

УДК 539.3

Эконометрическая оценка денежного предложения и инфляции в Республике Беларусь

О.С. БАШЛАКОВА, Л.Н. МАРЧЕНКО

Представлены результаты эконометрического моделирования монетарного фактора инфляции. Построена модель с распределенными лагами зависимости индекса потребительской инфляции от индекса широкой денежной массы. Предложены модели «инфляции спроса» и «инфляции предложения». Оценены модели инфляции и широкой денежной массы для долгосрочного и краткосрочного эффектов.

Ключевые слова: широкая денежная масса, инфляция спроса и предложения, коинтеграция.

The results of econometric modeling of monetary inflation factor are presented. A model with distributed lags depending on the index of consumer inflation from the index of broad money supply is built. The models «demand inflation» and «proposals inflation» are given. A model of error correction using S. Johansen procedure is designed.

Keywords: broad money supply, inflation of supply and demand, cointegration.

Введение. В современных условиях задача достижения стабильно низкого уровня инфляции является актуальной для многих государств, в том числе и для Республики Беларусь. Эффективное проведение Национальным банком денежно-кредитной политики в области регулирования инфляционных процессов предполагает комплексный анализ детерминант инфляции, а также ее достоверное прогнозирование на кратко- и среднесрочную перспективу. В связи с этим, весьма актуальным является проведение статистических исследований динамики уровня цен во взаимосвязи с другими макроэкономическими показателями, среди которых особое место занимают денежные агрегаты. Моделированию инфляционных процессов в экономике посвящено достаточное количество работ отечественных и зарубежных экономистов [1]–[4], среди которых особое место занимают статистические исследования. Тем не менее, монетарным факторам, и особенно их валютной составляющей, в для малых открытых экономик, к которым относится Республика Беларусь, уделено недостаточное внимание.

Основная часть. Инфляционный процесс в Республике Беларусь имеет достаточно сложную природу. Монетарный фактор, связанный с непропорциональным ростом широкой денежной массы, выступает главной причиной формирования инфляционных процессов, однако не объясняет поведение инфляции. Принимаемые Национальным банком Республики Беларусь меры по сдерживанию темпов укрепления национальной валюты посредством валютных интервенций предполагали изменение валютных резервов вследствие регулирования денежного предложения, что являлось при этом источником монетарных инфляционных рисков. На рисунке 1 приведена динамика индекса потребительских цен (P_t , %) и темпов денежного агрегата МЗ ($M3_t$, %), представляющего собой широкую денежную массу Республики Беларусь за период с 2003 по 2015 гг. [5]. Данные показатели в отдельные периоды времени характеризуются как сонаправленной, так и разнонаправленной динамикой. Период 2003–2008 гг. развития экономики Республики Беларусь можно назвать как межкризисный, для него присуща стабилизация инфляции, то есть ее периодическое увеличение и уменьшение. Всплеск инфляции наблюдался в мае и сентябре 2011 г. Начиная с декабря 2011 г., инфляционный процесс опять стабилизировался. В настоящее время понятно действие основных фун-

даментальных факторов инфляции в Республике Беларусь на качественном уровне, однако решающим показателем инфляции остается монетарный фактор.

