрочном периоде между ценовыми индексами внутри стран. Порядок интегрирования каждого из ценовых индексов определяется при помощи теста Дикки-Фуллера (ADF тест) [9] и теста Филиппса и Перона (PP тест) [17]. На горизонте с 1968 по 2000 г. авторы исследуют квартальные данные по индексу цен производителей, потребительскому индексу цен, индексу цен на экспорт и цены ВВП. Все временные ряды в исследовании были прологарифмированы. Количество лагов в используемой модели векторной авторегрессии было выбрано на основе теста максимального правдоподобия (Likelihood Ratio). В итоге для трех стран (США, Великобритании и Канады) количество было выбрано 6 лагов, для двух стран (Франции и Германии) – 5 лагов и для оставшихся двух стран (Италии и Японии) – 8 лагов. Для каждой из стран анализ на коинтеграцию вначале производится попарно, затем в группах по три и совместно для всех выбранных факторов, исследователями выбран 10% уровень значимости. Количество коинтеграционных векторов для каждой из стран тоже оказалось разным: 1 для Канады, 2 для Японии, США и Великобритании и три для Италии. Для Германии и Франции результаты тестов на коинтеграцию оказались противоречивыми, поэтому авторы последовали процедуре Ченга и Лая [8], используя метод Монте-Карло. Таким образом, количество коинтеграционных соотношений для этих стран составило 1. Результаты исследования показали, что среди рассмотренных индексов систематически в долгосрочной перспективе ценовые индексы движутся сонаправленно в каждой из изучаемых стран. Авторы также пришли к выводу, что возвращение к равновесному состоянию в краткосрочной перспективе отличается для индексов как внутри страны, так и при межстрановом сравнении. Быстрее всех от шока восстанавливаются индексы потребительских цен, затем индекс экспортных цен, индекс цен производителей и в последнюю очередь – индекс цен ВВП.

В работе Акди и др. [6] исследуется взаимосвязь между потребительскими ценами (Consumer Price Index) и оптовыми ценами (Wholesale Price Index) на краткосрочном и долгосрочном горизонте в Турции. Исследователи используют коинтеграционный тест Энгла и Грейнджера [10], а также тест Йохансена [13, 14] для оценки этих рядов. Авторы отмечают, что на долгосрочном горизонте нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции не может быть отвергнута, тем не менее на краткосрочных временных горизонтах эти два ряда данных демонстрируют похожую динамику. Период исследования составил почти 17 лет (с января 1981

г. по август 2004 г.), а в качестве базового года для индексов был выбран 1994 г. В индекс WPI включено 678 товаров, которые были отобраны в соответствии с долей стоимости продаж, которые производятся на территории страны и поставляются на внутренние рынки. Текущие цены на эти товары взяты с 1287 фирм, которые обладают самой высокой долей (востребованностью) на внутреннем рынке. Индекс CPI в этой работе рассчитывался для семи провинций и девятнадцати городов при помощи применения метода Ласпейреса с фиксированными весами. В него входят 420 наименований товаров и услуг, цены по которым собраны из 35 жилых районов, с использованием классификации индивидуального потребления в зависимости от назначения. Авторы говорят, что тесты на коинтеграцию дают противоречивые результаты, но дальнейший их анализ показывает, что коинтеграция в долгосрочной перспективе отсутствует, а в краткосрочной перспективе изменения не являются полностью одинаковыми.

В работе Ло и Зивота [16] при помощи метода Монте-Карло сравниваются два метода для оценки пороговых значений коинтеграции для различных наборов данных по инфляции в США. Авторы пишут, что многие исследователи используют специально подобранные модели, которые в основном опираются на одномерные модели с порогом. Поэтому исследователи анализируют и одномерные, и многомерные методы при оценке пороговой коинтеграции, что позволяет им оценить спецификацию этих моделей. Авторы также отмечают, что тесты на отсутствие коинтеграции, которые выключают порог, обладают большей мощностью по сравнению с другими моделями. Авторы отмечают, что простые тесты спецификаций модели, основанные на статистике Вальда или LR-статистике [11], являются практически бесполезными, если анализируемая выборка средних или больших размеров. В своём исследовании авторы обнаружили нелинейность порогового типа в основном в ценах торгуемых товаров, которые являются относительно однородными. Кроме того, авторы также выяснили, что цены подстраиваются с разной скоростью (в т. ч. с разной скоростью в разных городах), но, тем не менее, пороговые значения не согласуются с мотивацией товарного арбитража.

