

**МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВОЗДЕЙСТВИЯ ДОЛГОВРЕМЕННЫХ  
МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ИНФЛЯЦИЮ В РОССИИ НА ФЕДЕРАЛЬНОМ  
И РЕГИОНАЛЬНОМ УРОВНЯХ (на примере Алтайского края)***Д. Ю. Поползин***MATHEMATICAL MODELING OF LONG-RUN MACROECONOMICAL FACTORS INFLUENCE  
ON INFLATION IN RUSSIA AT THE FEDERAL AND REGIONAL LEVELS (the example of the Altai Kray)***D. Yu. Popolzin*

В статье обосновывается необходимость определения долговременных причин инфляционных процессов в России. Следующим шагом определяется набор факторов, включенных в исследование, оказывающий качественное влияние на уровень цен. На базе эконометрической методологии выявлены качественные и количественные долгосрочные связи между рассмотренными показателями. Приводится пример алгоритма всей последовательности вычислений, автоматизированной автором в среде программирования пакета прикладных программ. Приводится краткий обзор основных этапов исследования для федерального и регионального уровней (на примере Алтайского края) долговременной зависимости уровня цен на товары и услуги от изменений различных макроэкономических агрегированных показателей. В заключительной части статьи дается экономическая интерпретация полученных результатов с рядом предложений по использованию результатов исследования в вопросах контроля и регулирования инфляционных процессов, как на федеральном, так и на региональном уровнях.

The paper proves the necessity of determining the long-run reasons of inflation processes in Russia. The following step defines the set of factors, included in the research, having qualitative impact on the price level. Applying econometric methodology, qualitative and quantitative long-term connections between the considered indicators are revealed. The paper provides the example of the algorithm for the sequence of calculations automated by the author in the programming environment of a package of applied programmes. Further, a short review of the basic investigation phases of long-run dependence of the goods and services price level on the changes of various macroeconomic aggregated indicators at the federal and regional levels (the example of the Altai Kray) is given. In conclusion, the economic interpretation of research is provided and some suggestions for use of research results to control and regulate inflation processes at the federal and regional levels are made.

**Ключевые слова:** инфляция в России, эконометрическая методология, коинтеграционное соотношение.

**Keywords:** inflation in Russia, econometric methodology, cointegrating relationship.

**Введение**

На сегодняшний день многочисленные работы как зарубежных, так и отечественных исследователей позволяют сделать вывод о том, что структурные изменения уровня цен могут порождаться изменениями в любом сегменте рассматриваемой экономической системы. Вместе с тем, они могут быть вызваны качественными воздействиями политических, социальных, природных и других процессов, определяющих долговременное и стабильное развитие экономики. Проблема оценки степени влияния различных факторов на темпы инфляции связана не только с их взаимообусловленностью, но и с противоречивостью воздействия на развитие инфляционных процессов при разных типах инфляции. Например, увеличение процентных ставок по кредитам является средством снижения уровня инфляции спроса, однако в случае преобладания инфляции издержек способствует ее развитию [1].

Все факторы можно разбить на несколько групп, имеющих разную природу. Характер воздействия на уровень цен варьируется от систематических факторов, к которым можно отнести сезонные колебания спроса на отдельные группы товаров, до природных катаклизмов и глобальных военных конфликтов. Последние достаточно редко проявляют прямое влияние на инфляцию, что значительно затрудняет использо-

вание математического моделирования на основе регулярных статистических данных [5]. Помимо различных экзогенных факторов, значительное воздействие на формирование инфляционных процессов оказывают собственные структурные изменения. Другими словами, инфляция в России является самоподдерживающейся. Большую роль в инфляционном процессе играют инфляционные ожидания [2]. В случае продолжительного роста цен высокие инфляционные ожидания могут поддерживать инфляционные процессы в следующем периоде, так как подталкивают население к активным экономическим действиям на рынке. Более того, в ряде работ доказана прямая взаимосвязь уровней инфляции и волатильности в среднесрочном и долгосрочном периодах времени [3].

