

УДК 330.43:336.748.12(045)

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ТЕМПА ИНФЛЯЦИИ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Воронина Н.Л.,

студентка факультета государственного управления
и финансового контроля, Финансовый университет,
Москва, Россия
n.voronina.00@bk.ru

Аннотация. В статье приведена эконометрическая модель, объясняющая уровень инфляции в Российской Федерации величиной ключевой ставки Банка России и объемом денежной базы, являющимися важными показателями анализа денежного рынка. В ходе эконометрического исследования были подтверждены качество спецификации модели и ее адекватность. Таким образом, модель может быть использована для определения и прогнозирования величины инфляции. Согласно построенной модели увеличение денежной базы на 1 млрд руб. приведет к уменьшению уровня инфляции на 0,002%. В то же время увеличение на 1% величины ключевой ставки ЦБ РФ приведет к уменьшению уровня инфляции на 1,91%.

Ключевые слова: инфляция; темп инфляции; ключевая ставка; денежная масса; эконометрическое моделирование; корреляционная матрица; качество модели; прогнозирование

ECONOMETRIC MODELLING OF INFLATION RATE IN THE RUSSIAN FEDERATION

Voronina N.L.,

student of the Faculty of Public Administration and Financial Control, Financial University,
Moscow, Russia
n.voronina.00@bk.ru

Abstract. The article presents an econometric model explaining the inflation rate in the Russian Federation in terms of the Bank of Russia key rate and the amount of monetary base as a special monetary market figure. In the course of the econometric investigation, model performance and adequacy of forecast were confirmed. Therefore, the model can be used to determine and predict the inflation rate. The constructed model illustrates that if money supply increase by 1 billion rubles, the inflation rate will decline by 0,001%. At the same time, the Bank of Russia key rate growth of 1% leads to the inflation reduction by 1,91%.

Keywords: inflation; inflation rate; key rate; money supply; econometric modelling; correlation matrix; model performance; forecasting

Научный руководитель: **Михалева М.Ю.**, кандидат экономических наук, доцент Департамента анализа данных, принятия решений и финансовых технологий.

На сегодняшний день, в эпоху процветания рыночных отношений, инфляция стала одной из основных макроэкономических проблем любой страны. Это результат целого комплекса причин и условий, который имеет свои характерные черты для каждой отдельно взятой страны. Уровень развития отношений между денежным и товарным рынками является критерием определения благосостояния населения, поэтому вопрос изучения инфляции и влияющих на нее факторов как никогда актуален.

Характер и развитие инфляционных процессов во многом определяется состоянием рыночной конкуренции и ценовой политикой государства. Нельзя признать, что оба этих фактора являются полноценными регуляторами инфляции в России. Наиболее распространенной причиной инфляции является дефицит государственного бюджета и, соответственно, большой объем заимствований. Существенная доля импорта в структуре потребительского рынка (около 50–60% в последние годы) обуславливает влияние динамики курсов валют на инфляцию. Также инфляция может быть вызвана структурными нарушениями в экономической сфере, что характерно для России [1, с. 466–467].

Инфляция оказывает отрицательное влияние на все сферы экономики, так как происходит обесценивание сбережений населения и результатов труда, наблюдается ситуация невозможности вложений долгосрочных инвестиций, что препятствует экономическому росту. Повышение темпов инфляции является одной из причин дестабилизации денежной системы. Это приводит к оттоку финансовых ресурсов в торгово-посреднические операции [2, с. 4].

Обратимся к статистическим данным, отражающим динамику темпа инфляции в России в период с 2015 по 2017 г. Ввиду напряженной экономической ситуации, вызванной внешними факторами (в основном, в период 2014–2015 гг.), деятельность ЦБ РФ была направлена на обеспечение финансовой стабильности и поддержание экономики через постепенное снижение высокого уровня инфляции.

Как иллюстрирует график (рис. 1), 1 января 2016 г. уровень инфляции впервые опустился ниже 10%, составив 9,8% (максимальный уровень зафиксирован 01.03.2015–16,9%). В течение 2017 г. инфляция постепенно снижалась до цели по инфляции (4%) и на 01.12.2017 составила 2,5%, причиной чего является ряд временных факторов (по мне-

нию главы ЦБ РФ Э.С. Набиуллиной)*. Вместе с тем темпы роста потребительских цен снижаются [3].

С целью обоснования наличия зависимости уровня инфляции в РФ от влияющих на нее определенных макроэкономических показателей построим эконометрическую модель. В качестве исходной спецификации модели рассмотрим линейное регрессионное уравнение:

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + a_3 X_{3t} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

За объясняемую переменную Y_t принимаем темп инфляции (месяц к соответствующему месяцу предыдущего года, %). Объясняющими переменными были выбраны следующие показатели.