В работе Шарфф [18] исследуется поведение компонентов индекса потребительских цен, а также насколько отличается их динамика в период высокой и низкой инфляции. Большее значение дисперсии среди подкатегорий индекса потребительских цен отражается в возрастающем количестве стохастических трендов в системе ценовых субиндексов. Результаты для данных США, а также проведенное межстрановое сравнение (помимо США авторы также исследуют Германию, Японию, Испанию и Аргентину) показывают, что влияние инфляции на разброс относительных цен невозможно выявить путем подсчета существующих коинтегрирующих отношений. Таким образом, число стохастических трендов или коинтегрирующих отношений не является надежным индикатором существующих искажающих эффектов инфляции на разброс относительных цен. Результаты показывают, что, например, для США и Японии, в периоды низкой инфляции не появляется большее количество коинтеграционных отношений. А межстрановое сравнение только подтвердило этот вывод. Кроме того, сравнение между Германией, Японией, США, Испанией и Аргентиной показало, что в ценовой системе стран с низкой инфляцией наблюдается больше стохастических трендов, чем в странах с высоким уровнем инфляции. На основе сравнения стран Еврозоны можно сделать вывод, что положительная зависимость между средним уровнем инфляции и количеством общих стохастических трендов отсутствует.

Поскольку в литературе наблюдаются разные результаты подобного рода исследований, не только внутри одной страны, но и при сравнении развитых и развивающихся стран, в данной работе исследуется Армения и США. При этом наибольший интерес представляет Армения как динамично развивающаяся страна, которая, тем не менее, демонстрирует низкий уровень инфляции, при этом на протяжении более 10 лет денежно-кредитная политика ЦБ Армении направлена на инфляционное таргетирование. Кроме того, в отличие от многих развивающихся стран, экономика Армении не сильно зависима от цен на природные ресурсы. В данной работе будет проверяться гипотеза о том, что относительные цены являются стационарным процессом, которые, несмотря на свое изменение, имеют тенденцию возвращаться к среднему.

Армения. Для проверки поставленной гипотезы используются данные [5, 4] по дефляторам основных компонент ВВП для малой страны (Армении). Выбранный для анализа горизонт

составляет почти 15 лет: отобраны ежеквартальные данные со II квартала 2004 г. по I квартал 2019 г., которые являются скорректированными на сезонность.

Далее рассматриваются пять компонент ВВП: частное потребление, государственное потребление, инвестиции, импорт и экспорт, а также и сам ВВП. Таким образом, в исследовании анализируются 6 индексов цен, из которых можно составить 15 различных пар относительных цен. В дальнейшем при анализе рассматриваются логарифмы индексов цен и, соответственно, логарифмы относительных цен. Далее необходимо провести тест на порядок интегрирования, из-за того что распределение самих цен намного дальше от Гауссовского распределения, чем у их логарифмов.

Одним из самых распространенных и стандартных тестов на проверку порядка интегрирования является расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест). В качестве нулевой гипотезы в данном тесте рассматривается отсутствие стационарности временного ряда (то есть порядок интегрирования не менее 1). Соответственно, альтернативная гипотеза предполагает наличие стационарности временного ряда (порядок интегрирования равен 0). При этом при проведении данного теста нужно выбрать добавлять ли при анализе константу и детерминистический тренд, или нет, данный выбор делается при помощи использования информационного критерия Шварца [19]. Результаты проведенного ADF-теста (p-value) приведены в табл. 1 (выше диагонали). В соответствии с сформулированными гипотезами значения p-value меньше 0.05 означают, что данная пара относительных цен стационарна, так как в данном случае нулевая гипотеза отвергается. Таким образом, можно заметить, что по результатам проведенного теста всего 2 пары относительных цен стационарны. Это p_G/p_I (то есть относительные цены государственного потребления к ценам инвестиций) и p_C/p_F (то есть относительные цены частного потребления к ценам экспорта).