В результате проведения ряда исследований [4] на основе эконометрической методологии можно прийти к выводу, что при оценке влияния различных факторов на уровень цен появляется большое количество возможностей и различных комбинаций связей между показателями. При этом говорить о функциональном описании инфляции на основе более или менее «жесткого уравнения состояния» не представляется возможным. В ситуации перевода разрабатываемой ЦБ совместно с Правительством РФ денежно-кредитной политики в режим инфляционного таргетирования, автору представляется наиболее актуальным выявить

именно те факторы, которые оказывают постоянное, долговременное воздействие на уровень цен. Кроме того, для формирования рациональных инфляционных ожиданий, а так же для адекватных мер по контролю долговременных факторов важно определить связь долговременных причин на федеральном и региональном уровнях.

### Основные этапы исследования

Помимо факторов, определенных в ряде проведенных исследований [4], в работу были включены дополнительные ежемесячные макроэкономические агрегированные показатели. Каждый из представленных признаков представляет собой временной ряд длиной в 36 наблюдений за период с 01.07.2009 до 01.07.2012 гг.: индексы цен производителей полезных ископаемых, обрабатывающей промышленности, электроэнергетики, газа, воды, транспортных перевозок всеми видами транспорта, объем выданных кредитов юридическим и физическим лицам, и другие показатели. В общей сложности в исследование было включено 33 временных ряда (прим. автора: *Информационной базой исследования послужили материалы Федеральной службы государственной статистики РФ, холдинга «Финам», интернет-портала ЦБ РФ, данных Федеральной таможенной службы РФ*).

Поиск долговременных коинтеграционных связей представляет собой длинную цепочку эконометрических расчетов. Общий алгоритм вычислений состоит из следующих этапов:

1. Проверка рассматриваемых временных рядов на стационарность с использованием тестов Дики-Фуллера и Филипса-Перрона на основе методики Доладо-Дженкинсона-Соусвилла-Риверо;
2. Проверка рядов нестационарного типа DS на причинность по Грэнджеру по отношению к уровню цен;
3. Проведение тестов на коинтеграцию Энгла-Грэнджера и Филипса-Оулиариса для определения возможных долгосрочных связей между уровнем цен и оставшимися макроэкономическими показателями;
4. Определение на основе информационных критериев оптимальной длины лага в модели векторной авторегрессии для последующего проведения теста Йохансена;
5. Реализация теста Йохансена с целью спецификации коинтеграционного соотношения;
6. Проверка выполнения основных предпосылок теоремы Гаусса-Маркова относительно построенной модели для получения возможности дать содержательную интерпретацию полученных результатов.

В связи с большим количеством повторов однородных вычислительных операций возникает необходимость полной автоматизирования всей последовательности основных этапов вычислений. Вместе с тем, существующие прикладные программные комплексы, такие как: Eviews, Gretl, SPSS, Statistica, и др. требуют высокого уровня подготовки исследователя и необходимости принятия принципиальных решений практически на каждом шаге работы. Как следствие, возникает задача разработки таких программных модулей, которые сведут к минимуму требования к теоретической подготовке и непосредственному участию

исследователя в процессе вычислений. Поставленная задача была реализована автором в среде программирования Eviews. Разработанный автором комплекс программных модулей позволяет получать долговременные коинтеграционные соотношения, не требуя при этом непосредственного участия исследователя в процессе вычислений. Следует отметить, что поиск долговременных связей между временными рядами не ограничивается экономической сферой. Подобного рода связи могут наблюдаться между любыми динамическими процессами, для количественной характеристики которых используются временные ряды.

Рассмотрим каждый из этапов исследования более подробно. Для того чтобы проследить качественное воздействие отобранных факторов-регрессоров на результирующий показатель – уровень инфляции, необходимо сначала определить характер приведенных временных рядов. Необходимо понять, как меняются вероятностные характеристики каждого из рассматриваемых рядов с течением времени. Вместе с тем, важно не только обнаружить, но и определить характер нестационарности. Ошибочное определение типа нестационарного временного ряда несет в себе опасность выявления «кажущейся» регрессии, при которой сделанные экономические выводы о качественной и количественной связи рассматриваемых процессов могут оказаться ложными. Для проверки каждого из рассматриваемых рядов на стационарность был использован расширенный тест Дики-Фуллера и тест Филипса-Перрона.

В результате проверки на стационарность выяснилось, что 17 из 33 рядов относятся к классу TS (с английского trend stationary) – рядов, стационарных относительно детерминированного тренда, или просто стационарных. 16 из 33 рассмотренных временных рядов, в том числе и уровень цен, относятся к типу DS (difference stationary) – ряды, имеющие стохастический тренд (возможно наряду с детерминированным) и приводящиеся к стационарному только путём дифференцирования  $n$ -порядка исходного ряда (в нашем случае, после проведения процедуры Доладо-Дженкинсона-Соусвилла-Риверо, все ряды становятся стационарными после взятия разностей первого порядка).