Среднее значение денежной базы (в широком определении) (X_{1t}) — непосредственно отражает степень возможного влияния ЦБ РФ на денежный рынок, в частности на денежное предложение. Связь между уровнем цен и количеством денег в обороте доказана в рамках количественной теории денег. Среднее значение ключевой ставки ЦБ (X_{2t}) — одним из основных назначений регулирования ключевой ставки Центральным банком РФ является регулирование инфляции, так как ключевая ставка определяет цену денег для коммерческих банков, а они, в свою очередь, предоставляют кредиты юридическим и физическим лицам. Средний номинальный курс доллара США к рублю за период (X_{3t}) — взаимосвязь между обменным курсом и ценами — определяется механизмом формирования цен на импортные товары и в целом зависимостью от импорта, соотношением внутренних и импортных цен. Важным фактором является то, что Россия — крупнейший экспортер нефти, мировые цены на которую формируются в долларах США.

Для оценивания параметров модели (1) воспользуемся данными о темпе инфляции в России по месяцам за период с 2015 по 2017 г. (табл. 1).

Первоначально необходимо провести корреляционный анализ в целях получения информации о наличии/отсутствии линейных связей между объясняемой и объясняющими переменными, что позволит сделать вывод о применимости выбран-

* Выступление Председателя Банка России Эльвиры Набиуллиной на пленарном заседании Государственной Думы 22 ноября 2017 г. URL: http://www.cbr.ru/press/st/Nabiullina_171122/ (дата обращения: 27.04.2018).

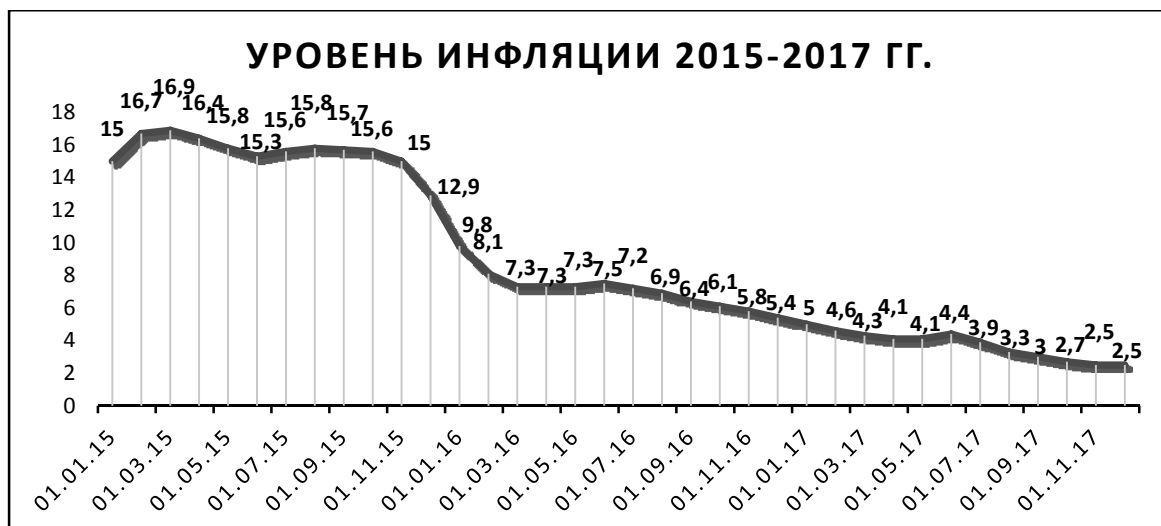


Рис. 1. Уровень инфляции в 2015–2017 гг., месяц к соответствующему месяцу предыдущего года, %

Таблица 1

Темп инфляции (месяц к соответствующему месяцу предыдущего года, %) за период с 2015 по ноябрь 2017 г.*

2015, январь	15	2016, январь	9,8	2017, январь	5
2015, февраль	16,7	2016, февраль	8,1	2017, февраль	4,6
2015, март	16,9	2016, март	7,3	2017, март	4,3
2015, апрель	16,4	2016, апрель	7,3	2017, апрель	4,1
2015, май	15,8	2016, май	7,3	2017, май	4,1
2015, июнь	15,3	2016, июнь	7,5	2017, июнь	4,4
2015, июль	15,6	2016, июль	7,2	2017, июль	3,9
2015, август	15,8	2016, август	6,9	2017, август	3,3
2015, сентябрь	15,7	2016, сентябрь	6,4	2017, сентябрь	3
2015, октябрь	15,6	2016, октябрь	6,1	2017, октябрь	2,7
2015, ноябрь	15	2016, ноябрь	5,8	2017, ноябрь	2,5
2015, декабрь	12,9	2016, декабрь	5,4	2017, декабрь	2,5

* Составлено автором по данным официального сайта Банка России. URL: <http://www.cbr.ru/> (дата обращения: 15.01.2018).