Тем не менее результаты теста можно подвергнуть сомнению, если предположить, что мощность проведенного теста недостаточна, а значит, отвергать нулевую гипотезу нельзя. Чтобы этого избежать, также будет проведен KPSS- тест [15], нулевая гипотеза которого, наоборот, предполагает стационарность ряда (то есть порядок интегрирования 0), а альтернативная гипотеза, соответственно, предполагает нестационарность (то есть порядок интегрирования 1). В табл. 1 ниже диагонали приведены значения тестовой статистики проведенного KPSS-теста. В данном случае критические значения составляют 0.146, 0.216, 0.119 для пяти-, одно- и десятипроцентного уровня значимости. То есть значения меньше критических означают, что отвергнуть нулевую гипотезу нельзя, и ряд является стационарным. Результаты теста показывают, что для 10 из 15 пар отвергнуть нулевую гипотезу нельзя на 5% уровне значимости.

Таблица 1

ADF и KPSS-тесты для индексов цен Армении
(ниже диагонали значения теста KPSS, выше – теста ADF)

	P_Y	P_C	P_G	P_I	P_F	P_M
P_Y		0.247	0.533	0.155	0.135	0.342
P_C	0.133		0.388	0.064	0.022	0.160
P_G	0.091	0.117		0.015	0.238	0.305
P_I	0.169	0.149	0.108		0.113	0.065
P_F	0.135	0.151	0.074	0.086		0.444
P_M	0.153	0.185	0.130	0.128	0.093	

Примечание. В таблице жирным шрифтом выделены значимые на 5% уровне значимости статистики.

Таким образом, из проведенных тестов следует, что для 2 пар индексов цен можно отвергнуть гипотезу о нестационарности, а для 5 пар можно отвергнуть гипотезу о стационарности. Причем, что удивительно, пара p_C/p_F (то есть относительные цены частного потребления к ценам экспорта) попадает в обе группы (один тест отвергает стационарность в пользу нестационарности, а второй наоборот). Тем не менее для большинства пар выбор будет определять-

ся предпочтением исследователя.

Тем не менее остается вопрос о том, насколько полезно такая гипотеза для прогнозирования. Использовать гипотезы о стационарности соотношения цен для прогнозирования можно в форме ограничений на коинтегрирующий вектор в рамках VECM-моделей. Стоит отметить, что один из индексов цен необходимо исключить из-за наличия линейной зависимости. Из дальнейшего анализа, таким образом, был исключен дефлятор ВВП. Поскольку в выборке рассматривается всего 60 периодов, то число лагов в VECM-модели, согласно результатам тестов, ограничено двумя. При проверке коинтеграции временных рядов необходимо выбрать спецификацию теста Йохансана с константой в коинтеграционных отношениях, но без тренда. Результаты проведенного теста представлены в табл. 2, в соответствии с ними ранг коинтеграции равен 2 (так как отвергаются ранги 0 и 1).

Таблица 2

Тест на порядок коинтеграции для Армении
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.438586	88.38981	69.81889	0.0008
At most 1*	0.410029	55.48389	47.85613	0.0082
At most 2	0.213147	25.40607	29.79707	0.1474
At most 3	0.147796	11.74239	15.49471	0.1697
At most 4	0.045032	2.626427	3.841466	0.1051

Отсюда мы получаем первую VECM-модель (А), которая будет в дальнейшем использоваться для прогнозирования. В данной модели количество коинтеграционных соотношений, согласно проведенному тесту, равно двум. Вторая VECM-модель (В) предполагает ограничения на коинтегрирующий вектор, исходя из 2 пар стационарных относительных цен, выявленных ADF-тестом (то есть для пар p_G/p_I и p_C/p_F). Проведенный Likelihood ratio-тест говорит, что гипотезу о таком ограничении на коинтегрирующий вектор следует отвергать (логарифм отношения правдоподобий равен 25.078). То есть Likelihood ratio отдаёт предпочтение модели А по сравнению с моделью В. Тем не менее особый интерес представляет влияние на качество прогнозов.