После проведения теста на причинность по Грэнджеру выяснилось, что лишь индекс цен на перевозки автотранспортом, объем выданных кредитов юридическим лицам и предпринимателям и объем экспорта проявляют по отношению к общему уровню цен соотношения предшествования.

Для определения наличия возможных коинтеграционных соотношений между уровнем цен и оставшимися переменными были проведены тесты Энгла-Грэнджера и Филипса-Оулиариса. Решение о наличии коинтеграционной связи в каждом отдельном случае принималось исходя из подтверждения обоими тестами гипотезы о наличии коинтеграции. Оба теста основаны на проверке остатков на стационарность лишь с разницей способа расчета критерия в рамках нулевой гипотезы о наличии единичного корня.

Далее, для каждой из оставшихся моделей коинтеграционной связи, полученных на предыдущем ша-

ге был проведен тест Йохансена. Проведение данного теста начинается с получения VAR-модели вида (1):

$$Y_t = \{\mu + t\beta\} + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

После оценки VAR-модели рассчитывается матрица  $\Pi = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_p$ , соответствующая представлению модели (2):

$$\Delta Y_t = \{\mu + t\beta\} + \Pi Y_{t-1} + B_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + B_{r-1} Y_{t-p+1} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

В случае, когда ранг матрицы  $\Pi$  равен некоторому числу  $r < p$ , т. е. неполному рангу матрицы, тогда существуют  $p \times r$  матрицы  $A$  и  $B$  такие, что  $\Pi = AB^T$  и  $B^T Y_t$  стационарен. При этом число  $r$  представляет собой количество коинтеграционных соотношений между компонентами вектора  $Y_t$ . В такой ситуации нулевой гипотезой выступает равенство  $r = p$ . Альтернативной гипотезой является предположение о равенстве ранга матрицы  $\Pi$  числу  $r < p$ .

Прежде чем применить процедуру Йохансена, необходимо определиться с порядком  $p$  векторной авторегрессии, которой следует векторный ряд. Для этой цели обычно используются информационные критерии Акаике (по-английски – AIC – Akaike Information Criteria) и Шварца (BIC – Bayesian Information Criteria) среди моделей, прошедших диагностику остатков. Оптимальной спецификацией в смысле наилучшего приближения к истинному процессу порождения данных признается модель с наименьшими абсолютными значениями информационных критериев. Следует отметить, что абсолютное значение информационных критериев не имеет смысла. Рассчитанные критерии носят относительный характер и необходимы лишь для сравнения качества подгонки построенных моделей, поэтому число знаков после запятой определяется из очевидности превосходства нескольких моделей над остальными.

Пример результатов определения оптимальной длины лага для комбинации  $Y_1 - X_{16}$  представлены в таблице 1.

Таблица 1

Определение оптимальной длины лага VAR-модели

Наличие константы и тренда	Длина лага	Отсутствие автокорреляции	Гомоскедастичность	Нормальность	AIC	BIC
-	1	-	+	+	30,15033	30,32809
	2	+	+	+	29,59866	29,95781
	3	+	+	+	29,67237	30,21655
	4	+	+	+	29,71969	30,45256
	5	+	+	+	29,88344	30,80860
с	1	-	+	+	29,90879	30,17543
	2	+	+	-	29,29315	29,74207
	3	+	+	-	29,42416	30,05904
	4	+	+	-	29,55641	30,38088
	5	+	+	+	29,61932	30,63698
с + тренд	1	-	+	-	29,92802	30,28353
	2	+	+	-	29,1953	29,73401
	3	+	+	-	29,3729	30,09848
	4	+	+	-	29,31078	30,22687
	5	+	+	+	29,34438	30,45456

В таблице 1 в 3, 4 и 5 столбцах знаком (+) отмечены модели, в пользу которых было принято решение о подтверждении гипотезы об отсутствии автокорреляции, гетероскедастичности и гипотезы о нормальности распределения остатков. Проверка гипотез осуществлялась в рамках тестов Множителей Лагранжа, Уайта и Харке-Бера соответственно. Из полученных результатов можно сделать вывод, что по основным информационным критериям Акаике Шварца оптимальной длиной лага является значение 2.

