

заключаем, что в феврале 2018 г. годовая инфляция в соответствии с модельным прогнозом составит 6,1 процента (рис. 3). Между тем необходимо учитывать свойство модели слегка переоценивать инфляцию, показанное ранее (см. рис. 2).

ПОСТРОЕНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ЗАВИСИМОСТИ ОБЪЕМОВ ДОЛГОСРОЧНОГО КРЕДИТОВАНИЯ ОТ ВНУТРЕННИХ ФАКТОРОВ

*Белый С. А., Белорусский государственный университет,
г. Минск, Беларусь*

В ходе исследования, будет рассмотрено, как изменяется объем долгосрочных кредитов, при изменении выбранных макроэкономических показателей. Основная задача оценить насколько сильно зависит объем долгосрочных кредитов от других макроэкономических показателей, и посмотреть какой показатель влияет сильнее всего на объем выдачи долгосрочных кредитов Республики Беларусь.

Проанализируем влияние макроэкономических факторов на объем выдачи долгосрочных кредитов банками Республики Беларусь с помощью эконометрической модели. Предполагается построить адекватную, валидную модель, со статистически значимыми коэффициентами, которые так же будут удовлетворять экономическому смыслу. В данной модели будут использоваться следующие переменные: эндогенная переменная – объем долгосрочных кредитов выданных банками (*credit*).

Экзогенные переменные:

- Индекс цен производителей промышленной продукции в % – PPI (X1).
- Индекс номинального эффективного обменного курса Республики Беларусь к доллару США в % – *exche* (X2).
- Инвестиции в основной капитал в млн \$ – *invest* (X3).
- Прибыль банков в Республике Беларусь в млн долларов – *prof* (X4).
- Денежная масса M2 в млн долларов – M2 (X5).
- Ставка рефинансирования в % – RR (X6).

При построении модели использованы временные данные за 11 лет, по месяцам, начиная с 01.01.2008 заканчивая 31.12.2018 информационная база Национального Банка.

Расчёты производятся на основе программного пакета Eviews 7. Данные подверглись предварительной обработке, очищены от сезонности с помощью процедуры *Tramo/seats*, затем были прологарифмированы.

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 взаимодальности. 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-ых разностях, спецификация None при 5 % уровне значимости. Согласно этому можно построить коинтеграционную модель (стационарную модель по нестационарным временным рядам).

Проверим некоторые показатели не оказывают влияние на объем выдаваемых долгосрочных кредитов. Возможно они оказывают влияние не сразу, с каким-то лагом. Для уточнения и нахождения возможного лага проведем тест Гренджера. По результатам теста Гренджера получается, индекс номинального эффективного обменного курса не влияет на объем долгосрочного кредитования $P(F\text{-статистики}) = 0,844 > 0,1$, то есть показатель L_EXCHN не является причиной для L_CRED . Тест Гренджера показал, что все экзогенные переменные кроме L_EXCHN влияют на эндогенную переменную L_CRED . Так как переменная L_EXCHN не оказывает влияние на эндогенную переменную, судя по тесту Гренджера и $Prob(F\text{-stat})$, для повышения общего качества модели уберем ее.

В анализируемом периоде есть аддитивные выбросы 01.2010; 11.2011; 02.2013; 09.2014; 09.2015; 10.2015; 11.2015. Аддитивные выбросы возникают в результате ошибок статистических измерений, экономической и финансовой нестабильности. Они влияют только на одно наблюдение временного ряда, не затрагивая все последующие, для их коррекции в модели, введем дополнительные фиктивные переменные.

После ввода фиктивных переменных, значимость модели увеличилась об этом свидетельствует $R^2 = 0.64$, и значимость переменных PPI и C увеличилась, $DW = 1.698$ и $BG_{test} = H_0$, следовательно автокорреляции нет. Проверим на мультиколлинеарность. По $VIF < 5$ мультиколлинеарность в модели отсутствует.

Так как экзогенные переменные влияют на эндогенную не сразу, а с запаздыванием, введем лаги. В модели данные по месячные, следовательно, лаг 1-го порядка будет означать, что данная переменная действует на эндогенную с запаздыванием в 1 месяц, лаг 2-го порядка соответственно с запаздыванием на 2 месяца. А так же авторегрессионную переменную (коррекции АК), которая обозначает разницу между переменной и ее же значением с задержкой на 1 временной период умноженный на автокорреляционный коэффициент (ρ).

Модель 1

$$\begin{aligned}
 L_CRED = & 72.3672 + 0.7163 * L_INVEST(-3) + 0.6532 * L_M2(-6) + & (2) \\
 & (0.000) & (0.0450) & (0.0002) \\
 + & 0.751810 * L_PPI + 0.2554 * L_PROF(-2) - 0.6030 * L_RR - 4.6972 * D2011M11 - \\
 & (0.000) & (0.028) & (0.005) & (0.000) \\
 - & 3.3141 * D2014M09 - 3.3820 * D2015M91011 - 2.2766 * D2013M02 - \\
 & (0.000) & (0.000) & (0.000) \\
 + & 1.9340 * D2010M01 - 0.6735 * @SEAS(2) + [AR(1)=0.2296] \\
 & (0.002) & (0.003) & (0.037)
 \end{aligned}$$

$$R^2=0,81 \quad DW=1,92 \quad BG=H_0 \quad VIF<5 \Rightarrow \text{МК отсутствует}$$

Экономическая интерпретация полученных результатов сводится к следующему:

- Увеличение инвестиций в основной капитал на 1 % приведет к увеличению объема долгосрочного кредитования на 0,72 % через 3 месяца.