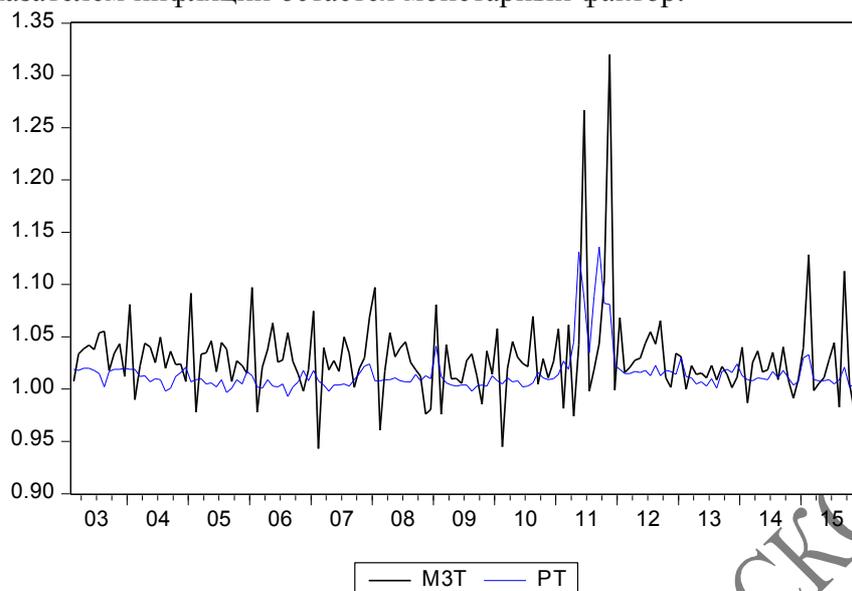


Рисунок 1 – Индекс потребительских цен (P_t , %) и темп денежного агрегата МЗ ($M3_t$, %)

Взаимное влияния процессов при условии сдвига временных рядов $\{P_t\}$, $\{M3_t\}$ относительно друг друга на некоторый временной промежуток определялось с помощью кросскорреляционной функции. Значимыми коэффициентами кросскорреляции между P_t и $M3_t$ коэффициенты на лагах $k = 0, 1, 2, 3$ ($r_0 = 0,395$, $r_{-1} = 0,468$, $r_{-2} = 0,347$, $r_{-3} = 0,169$), следовательно, на отклик индекса потребительских цен на темп широкой денежной массы происходит с указанными лагами.

Оцененная модель с распределенными лагами Алмон имеет вид

$$p_t = 0,605 + 0,138 m3_t + 0,112 m3_{t-1} + 0,086 m3_{t-2} + 0,060 m3_{t-3}, R^2 = 0,432,$$

(7,783) (4,532) (5,494) (4,190) (1,195)

где числа в скобках под коэффициентами обозначают соответствующие t -значения.

Так как краткосрочный мультипликатор равен 0,138, то увеличение темпа денежного агрегата МЗ на 1 % ведет в среднем к росту индекса потребительских цен на 0,138 %. Долгосрочный мультипликатор составит 0,397, поэтому увеличение индекса широкой денежной массы в текущий момент времени на 1 % в долгосрочной перспективе (через три месяца) приведет к росту индекса потребительских цен на 0,397 %. При этом средний лаг равен 1,172 (чуть более месяца), что говорит об относительно быстром реагировании индекса потребительских цен на изменение темпа широкой денежной массы.

Для анализа денежного предложения и инфляции использовались официальные ежемесячные данные с января 2003 по декабрь 2015 [4]. Макроэкономические показатели, приводимые в отчетности с нарастающим итогом, преобразовывались в темпы прироста, затем для сглаживания временных рядов использовалось логарифмическое преобразование.

В качестве показателей, влияющих на инфляцию спроса, выделим следующие: \ln_M3_t – логарифм темпа прироста денежного агрегата МЗ, \ln_E_t – логарифм темпа прироста номинального эффективного курса белорусского рубля, который характеризует импортируемую инфляцию, \ln_vt – логарифм индекса промышленного производства как основного макроэкономического показателя, \ln_P_t – логарифм индекса потребительских цен. Проверка на стационарность осуществлялась по расширенному критерию Дики-Фуллера. Результаты тестов на стационарность показывают, что все переменные являются стационарными на 10 %, 5 %, 1 % уровне значимости, за исключением, \ln_P_t , которая $I(1)$. Оцененная модель спроса на деньги имеет вид

$$\Delta \ln_M3_t = 0,027 - 1,317 \ln_M3_{t-1} + 0,145 \ln_Y_{t-1} + 0,529 \ln_E_{t-1} + 0,529 \Delta \ln_E_{t-1},$$

(8,561) (-18,805) (3,609) (8,460) (2,023)

$$R^2 = 0,73, F = 102.$$

На основании оценок уравнения можно вычислить показатель величины монетарного разрыва в экономике Республики Беларусь, представляющий собой основной фундаментальный фактор «инфляции спроса» (рисунок 2).