ной спецификации. Последовательно построим корреляционную матрицу и матрицу частных коэффициентов корреляции.

Анализ корреляционных связей (табл. 2, 3) показал, что наиболее тесная связь (отрицательная) наблюдается с переменной X_{1t} (денежная база), коэффициент корреляции равен $-0,92$. Существенная зависимость наблюдается и с переменной X_{2t} (ключевая ставка ЦБ РФ) – корреляция оце-

нивается в $0,78$. Наименее тесная линейная связь выявлена с X_{3t} (обменный курс).

Так как ни один из коэффициентов корреляции между объясняющими переменными в корреляционной матрице (см. табл. 2) не превышает $0,75$, можно сделать вывод о том, что в данной модели регрессоры не обладают свойством мультиколлинеарности. Таким образом, исходная спецификация модели остается без изменения.

Таблица 2

Корреляционная матрица

	Y_t	X_{1t}	X_{2t}	X_{3t}
Y	1	-0,9168	0,7783	0,014
X_{1t}	-0,9168	1	-0,6913	-0,0947
X_{2t}	0,7783	-0,6913	1	0,0015
X_{3t}	0,0141	-0,0947	0,0015	1

Таблица 3

Матрица частных коэффициентов корреляции

	Y	X_{1t}	X_{2t}	X_{3t}
Y	1	-0,8395	0,4949	-0,1605
X_{1t}	-0,8395	1	0,0876	-0,2043
X_{2t}	0,4949	0,0876	1	0,0032
X_{3t}	-0,1605	-0,2043	0,0032	1

Необходимым этапом анализа и оценки модели является проверка предпосылок теоремы Гаусса-Маркова о гомоскедастичности и об отсутствии автокорреляции случайных остатков. Проведя тест Голдфелда-Квандта, было обнаружено, что гипотеза о равенстве дисперсий случайных остатков в уравнении наблюдений отвергается, таким образом, случайное возмущение модели гетероскедастично:

$$\begin{cases} GQ = 30,46 > F_{кр} = 3,4 \\ GQ^{-1} = 0,03 < F_{кр} = 3,4 \end{cases} \quad (2)$$

В частности, было выявлено, что регрессорами, приводящими остатки к проблеме гетероскедастичности, оказались X_{1t} и X_{2t} .

Для оценки параметров модели (1) в условиях гетероскедастичности был применен взвешенный метод наименьших квадратов (ВМНК), для реализации которого была принята простейшая модель гетероскедастичности:

$$\sigma_t = \lambda(|X_{1t}| + |X_{2t}|) = \lambda Z_t. \quad (3)$$

ВМНК подразумевает анализ регрессионного уравнения следующего вида:

$$\frac{Y_t}{Z_t} = a_0 \frac{1}{Z_t} + a_1 \frac{X_{1t}}{Z_t} + a_2 \frac{X_{2t}}{Z_t} + a_3 \frac{X_{3t}}{Z_t} + \frac{\varepsilon_t}{Z_t}. \quad (4)$$

Получены следующие оценки параметров уравнения (4):

$$\begin{aligned} \frac{Y_t}{Z_t} = & 49,9 \frac{1}{Z_t} - 0,004 \frac{X_{1t}}{Z_t} + \\ & + 0,69 \frac{X_{2t}}{Z_t} - 0,04 \frac{X_{3t}}{Z_t} + e_t. \end{aligned} \quad (5)$$

Для проверки значимости оценок параметров модели (5) был проведен тест Стьюдента. Оценка параметра a_3 оказалась не значимой, так как значение его t -статистики по абсолютной величине меньше критического:

$$t_{a_3} = 0,71 < t_{кр} = 2,04. \quad (6)$$

Следовательно, соответствующий регрессор X_{3t} (средний номинальный курс доллара США к рублю) из модели исключаем. Повторная оценка параметров модели без учета переменной X_{3t} дала следующие результаты:

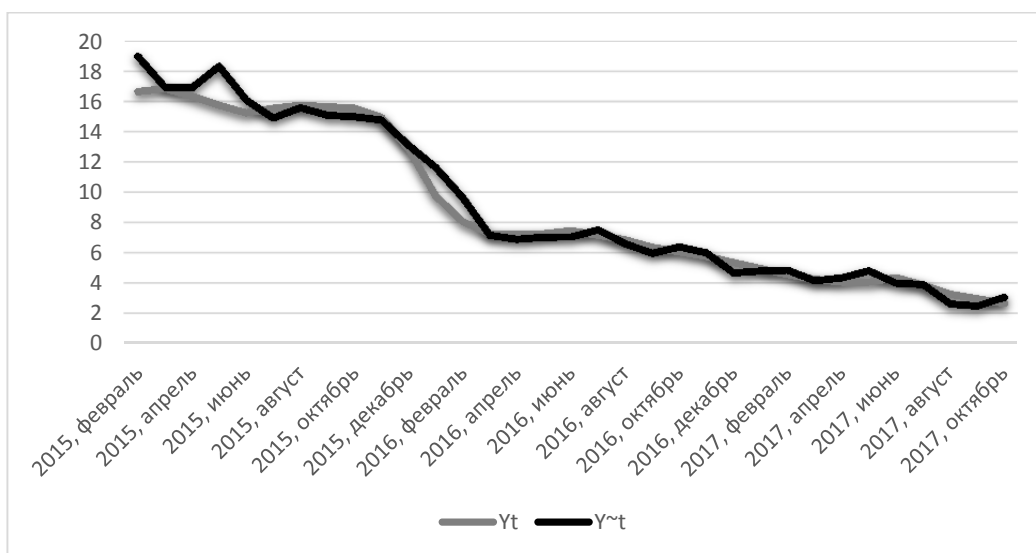


Рис. 2. Динамика фактических наблюдений темпа инфляции Y_t в РФ и оцененных \tilde{Y}_t на основе модели

$$\frac{Y_t}{Z_t} = 44,83 \frac{1}{Z_t} - 0,004 \frac{X_{1t}}{Z_t} - 0,71 \frac{X_{2t}}{Z_t} + e_t. \quad (7)$$

(7,86) (0,0005) (0,28) (0,085)

Остатки \tilde{e}_t были протестированы на гетероскедастичность. Согласно дополнительно проведенному тесту Голдфелда-Квандта проблема гетероскедастичности была устранена, что подтверждает качество модели (3).

Следующим шагом исследования явилась проверка предпосылки теоремы Гаусса-Маркова об отсутствии автокорреляции случайного возмущения. Для тестирования автокорреляции был применен тест Дарбина-Уотсона, который способен выявить автокорреляцию случайного возмущения первого порядка. О допустимости предпосылки о наличии автокорреляции именно первого порядка будем судить на основании прогноза модели, выполненного с учетом авторегрессии первого порядка случайного возмущения.

В итоге проведения теста Дарбина-Уотсона было выяснено, что случайное возмущение авторегрессионно (положительная автокорреляция первого порядка):

$$0 < DW = 0,29 < d_l = 1,15. \quad (8)$$

Для оценивания параметров модели в условиях автокорреляции была применена процедура Хилдрета-Лу, которая подразумевает преобразование модели, вычисление МНК-оценок при условии минимального значения суммы квадратов остатков (RSS).

В итоге проведенных эконометрических расчетов получилась следующая модель:

$$\begin{cases} Y_t = 35,68 - 0,002 X_{1t} - 1,91 X_{2t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = 0,96 \varepsilon_{t-1} + u_t \\ \sigma(e | X_{1t}, X_{2t}) = 0,03(|X_{1t}| + |X_{2t}|). \end{cases} \quad (9)$$

(5,43) (0,0004) (0,65) (0,009) (0,78)

Следующим шагом является проверка качества оцененной модели в целом с помощью теста Фишера и значимости каждого из параметров с помощью теста Стьюдента:

1. Согласно t -критерию Стьюдента все оценки параметров значимы.

2. Оценка коэффициента детерминации равна 0,59, F -тест качества спецификации линейной модели пройден, т.е. спецификация модели в целом качественна, регрессоры (X_1, X_2) в рамках данной линейной модели обладают способностью объяснить значение эндогенной переменной Y (уровень инфляции).

3. Оцененная модель объясняет фактическую зависимость Y_t от X_{1t} и X_{2t} на 59,27%.

Качество полученной модели наглядно демонстрирует приведенный график (рис. 2). Кривая, показывающая динамику оцененных на основе полученной модели значений темпов инфляции (\tilde{Y}_t), практически в точности повторяет изменения реальных значений показателя инфляции (Y_t) в исследуемый период времени, что является

подтверждением получения удовлетворительных результатов в ходе проверки качества модели.