Пример результатов проведения процедуры Йохансена для комбинации  $Y_1 - X_{16}$  при всевозможных спецификациях теста представлен в таблице 2.

В таблице 2 CE от английского *Cointegrating Equation* – коинтеграционное соотношение. В третьем и

четвертом столбцах представлены результаты вычисления вероятности превышения расчетных критериев  $\tau$ - и  $\max$ -статистик своих критических значений. При получении значения свыше 0,05 гипотеза об отсутствии коинтеграции между переменными подтверждается.

Результаты проведения процедуры Йохансена для длины лага 2 комбинации  $Y_1 - X_{16}$ 

Спецификация теста	Количество СЕ	p-значение trace-статистики	p-значение max-статистики	Решение
В данных нет детерминированных трендов. В СЕ не включаются ни константа, ни тренд	0	0,0982	0,1629	не отвергается
	не более 1	0,1490	0,1490	не отвергается
В данных нет детерминированных трендов. В СЕ включается константа, но не включается тренд	0	0,0225	0,0686	неоднозначный результат
	не более 1	0,0935	0,0935	не отвергается
В данных детерминированный тренд. В СЕ включается константа, но не включается тренд	0	0,0580	0,0396	неоднозначный результат
	не более 1	0,6873	0,6873	не отвергается
В данных детерминированный тренд. В СЕ включается константа и тренд	0	0,1901	0,1157	не отвергается
	не более 1	0,7428	0,7428	не отвергается
В данных квадратичный детерминированный тренд. В СЕ включается константа и тренд	0	0,0231	0,0569	неоднозначный результат
	не более 1	0,0457	0,0457	неоднозначный результат

В рамках статистической верификации, включающей в себя проверку выполнения условий теоремы Гаусса-Маркова, на основе информационных критериев Акаике и Шварца, были определены оптимальные среди всевозможных комбинаций переменных, прошедшие диагностику остатков, коинтеграционные соотношения (3) и (4) для уровня цен на товары и услуги соответственно:

$$Y_1 = 77,7 - 0,0000027 * X_{16} + 0,00117 * X_{27}; \quad (3)$$

$$Y_2 = 79,9 - 0,0000043 * X_{16} + 0,0136 * X_{27}. \quad (4)$$

Погрешность оценок каждого из параметров была определена, как  $\Delta = S * \frac{t}{\sqrt{N}}$ , где  $S$  – стандартное

отклонение,  $N$  – объём выборки,  $t$  – критерий Стьюдента для доверительной вероятности 0,95.

Аналогичные расчёты по определению долговременной связи с уровнем цен были проведены на региональном уровне на примере Алтайского края. В качестве переменных были приняты аналогичные результирующие факторы, агрегированные в пределах региона. В результате были получены следующие коинтеграционные соотношения (5) и (6) для цен на товары и услуги соответственно:

$$RY_1 = 76,4 - 0,171 * RX_5 + 0,00071 * X_{27}; \quad (5)$$

$$RY_2 = 80,4 - 0,061 * RX_4 + 0,00095 * X_{27}. \quad (6)$$

#### Экономическая интерпретация полученных результатов

Долговременная связь уровня цен с объемом выданных кредитов юридическим лицам и предпринимателям  $X_{16}$  может объясняться превышением уровня цен производителей товаров и услуг, неэластичных

по цене. Например, по добыче полезных ископаемых, цен производителей электроэнергии, газа и воды, цен производителей на ж/д перевозки и трубопроводный транспорт, которые, в свою очередь, ложатся непосредственно на производителей конечной продукции. В такой ситуации, своевременное предоставление ликвидности служит сдерживающим фактором неизбежной инфляции издержек.

С учётом традиционного преобладания в российском экспорте доли минерального сырья и энергоресурсов (до 2/3 доли от общего объёма экспорта), наличие коинтеграционной связи уровня цен с объёмом экспорта  $X_{27}$  подтверждает действие в экономической системе России механизма «Голландской болезни» [6]. Этот макроэкономический феномен представляет собой процесс снижения конкурентоспособности отраслей экономики, производящих торгуемые товары вследствие улучшения торгового баланса. Последнее приводит к укреплению национальной валюты, тем самым создавая благоприятные условия для импорта торгуемых товаров, составляющих конкуренцию отечественным. На фоне общего улучшения благосостояния граждан, сектор экономики, производящий неторгуемые товары не испытывает подобного конкурентного давления в силу нетранспортабельности выпускаемой продукции, что приводит к ускорению выпуска неторгуемых товаров.