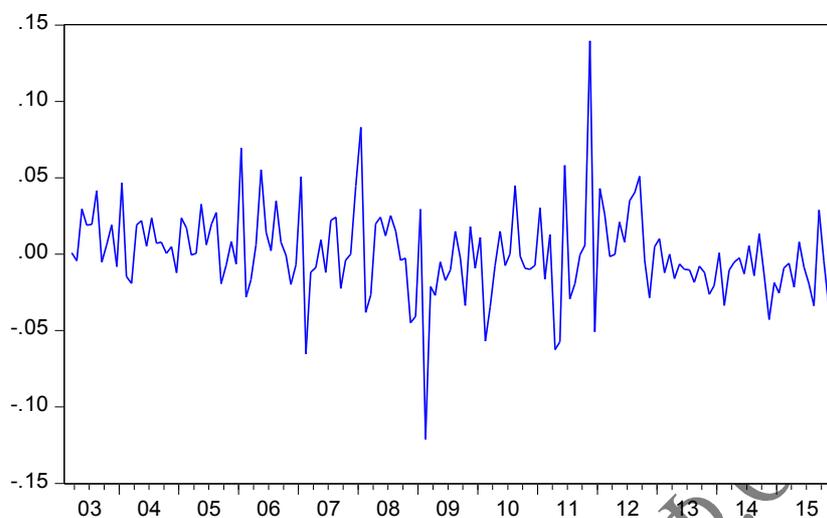


Рисунок 2 – Статистическая оценка монетарного разрыва спроса на деньги

На протяжении периода с 2003 по 2015 периода монетарный разрыв, согласно полученным статистическим оценкам, находился как в положительной, так и в отрицательной области. Это означает, что в первом случае монетарный фактор оказывал повышательное, а во втором случае – сдерживающее воздействие на цены.

Результаты теста по Гренжеру на 5 % уровне значимости предполагают, что на индекс потребительских цен $\ln P_t$ оказывают влияние средние издержки на оплату труда $\ln U_t$, номинальный эффективный обменный курс $\ln E_t$ (импортируемая инфляция), розничный товарооборот $\ln R_t$ (переменные U_t , $\ln R_t$ также рассматриваются в темпах прироста) Средние издержки U_t определялись как (средняя номинальная заработная плата) $(1 - \text{уровень безработных}) / (\text{объем промышленного производства})$. Будем считать, что показатели $\ln E_t$, $\ln U_t$, $\ln R_t$ в целом отражают динамику фактора предложений как компоненты предельных издержек производителей. Тест Йохансена на наличие коинтеграционного соотношения указывает на долгосрочную зависимость на уровне значимости 5 %. «Фактор спроса» инфляции есть отклонение фактической инфляции от «фактора предложения» в виде коинтеграционного соотношения

$$\ln P_t = \ln P_t + 0,234 \ln E_t - 0,578 \ln R_t - 0,034 \ln U_t.$$

Тогда оценка модели потребительской инфляции с учетом долгосрочного коинтеграционного соотношения запишется в виде

$$\Delta \ln P_t^* = 0,004 + 0,003 \ln P_{t-1}^* + 0,753 \Delta \ln P_{t-1} + 0,0427 x_t, R^2 = 0,54,$$

$$(2,67) \quad (2,168) \quad (12,62) \quad (2,87)$$

где x_t – величина монетарного разрыва.

Прирост уровня потребительской инфляции $\Delta \ln P_{t-1}^*$ можно рассматривать как показатель инфляционных ожиданий в экономике, которые в предполагаемой модели имеют инерционный характер.