Заключительный этап построения эконометрической модели – проверка ее адекватности, которая позволяет сделать вывод о возможности использования модели для построения прогноза переменной Y_t . Определим прогнозные значения переменной Y_t для месяцев, входящих в контролируемую выборку (ноябрь и декабрь 2017 г.) на основе построения интервального прогноза, учитывающего модель авторегрессии случайного возмущения первого порядка в соответствии с полученной моделью (9) по формулам

$$\tilde{Y}_{(11.2017)} = 35,68 - 0,002X_{1(11.2017)} - 1,91X_{2(11.2017)} + 0,96\varepsilon_{(10.2017)}, \quad (10)$$

$$\tilde{Y}_{(12.2017)} = 35,68 - 0,002X_{1(12.2017)} - 1,91X_{2(12.2017)} + 0,96\varepsilon_{(11.2017)}. \quad (11)$$

Доверительные интервалы для каждого месяца найдем по следующей формулам:

$$\left(\tilde{Y}_{11.2017} - t_{кр} \tilde{\sigma}_{\tilde{Y}_{11.2017}}; \tilde{Y}_{11.2017} + t_{кр} \tilde{\sigma}_{\tilde{Y}_{11.2017}} \right), \quad (12)$$

$$\left(\tilde{Y}_{12.2017} - t_{кр} \tilde{\sigma}_{\tilde{Y}_{12.2017}}; \tilde{Y}_{12.2017} + t_{кр} \tilde{\sigma}_{\tilde{Y}_{12.2017}} \right), \quad (13)$$

где $\tilde{\sigma}_{\tilde{Y}_{11.2017}}$ и $\tilde{\sigma}_{\tilde{Y}_{12.2017}}$ – ошибки прогноза на ноябрь и декабрь 2017 г. соответственно.

По результатам проверки оба фактических значения объясняемой переменной Y_0 из контролирующей выборки (за ноябрь и декабрь 2017 г.) попали в доверительный интервал:

$$Y_{11.2017} = 2,5 \in (1,327; 4,168), \sigma(\tilde{Y}_{11.2017}) = 0,697, \quad (14)$$

$$Y_{12.2017} = 2,5 \in (-0,122; 2,998), \sigma(\tilde{Y}_{12.2017}) = 0,766. \quad (15)$$

Таким образом, построенная модель является адекватной, т.е. ее можно использовать для прогнозирования уровня инфляции в России. Предпосылка

о наличии автокорреляции случайного возмущения первого порядка оказалась справедливой.

В итоге проведенного исследования было выявлено, что увеличение на единицу величины переменной X_{1t} (денежная база, млрд руб.) приведет к уменьшению уровня инфляции на 0,002% при фиксированной ключевой ставке. Относительно невысокое абсолютное значение влияния связано с тем, что инфляция в России носит немонетарный характер, т.е. рост цен не обусловлен изменением объемов денежной базы, которая является одним из характеризующих денежное предложение показателем.

В РФ существенный вклад вносят немонетарные факторы, такие как регулируемые государством тарифы естественных монополий (коммунальное хозяйство, транспорт, связь), наличие значительных непроизводственных расходов со стороны государства и другие.

Связь уровня инфляции и ключевой ставки также является отрицательной: увеличение на единицу (на 1%) величины переменной X_{2t} (ключевой ставки ЦБ РФ,%) приведет к уменьшению уровня инфляции на 1,91% при фиксированном уровне денежной базы. Существенное влияние обусловлено тем, что Центральный банк РФ проводит политику таргетирования инфляция, основным инструментом которой является ключевая ставка. В периоды кризиса при высоком уровне инфляции увеличение ключевой ставки ограничивает спрос на кредитные ресурсы, снижается покупательная способность населения. Таким образом, замедляются темпы экономического роста и, как следствие, сдерживается инфляция [3, с. 15].

В заключение необходимо отметить, что исследование такого сложного явления, как инфляция требует рассмотрения множества других факторов для выявления экономических, в том числе латентных, закономерностей, что позволит повысить эффективность и результативность денежно-кредитной политики в России.

Список источников

1. Воробьева А.А. Инфляция как социально-экономический процесс. *Аллея науки*. 2017;1(9):465–468.
2. Савина Т.Н. Денежно-кредитная политика, проводимая Центральным банком Российской Федерации, и ее влияние на экономическое развитие: оценка, проблемы, тенденции. *Финансовая аналитика: проблемы и решения*. 2016;22(304):2–13.
3. Козырь Н.С., Толстов Н.С. Влияние ключевой ставки на макроэкономическую стабильность РФ в период кризиса 2014 г. *Финансы и кредит*. 2016;1(673):12–26.