Присутствие в расчетах регионального уровня (на примере Алтайского края) в обоих коинтеграционных соотношениях связи уровня цен с объёмом экспорта говорит о тесной связи процессов, происходящих на федеральном уровне и региональном уровнях. Кроме того, в обоих соотношениях присутствуют переменные, характеризующие индексы цен производителей сельскохозяйственной продукции: индекс цен произ-

водителей продукции растениеводства и овощеводства  $RX_4$  и индекс цен производителей продукции и услуг сельского хозяйства и охоты  $RX_5$ , который включает в себя показатель  $RX_4$ . Полученный результат говорит о наличии в структуре цен по Алтайскому краю аграрной инфляции. Причины роста цен в сфере производства сельхозпродукции, лежат в увеличении цен на энергоносители, электроэнергию, газ, воду. Кроме того важное влияние оказывают климатические условия и уровень конкуренции в данном сегменте производства.

### Заключение

Исследование, проведенное с применением разработанной автором системы программных модулей, позволяет получить новые знания об инфляционных процессах в России и сделать ряд выводов, отвечающих поставленным задачам. В частности, при проведении антиинфляционной политики Правительству и

Центральному банку РФ, как полагает автор, целесообразно использовать в первую очередь меры, направленные на совершенствование трансмиссионных каналов кредитно-денежного характера по отношению к юридическим лицам и предпринимателям. Во-первых, это позволит увеличить инвестиции в основной капитал, и как следствие, повысить качественный уровень производства отечественной продукции. Во-вторых, за счет улучшения качества производства увеличить долю торгуемых товаров в структуре экспорта по отношению к углеводородам. Вместе с тем, как показывают результаты исследования, при разработке мер по контролю над уровнем цен следует учитывать и региональную составляющую. Например, для Алтайского края следует разработать ряд мер по противодействию монопольного завышения цен на сельскохозяйственную продукцию. Оказать протекцию в виде регулирования цен со стороны власти, создать льготные условия кредитования и налогообложения для малых и средних агропроизводителей.

### Литература

1. Ильяшенко, В. В. Макроэкономические и микроэкономические факторы инфляционных процессов / В. В. Ильяшенко // Вестник Южно-Уральского государственного университета. – 2006. – № 4(59). – Вып. 3. – (Серия: Рынок: теория и практика).
2. Корищенко, К. Н. Концептуальные проблемы выбора целевого показателя режима инфляционного таргетирования / К. Н. Корищенко // Финансы и бизнес. – 2006. – № 4.
3. Моисеев, С. Р. Исследование ценообразования и инфляции: Россия на фоне глобальных тенденций / С. Р. Моисеев // Финансы и кредит. – 2006. – № 7. – С. 32 – 33.
4. Поползин, Д. Ю. Математические модели динамики долговременных причин инфляции в России в условиях оживления экономики после мирового финансового кризиса / Д. Ю. Поползин // Известия Алтайского гос. университета. – 2012. – № 2.
5. Семенов, В. П. Инфляция: метрика причин и следствий / В. П. Семенов. – М.: Изд-во Рос. эконом. акад., 2005.
6. Фетисов, Г. Г. Динамика цен и антиинфляционная политика в условиях «голландской болезни» / Г. Г. Фетисов // Вопросы экономики. – 2008. – № 3.

### Информация об авторе:

**Поползин Данил Юрьевич** – аспирант Алтайской государственной педагогической академии, Институт физико-математического образования, кафедра геометрии и математических методов в экономике, 8-913-024-36-64, danil.popolzin@yandex.ru.

**Danil Yu. Popolzin** – post-graduate student at the Department of Geometry and Mathematical Methods in Economics, Institute of Physical and Mathematical Education, Altai State Pedagogical Academy.

### Научный руководитель:

**Родионов Евгений Дмитриевич** – доктор физико-математических наук, профессор кафедры геометрии и математических методов в экономике Алтайской государственной педагогической академии.

**Evgeniy D. Rodionov** – research advisor, Doctor of Physics and Mathematics, Professor at the Department of Geometry and Mathematical Methods in Economics, Altai State Pedagogical Academy.