Оцененные коинтеграционные соотношения VAR модели между $\ln M3_t$, $\ln E_t$ и $\ln P_t$ имеют вид

$$\ln M3_t = 0,0252 - 0,386 \ln m3_{t-1} - 0,393 \ln E_{t-1} + 0,816 \ln P_{t-2},$$

$$(6,001) \quad (-4,79) \quad (5,512) \quad (3,261)$$

$$\ln P_t = 0,004 - 0,778 \ln P_{t-1} - 0,123 \ln M3_{t-1} - 0,064 \ln E_{t-2},$$

$$(2,676) \quad (8,036) \quad (-3,855) \quad (-2,075)$$

$$\ln E_t = 0,0122 + 0,779 \ln P_{t-1} - 0,874 \ln P_{t-2} - 0,486 \ln M3_{t-1} - 0,286 \ln M3_{t-2}.$$

(2,169) (2,383) (-2,476) (-4,483) (-2,637)

Объясняющая способность модели, составляет 45,64 %, значит, укрепление/обесценивание рубля по отношению к иностранным валютам на 1 % ведет к снижению/увеличению денежной массы на 0,393 %. Оцененный долгосрочный эффект переноса инфляции на широкую денежную массу составляет 0,816 %.

Краткосрочные эффекты процесса «инфляция – широкая денежная масса» можно оценить через коэффициенты модели коррекции ошибок, характеризующие процентное отклонение исследуемой зависимой переменной от долгосрочного значения, которое корректируется каждым периодом (месяцем). Модель коррекции ошибок есть

$$\Delta \ln M3_t = 1,116 - 0,323 \ln P_{t-1},$$

(7.955) (-2,143)

$$\Delta \ln P_t = 0,164 - 0,375 \Delta \ln P_{t-1} - 0,372 \Delta \ln P_{t-2} + 0,052 \Delta \ln M3_{t-1}.$$

(3,252) (-3.695) (-3.958) (2,95)

Долгосрочное коинтеграционное уравнение примет вид

$$Z_t = \ln P_t - 1,379 \ln M3_t.$$

(-11,613)

Следовательно, действуют долгосрочные механизмы корректировок факторов «спроса» и «предложения» инфляции, причем указанные механизмы разнонаправлены.

Таким образом, выявлена долгосрочная и краткосрочная зависимость между фактором «спроса» (фактически индексом потребительских цен) на фактор «предложения» (фактически денежный агрегат М3).

Заключение. В результате проведенных исследований построена модель с распределенными лагами зависимости индекса потребительской инфляции от индекса широкой денежной массы. Показано, что эффект роста индекса денежного агрегата М3 проявляется более чем через полтора месяца. Предложены эконометрические модели «инфляции спроса» и «инфляции предложения». Построена модель инфляции и широкой денежной массы для долгосрочного равновесия. Оценена модель коррекции ошибок для учета краткосрочных эффектов.

Литература

1. Абакумова Ю.Г. Анализ функционирования канала банковского кредитования трансмиссионного механизма денежно-кредитного регулирования / Ю.Г. Абакумова, С.Ю. Бокова // Экономика и управление. – 2012. – № 2. – С. 55–61.
2. Зарецкий, А. Краткосрочное прогнозирование инфляции в Беларуси / А. Зарецкий. – Рабочий материал исследовательского центра ИПМ. – 2013. – 23 с.
3. Пелипасъ, И. Деньги как опережающий индикатор инфляции в Беларуси и их роль в монетарной политике / И. Пелипасъ, Р. Кирхнер // Аналитические записки [РР/05/2015]. – Центр ИПМ, 2015. – 28 с.
4. Поршаков, А.С. Статистический анализ монетарного фактора инфляции в России: автореф. дис. ... канд. экон. наук : 08.00.12 / А.С. Поршаков. – М., 2011. – 23 с.
5. Официальный сайт Национального банка Республики Беларусь. – 2016. – Режим доступа : <http://nbrb.by/publications/bulletin/>. – Дата доступа : 10.11.2016.