

УДК 53.083.98

ВЛИЯНИЕ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ НА ДЕНЕЖНЫЕ ДОХОДЫ НАСЕЛЕНИЯ

С. А. Белый¹⁾, В. Н. Комков²⁾

¹⁾ Аспирант экономического факультета Белорусского государственного университета, г. Минск

²⁾ Доктор экономических наук, профессор кафедры аналитической экономики и эконометрики
Белорусского государственного университета, г. Минск

Проанализировано влияние разных инструментов монетарной политики на денежные доходы населения на основе анализа монетарной политики Национального Банка Республики Беларусь, а также изучен оптимальный режим монетарной политики для Республики Беларусь, построена эконометрическая модель, отражающая влияние основных инструментов монетарной политики на денежные доходы населения.

Модель показывает, что значительное влияние на денежные доходы населения оказывают такие показатели, как ставка рефинансирования и денежная масса М3. Это дает возможность использования полученных в ходе исследования методов и моделей для прогнозирования будущих доходов домашних хозяйств, последующего их рационального использования и сбережения. Разработанный инструментарий может использоваться кредитными и банковскими организациями при прогнозировании спроса на потребительские кредиты и возможности кредитования строительства жилья для физических лиц.

Ключевые слова: деньги; денежное обращение; монетарная политика; инструменты монетарной политики; режимы монетарной политики; денежные доходы населения.

INFLUENCE OF MONETARY POLICY ON THE MONETARY INCOME OF THE POPULATION

S. A. Beliy¹⁾, V. N. Komkov²⁾

¹⁾ Postgraduate student of the Faculty of Economics Belarusian State University, Minsk

²⁾ Doctor of Economics, Professor, Department of Analytical Economics and Econometrics
Belarusian State University, Minsk

Analyzed the impact of different monetary policy instruments on the monetary income of the population based on the analysis of monetary policy National Bank of the Republic of Belarus, and also studied the optimal monetary policy regime for the Republic of Belarus, built an econometric model reflecting the impact of the main instruments of monetary policy monetary incomes of the population.

The model shows that such indicators as the refinancing rate and the M3 money supply have a significant impact on the population's cash income. This makes it possible to use the methods and models obtained during the study to predict future household incomes, their subsequent rational use and saving. The developed tools can be used by credit and banking organizations in forecasting the consumer loans demand and the possibility of lending to housing construction.

Key words: money; monetary circulation; monetary policy; monetary policy tools; monetary policy regimes; monetary income of the population.

Проанализируем влияние инструментов монетарной политики на денежные доходы населения Республики Беларусь с помощью эконометрических моделей. Предполагается построить адекватные, валидные модели, со статистически значимыми коэффициентами, которые так же будут удовлетворять экономическому смыслу. В данных мо-

делях будут использоваться следующие переменные: эндогенная переменная – реальные денежные доходы населения в млн \$ (Prof).

Экзогенные переменные:

- Норматив отчислений банков в обязательные резервы НБ РБ в % – Norm_res (X1).
- Индекс номинального эффективного обменного курса Республики Беларусь к доллару США в % – Index (X2).
- Государственные ценные бумаги, находящиеся в обращении в млн \$ – Gos (X3).
- Денежная масса M3 в млн долларов – M3 (X4).
- Ставка рефинансирования в % – RR (X6).

Как известно, методы оценки уравнений множественной линейной регрессии, связывающих несколько экономических переменных, применимы только для стационарных рядов [6]. В случае нестационарных рядов возникает опасность кажущейся (spurious) регрессии [5]. Одним из рекомендуемых способов решения этой проблемы является преобразование нестационарного ряда в стационарный путем взятия последовательных разностей исходного ряда X_t^1 . В связи с этим введено следующее понятие: временной ряд X_t называется интегрированным порядка d (обозначается $\sim X_t I(d)$), если ряд его конечных разностей порядка d является стационарным. В этих терминах стационарный ряд имеет нулевой порядок интеграции $X_t \sim I(0)$. Однако с содержательной точки зрения модели, построенные на преобразованных таким образом рядах, описывают только краткосрочную зависимость между экономическими переменными. Другими словами, отрицается возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных рядов. Решением проблемы является существование коинтеграционной зависимости между такими рядами [7]. Для пояснения понятия «коинтеграция» рассмотрим два ряда первого порядка интеграции (нестационарных): $X_t \sim I(1)$, $Y_t \sim I(1)$. Если их линейная комбинация $Z_t = \alpha x_t + \beta y_t \sim I(0)$ является стационарным процессом, то ряды x_t и y_t называются коинтегрированными и обозначают $x_t, y_t \sim CI$, а вектор компонент (α, β) называется коинтегрирующим.