Далее, поскольку результаты KPSS-теста показывают стационарность множества пар цен, были выбраны две пары относительных цен, для которых статистика теста является минимальной, то есть те, для которых тест свидетельствует о значимости при более жестком уровне значимости. Это пары цен p_G/p_F (то есть относительные цены государственного потребления к ценам экспорта) и p_I/p_F (то есть относительные цены дефлятора инвестиций к ценам экспорта). На основе этих пар индексов строится модель VECM(С). Для построенных ограничений на основе KPSS-теста Likelihood ratio-тест при сравнении этой модели с моделью А также говорит, что гипотезу об ограничении на коинтегрирующий вектор следует отвергать (логарифм отношения правдоподобий равен 21.010).

Очевидно, что качество прогнозов внутри выборки у модели с большим числом параметров заведомо будет лучше. Намного более важным показателем является качество прогнозов вне выборки. Для этого модель оценивается без последнего наблюдения, а затем строится прогноз. После этого модель оценивается без последних 2 наблюдений, и вновь строится прогноз, и так далее. Максимальное сокращение выборки, таким образом, это без последних 24 наблюдений (то есть наименьший временной горизонт – это со II квартала 2004 г. по I квартал 2013 г.). Результаты построенных моделей представлены в табл. 3.

Таблица 3

RMSE прогнозов вне выборки для Армении

	P_C	P_G	P_I	P_F	P_M	Mean(VECM / VECM(A))
VECM(A) horizon=1	2.87%	2.25%	2.30%	6.00%	4.93%	100.00%
VECM(B) horizon=1	2.97%	2.17%	2.25%	5.62%	4.93%	98.26%
VECM(C) horizon=1	3.42%	2.02%	2.16%	4.23%	4.75%	93.93%
VECM(A) horizon=2	3.37%	3.03%	3.13%	9.23%	7.18%	100.00%
VECM(B) horizon=2	3.23%	3.35%	3.05%	9.70%	7.82%	103.64%
VECM(C) horizon=2	4.37%	2.86%	2.96%	7.17%	7.73%	100.92%
VECM(A) horizon=3	3.41%	4.14%	4.76%	11.01%	8.08%	100.00%
VECM(B) horizon=3	3.67%	4.87%	4.75%	11.64%	9.40%	109.42%
VECM(C) horizon=3	4.94%	3.95%	4.66%	8.54%	8.92%	105.20%
VECM(A) horizon=4	3.34%	4.58%	6.00%	12.15%	8.76%	100.00%
VECM(B) horizon=4	4.18%	6.12%	6.12%	12.25%	11.06%	117.56%
VECM(C) horizon=4	5.75%	4.66%	6.00%	9.16%	9.70%	111.95%

Примечание. Жирным шрифтом в таблице выделены минимальные значения RMSE.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что ограничения на коинтеграционные векторы улучшают качество прогнозов на коротком горизонте (среднее соотношение для RMSE-модели с ограничениями к RMSE-модели без ограничений меньше 1). Тем не менее полученные результаты не равномерны по всем переменным. Например, модель VECM(C) с ограничениями на основе KPSS-теста демонстрирует лучшее качество прогнозов дефлятора импорта и стабильно худшее качество прогнозов для дефлятора потребительских расходов на всех горизонтах.

США. Далее аналогичные расчеты были для индексов цен США. Рассматриваемая выборка [7, 12] для США является несколько большей, чем для Армении и составляет порядка 30 лет: с I квартала 1988 г. по II квартал 2019 г. Наличие более длинной выборки, а также особенности экономики США приводит к тому, что результаты моделей и выводы существенно отличаются. В табл. 4, аналогично такой же таблице по Армении, представлены результаты ADF и KPSS-теста.

Таблица 4

ADF и KPSS-тесты для индексов цен США
(ниже диагонали значения теста KPSS, выше – теста ADF)

	P_Y	P_C	P_I	P_F	P_M	P_G
P_Y		1.000	0.572	0.717	0.914	0.108
P_C	0.288		0.438	0.519	0.887	0.033
P_I	0.339	0.337		0.193	0.186	0.250
P_F	0.315	0.312	0.154		0.470	0.407
P_M	0.279	0.274	0.154	0.191		0.900
P_G	0.349	0.349	0.346	0.340	0.330	

Примечание. В таблице жирным шрифтом выделены значимые на 5% уровне значимости статистики.