- Рост денежной массы является причиной для увеличения объема долгосрочного кредитования.

- Увеличение индекса цен производителей промышленной продукции на 1 % приведет к росту объема долгосрочного кредитования на 0,75 %.

- Рост прибыли банков оказывает незначительное влияние на объем долгосрочного кредитования, при его увеличении прибыли банков на 1 % приведет к росту объема долгосрочного кредитования через 2 месяца на 0,25 %.

- При снижении ставки рефинансирования на 1 % объем долгосрочного кредитования увеличится на 0,60 %.

Проверка спецификации модели на базе теста Рамсея показала следующие результаты: $P(F\text{-статистики}) = 0.7872 > 0,05$ значит спецификация модели верна, следовательно добавление в нее нелинейных элементов функции не приведут 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 $Wh = n \cdot R^2$, где n – число наблюдений, R^2 – коэффициент детерминации вспомогательной модели. С помощью таблицы критических значений χ^2 – распределения находим критическую точку. $\text{Prob. Chi-Square}(16) = 0.098879 > \alpha = 0,05 \Rightarrow$ 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 используется модель коинтеграции. Следовательно, была построена эконометрическая модель зависимости объема долгосрочного кредитования от внутренних факторов страны – модель коинтеграции с лагами и фиктивными переменными аддитивного выброса.

В рамках данного исследования проводилась проверка на правильность спецификации модели на базе теста Рамсея, которая показала следующие результаты: $\text{Prob}(F\text{-stat}) = 0.7872 > 0,05$ значит спецификация модели адекватна. Следовательно, добавление в нее нелинейных элементов не приведут к улучшению качества модели.

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 некоррелируют между собой то есть отсутствует автокорреляция первого порядка, а также серийная, чем свидетельствует тест Бреуша-Годфри и гистограмма остатков.

- 3) $\text{Prob. Chi-Square}(16) = 0.098879 > \alpha = 0,05 \Rightarrow$ гомоскедастичность случайных отклонений модели (2).

- 4) Нормальное распределение остатков.

В результате того, что все предпосылки МНК выполняются, а также удовлетворительный $R^2 = 0,81$ и значимость отобранных экзогенных переменных ($\text{Prob}(F\text{-stat}) < 0,05$) подтверждает высокое качество построенной модели.

Таким образом, модель может быть использована банками для разработки политики кредитования реального сектора экономики страны и для дальнейшего прогнозирования (ошибка прогноза по данной модели составляет 4,26 % – что свидетельствует о высоком прогнозном качестве построенной модели). Также модель может использоваться предприятиями для совершенствования своей хозяйственной деятельности. Построенная модель, доказывает, что большое влияние на объем долгосрочного кредитования оказывают такие показатели как: индекс цен производителей промышленной продукции, при его увеличении на 1 % объем долгосрочного кредитования увеличится на 0,75 %. Ставка рефинансирования, инвестиции в основной капитал, денежная масса М2. Это дает возможность использования полученных в ходе исследования методов и модели для ведения более эффективной политики кредитования текущей деятельности.

Список использованных источников

1. Национальный банк Республики Беларусь [Электронный ресурс]: Статистические бюллетени. – Режим доступа: <https://www.nbrb.by/publications/bulletin/> – Дата доступа: 01.02.2019.
2. Национальный банк Республики Беларусь [Электронный ресурс]: Аналитическое обозрение. – Режим доступа: <https://www.nbrb.by/publications/ectendencies/?m=publ> – Дата доступа: 01.02.2019.
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.

СТИМУЛИРОВАНИЕ ИННОВАЦИОННОГО РАЗВИТИЯ ПРОИЗВОДСТВА ПУТЕМ ГОСУДАРСТВЕННОГО РЕГУЛИРОВАНИЯ ДОХОДА ПРЕДПРИНИМАТЕЛЯ

Боголюбская-Синякова Е. С., Калитин Б. С., Белорусский государственный университет, г. Минск, Беларусь

Сущность инновационного пути развития производства и торговли, а также преимущества его применения для предпринимателя изучены в работе авторов [1]. Тема раскрывается на основе детального изучения возможностей увеличения выручки предприятия от реализации продукции. В работе предложена экономико-математическая модель выручки, учитывающая такие параметры рынка, как коэффициент ценовой эластичности спроса, уровень инфляции и соответствующий ему темп роста цены. В качестве параметра оптимизации выручки выбран коэффициент снижения цены. Кроме того, исследованы характеристики рынков для предпринимателя в случае инновационного развития фирмы, функционирование на которых приносит ему наибольшую выгоду. В продолжение к этому в работе [2] инновационный путь развития сравнивается с экстенсивным и отмечаются выгоды от использования каждого из них для владельца предприятия.

Настоящая работа акцентирует внимание на возможностях государственного регулирования доходов предпринимателя при его выборе инновационного пути развития. Речь идет о перспективах использования государственных стимулов, которые направлены на введение инноваций в производство и торговлю продукцией.

Постановка задачи. Инновационный путь развития производства является более прогрессивным по сравнению с экстенсивным и, логично предположить, должен быть более предпочти-