Коинтеграция совместима с понятием долгосрочной связи. Несмотря на непредсказуемый и случайный характер каждого из нестационарных процессов, наличие коинтеграции объединяет их и препятствует взаимоудаленности. Эконометрический анализ временного ряда подразумевает выявление порядка его интегрированности, т. е. проверки на стационарность. При выявлении порядка интегрированности в основном используются два теста: расширенный Дики-Фуллера (ADF-тест) и Филлипса-Перрона (PP-тест) [5]. Проведенные тесты показали, что все переменные интегрированы в 1-х разностях, спецификация None при 5 % уровне значимости. Согласно этому можно построить коинтеграционную модель (стационарную модель по нестационарным временным рядам).

$$\begin{aligned} L_PROF = & -1.044 - 0.099 * L_M3 + 1.1548891811 * L_GDP_REAL + (3) \\ & (0.0024) \quad (0.000) \\ & 0.0812469679177 * L_RR(-1) - 0.0388 * D2016M12 \\ & (0.0273) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,82 \quad DW = 2,01 \quad BG = H_0 \quad VIF < 5 \Rightarrow MK \text{ отсутствует.}$$

Проверка спецификации модели на базе теста Рамсея показала следующие результаты: $P(F\text{-статистики}) = 0,6973 > 0,05$ значит спецификация модели верна, следовательно добавление в нее нелинейных элементов функции не приведет к улучшению качества модели.

Проверим итоговую модель на АК с помощью автокорреляционных функций. Ни одно значение PAC и AC не выходит за рамки доверительного интервала, тест Бреуша-Годфри для проверки автокорреляции высшего порядка показал отсутствие автокорреляции, следовательно автокорреляции как первого, так и более высоких порядков нет.

Проверим модель на гомоскедастичность случайных отклонений с помощью теста Вайта. Для проверки гипотезы о гомоскедастичности случайных отклонений модели с помощью теста Вайта используем значение статистики $Wh = n * R^2$, где n – число наблюдений, R^2 – коэффициент детерминации вспомогательной модели. С помощью таблицы критических значений X^2 – распределения находим критическую точку. $Prob. Chi-Square(7) = 0.9796 > \alpha = 0,5 \Rightarrow$ гомоскедастичность случайных отклонений модели.

В начале исследования было выявлено, что отобранные переменные для построения эконометрической модели были нестационарными в явном виде, а интегрированными. При проверке остатков тестами ADF и PP выяснилось, что все переменные интегрированы в 1-х разностях, спецификация None при 5 % уровне значимости. Поэтому первоначальная модель была проверена на предмет коинтеграционной связи. Осуществление данной процедуры, подверглись остатки, а именно их стационарность в уровнях, без тренда («белый шум»).

Так как проверка показала, что остатки модели являются «белым шумом», в дальнейшем анализе использовалась модель коинтеграции. Следовательно, были построены эконометрическая модели зависимости денежных доходов населения от монетарной политики – модели коинтеграции с лагами и фиктивными переменными аддитивного выброса.

Проверка выполнения основных предпосылок МНК:

1. В модели отсутствует мультиколлинеарность. Это подтверждает метод вариационно-инфляционного фактора VIF, по всем переменным значение показателя $VIF < 5$ (пороговое значение).

2. Также остатки данной модели не коррелируют между собой то есть отсутствует автокорреляция первого порядка, а также серийная, чем свидетельствует тест Бреуша-Годфри.

3. $\text{Prob. Chi-Square}(7) = 0.9796 > \alpha = 0,5 \Rightarrow$ гомоскедастичность случайных отклонений модели (1).

4. Нормальное распределение остатков.

В результате того, что все предпосылки МНК выполняются, а также удовлетворительный $R^2 = 0,82$ и значимость отобранных экзогенных переменных ($\text{Prob}(F\text{-stat}) < 0,05$) подтверждает высокое качество построенной модели (1).

Модель (1) показала зависимость денежных доходов населения от монетарной политики проводимой с конца 2016 г. по настоящее время, хоть выборка была мала, значимость модели была высокой о чем говорил R^2 . Модель (1) показала, что при снижении денежной массы МЗ на 1 %, денежные доходы населения увеличатся на 0,09 %. Если реальный ВВП вырастит на 1 %, то денежные доходы населения вырастут на 1,15 %. Ставка рефинансирования так же в той или иной степени оказывает влияние на денежные доходы населения.

Библиографические ссылки

1. Национальный банк Республики Беларусь [Электронный ресурс] : Статистические бюллетени. – Режим доступа : <https://www.nbrb.by/publications/bulletin/> – Дата доступа : 14.01.2020.
2. Национальный банк Республики Беларусь [Электронный ресурс] : Аналитическое обозрение. – Режим доступа : <https://www.nbrb.by/publications/ectendencies/?m=publ>. – Дата доступа : 14.0.2020.
3. Akaike H. A new look at the statistical model identification. IEEE Transaction on Automatic Control 1974. – Vol. AC-19. – № 6. – P. 716–723.
4. Schwartz G. Estimating the dimensions of a model. Annals of Statistics 1978. – Vol. 6. – P. 461–464.
5. Maddala G. S., In-Moo Kim. Unit Root, Cointegration and Structural Change. – Cambridge University Press, 1998. – 504 p.
6. Granger C. W. J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification // Journal of Econometrics. – 1981. – Vol. 16. – № 1. – P. 121–130.
7. Engle R. F., Granger C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, estimation and testing // Econometrica. – 1987. – Vol. 55. – № 2. – P. 251–276.