Результаты ADF-теста свидетельствуют о стационарности 1 пары индексов цен (p_C/p_G). А KPSS-тест отвергает гипотезу о стационарности для всех пар на 5% уровне значимости (критические значения для теста составляют 0.146, 0.216, 0.119 для пяти-, одного- и десяти-процентного уровней значимости соответственно). То есть абсолютное большинство комбинаций дефляторов оказывается нестационарным.

Таблица 5

Тест на порядок коинтеграции для США
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.382641	121.3778	69.81889	0.0000
At most 1*	0.229590	62.05434	47.85613	0.0014
At most 2*	0.149069	29.97197	29.79707	0.0477
At most 3	0.072283	10.11680	15.49471	0.2719
At most 4	0.007195	0.888241	3.841466	0.3460

Аналогично, мы получаем первую VECM модель (А), которая будет в дальнейшем использоваться для прогнозирования. В данной модели количество коинтеграционных соотношений, согласно проведенному тесту, равно трём (табл. 5). По результатам теста KPSS две пары относительных индексов цен демонстрируют значения теста, близкие к 5% границе, в то время как для следующей за ними пары значение теста близко уже к 1% уровню значимости. То есть для модели VECM(C) мы используем ограничения на стационарность на основе следующей пары относительных цен p_{I/p_F} и p_{I/p_M} . Оставшийся коинтеграционный вектор требует нормировки, поэтому он нормируется по коэффициенту из p_{I} . Тем не менее нормировка никак не влияет на прогнозы и функцию правдоподобия. Для модели VECM(B), использующей ограничения на основе ADF-теста, согласно полученным результатам, используется всего одно ограничение. Соотношение, значение теста по которому демонстрирует p-value около 10%, – это p_{Y/p_G} . Тем не менее один из индексов цен должен быть исключен из VECM-модели в связи с линейной зависимостью. В силу симметрии это опять же, как и для Армении, дефлятор ВВП. Соответственно, получается, что необходимы только 2 нормирующих ограничения (это коэффициенты при p_{C} и p_{I}). Отметим, что LR-тест хотя отвергает гипотезу об ограничениях на коинтегрирующий вектор, но не столь однозначно: VECM(B) – логарифм отношения правдоподобия 3.627, что дает p-value 2.66%, а для VECM(C) – логарифм отношения правдоподобия 5.821, что дает p-value 2.02%.

Таблица 6

RMSE прогнозов вне выборки для США

	P_C	P_I	P_F	P_M	P_G	Mean(VECM /VECM(A))
VECM(A) horizon=1	0.32%	0.31%	1.07%	1.81%	0.52%	100.00%
VECM(B) horizon=1	0.35%	0.31%	1.22%	2.02%	0.54%	107.02%
VECM(C) horizon=1	0.31%	0.37%	1.04%	1.80%	0.46%	99.79%
VECM(A) horizon=2	0.93%	0.83%	3.24%	5.66%	1.56%	100.00%
VECM(B) horizon=2	1.04%	0.85%	3.88%	6.58%	1.68%	111.48%
VECM(C) horizon=2	0.91%	1.03%	3.10%	5.76%	1.29%	100.10%
VECM(A) horizon=3	1.80%	1.58%	6.57%	11.48%	3.15%	100.00%
VECM(B) horizon=3	2.09%	1.76%	8.18%	13.83%	3.53%	116.84%
VECM(C) horizon=3	1.73%	1.97%	6.20%	11.77%	2.46%	99.10%
VECM(A) horizon=4	2.91%	2.51%	11.03%	18.95%	5.31%	100.00%
VECM(B) horizon=4	3.49%	3.15%	14.17%	23.67%	6.17%	122.95%
VECM(C) horizon=4	2.69%	3.09%	10.11%	19.24%	3.94%	96.57%

Примечание. Жирным шрифтом в таблице выделены минимальные значения RMSE.

В табл. 6 представлен расчет качества прогнозов построенных моделей. Несмотря на то что модель на основе ADF-теста VECM(B) имеет меньше ограничений и при этом хорошее p-value для теста на стационарность отношения пары индексов цен, – качество прогнозов у этой модели получается явно худшее. Одновременно с этим расчеты на основе KPSS-теста дают лучшие результаты на 3 из 4 горизонтов прогнозирования.

Выводы. В данной работе была проверена гипотеза о стационарности относительных цен для основных компонент ВВП. Полученные результаты свидетельствуют о том, что большинство комбинаций относительных цен в рассмотренных странах являются процессом, интегрируемым первого порядка. Из этого можно сделать вывод, что они могут сколь угодно далеко уходить от своего начального состояния и не имеют тенденции к возвращению. То есть систематически подразумеваемая гипотеза о стационарности и возвращении к среднему оказывается неверной.

Тем не менее использование этой гипотезы способно улучшить качество построенных прогнозов, однако это наблюдается лишь для отдельных горизонтов прогнозирования, набора переменных и теста, используемого для идентификации стационарности отношения цен. Можно сделать вывод, что подобная гипотеза может быть полезна в тех редких случаях, когда она не отвергается тестами.

Литература

1. Вотинов, А. И., Елкина, М. А. Фискальное стимулирование российской экономики : оценка в рамках простой DSGE-модели с фискальным блоком // Финансовый журнал. 2018. № 5. С. 83–96. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-5-83-96.
2. Иващенко, С. М. Модели ДСОР : проблема трендов // Финансовый журнал. 2019. № 2. С. 81–95. DOI: 10.31107/2075-1990-2019-2-81-95.
3. Лазарян, С. С., Майоров, Е. В. Перспективы использования DSGE-моделей министерствами финансов : опыт мировых регуляторов // Научно-исследовательский финансовый институт : финансовый журнал. 2018. № 5. С. 70–82. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-5-70-82.
4. Статистический комитет Республики Армения. – URL : <https://www.armstat.am/ru/?nid=2>.
5. Центральный банк Республики Армения. – URL : <https://www.cba.am/ru/sitepages/statexternalsector.aspx>.
6. Akdi, Y. & Berument, M. H. & Cilasun, S. the relationship between different price indices : Evidence from Turkey // *Physica A : Statistical Mechanics and its Applications*. 2006. V. 360. P. 483–492. DOI:10.1016/j.physa.2005.05.037.
7. Bureau of Economic Analysis of USA. – URL : <https://www.bea.gov>.
8. Cheung, Y. W. and Lai, K. S. Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1993. No. 55. P. 313–328.
9. Dickey, D. A. and Fuller W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Econometrica*. 1981. No. 49. P. 1057–1072.
10. Engle, R. F., Granger, C. W. J. Co-integration and error correction : representation, estimation, and testing // *Econometrica: journal of the Econometric Society*. 1987. P. 251–276.
11. Engle, R. F. Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics / In Intriligator, M. D.; Griliches, Z. (eds.) // *Handbook of Econometrics*. 1983. V. II. Elsevier. P. 796–801.
12. Federal Reserve Bank of USA. – URL : <https://fred.stlouisfed.org>.
13. Johansen, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models // *Econometrica: journal of the Econometric Society*. 1991. P. 1551–1580.
14. Johansen, S., Statistical analysis of cointegration vectors // *J. Econ. Dyn. Control*. 1988. No. 12. P. 231–254.
15. Kwiatkowski, D. et al. 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? // *Journal of econometrics*. 1992. T. 54. No. 1-3. P. 159–178.
16. Lo, M. & Zivot, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price // *Macroeconomic Dynamics*. 2001. No. 5(4). P. 533–576. DOI:10.1017/S1365100501023057.
17. Phillips, P. C. B. and Perron, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression // *Biometrika*. 1988. No. 75. P. 335–346.
18. Scharff, J. Inflation and the Divergence of Relative Prices : Evidence from a Cointegration Analysis // *ASTA Advances in Statistical Analysis*. 2007. No. 91. P. 141–158. DOI:10.1007/s10182-007-0024-3.
19. Schwarz, G. E. Estimating the dimension of a model // *Annals of Statistics*. 1978. No. 6 (2). P. 461–464. DOI:10.1214/aos/1176344136, MR 0468014.
20. Strong, K. E. and Sharma, S. C. Cointegration of price measures : Evidence from the G-7 // *Journal of Economics and Finance*. 2002. No. 26(1). P. 111–122.

References:

1. Votinov, A. I., Elkina, M. A. Fiskal'noe stimulirovanie rossijskoj ekonomiki : ocenka v ramkah prostoj DSGE-modeli s fiskal'nym blokom // *Finansovyy zhurnal*. 2018. № 5. S. 83–96. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-5-83-

96.

2. Ivashchenko, S. M. *Modeli DSOER : problema trendov* // *Finansovyy zhurnal*. 2019. № 2. S. 81–95. DOI: 10.31107/2075-1990-2019-2-81-95.
3. Lazaryan, S. S., Majorov, E. V. *Perspektivy ispol'zovaniya DSGE-modelej ministerstvami finansov : opyt mirovyyh regul'yatorov* // *Nauchno-issledovatel'skiy finansovyy institut : finansovyy zhurnal*. 2018. № 5. S. 70–82. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-5-70-82.
4. *Statisticheskij komitet Respubliki Armeniya*. – URL : <https://www.armstat.am/ru/?nid=2>.
5. *Central'nyj bank Respubliki Armeniya*. – URL : <https://www.cba.am/ru/sitepages/statexternalsector.aspx>.
6. Akdi, Y. & Berument, M. H. & Cilasun, S. *the relationship between different price indices : Evidence from Turkey* // *Physica A : Statistical Mechanics and its Applications*. 2006. V. 360. P. 483–492. DOI:10.1016/j.physa.2005.05.037.
7. *Bureau of Economic Analysis of USA*. – URL : <https://www.bea.gov>.
8. Cheung, Y. W. and Lai, K. S. *Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration* // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1993. No. 55. P. 313–328.
9. Dickey, D. A. and Fuller W. A. *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root* // *Econometrica*. 1981. No. 49. P. 1057–1072.
10. Engle, R. F., Granger, C. W. J. *Co-integration and error correction : representation, estimation, and testing* // *Econometrica: journal of the Econometric Society*. 1987. P. 251–276.
11. Engle, R. F. *Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics* / In Intriligator, M. D.; Griliches, Z. (eds.) // *Handbook of Econometrics*. 1983. V. II. Elsevier. P. 796–801.
12. *Federal Reserve Bank of USA*. – URL : <https://fred.stlouisfed.org>.
13. Johansen, S. *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models* // *Econometrica: journal of the Econometric Society*. 1991. P. 1551–1580.
14. Johansen, S., *Statistical analysis of cointegration vectors* // *J. Econ. Dyn. Control*. 1988. No. 12. P. 231–254.
15. Kwiatkowski, D. et al. *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?* // *Journal of econometrics*. 1992. T. 54. No. 1-3. P. 159–178.
16. Lo, M. & Zivot, E. *Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price* // *Macroeconomic Dynamics*. 2001. No. 5(4). P. 533–576. DOI:10.1017/S1365100501023057.
17. Phillips, P. C. B. and Perron, P. *Testing for a Unit Root in Time Series Regression* // *Biometrika*. 1988. No. 75. P. 335–346.
18. Scharff, J. *Inflation and the Divergence of Relative Prices : Evidence from a Cointegration Analysis* // *AStA Advances in Statistical Analysis*. 2007. No. 91. P. 141–158. DOI:10.1007/s10182-007-0024-3.
19. Schwarz, G. E. *Estimating the dimension of a model* // *Annals of Statistics*. 1978. No. 6 (2). P. 461–464. DOI:10.1214/aos/1176344136, MR 0468014.
20. Strong, K. E. and Sharma, S. C. *Cointegration of price measures : Evidence from the G-7* // *Journal of Economics and Finance*. 2002. No. 26(1). P. 111–122.