

ПРИМЕНЕНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ДЛЯ ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ОБЪЕМЫ ДОЛГОСРОЧНОГО КРЕДИТОВАНИЯ

Ю. Г. АБАКУМОВА¹⁾, С. А. БЕЛЫЙ²⁾

¹⁾Белорусский государственный университет, пр. Независимости, 4, 220030, г. Минск, Беларусь

²⁾Независимый исследователь, ул. Ленина, 59-11, 247672, г. Рогачев, Беларусь

Реализация задач устойчивого экономического развития в условиях финансовых ограничений определяет необходимость участия банков в инвестиционном процессе. Банковское кредитование – это неотъемлемый элемент современной экономики, закономерно выступающий в качестве объекта государственного регулирования. С помощью статистических и эконометрических методов исследовано влияние на объект кредитования ряда факторов, построена модель в распределенных лагах прогноза прироста объемов долгосрочного кредитования. Модель показывает, что значительное влияние на объем долгосрочного кредитования оказывают такие показатели, как индекс цен производителей промышленной продукции, ставка рефинансирования, девальвация национальной валюты и денежный агрегат М2. Выводы, полученные в ходе исследования и на основе применения модели, могут быть использованы банками для разработки политики кредитования реального сектора экономики страны, а также предприятиями для совершенствования своей хозяйственной деятельности.

Ключевые слова: банковское кредитование; долгосрочные кредиты; эконометрическая модель; модель распределенного лага; прогнозирование.

APPLICATION OF ECONOMETRIC METHODS FOR EVALUATING THE IMPACT OF ECONOMIC FACTORS ON THE LONG-TERM CREDIT VOLUMES

J. G. ABAKUMOVA^a, S. A. BELY^b

^aBelarusian State University, 4 Niezaliežnasci Avenue, Minsk 220030, Belarus

^bIndependent researcher, 59-11 Lenina Street, Rahačou 247672, Belarus

Corresponding author: J. G. Abakumova (abakumovajg@bsu.by)

The implementation of the aims of sustainable economic development in the context of financial constraints determines the need for banks to participate in the investment process. Thus, bank lending is an integral element of the modern economy, naturally acting as an object of state regulation. Using the statistical and econometric methods the influence of internal factors on the lending volume was investigated, and a model was constructed in the distributed lags of the forecast for the growth of long-term lending. The model shows that such indicators as the producer price index of industrial

Образец цитирования:

Абакумова ЮГ, Белый СА. Применение эконометрических методов для оценки влияния экономических факторов на объемы долгосрочного кредитования. *Журнал Белорусского государственного университета. Экономика*. 2019;1:28–35.

For citation:

Abakumova JG, Bely SA. Application of econometric methods for evaluating the impact of economic factors on the long-term credit volumes. *Journal of the Belarusian State University. Economics*. 2019;1:28–35. Russian.

Авторы:

Юлия Георгиевна Абакумова – старший преподаватель кафедры аналитической экономики и эконометрики экономического факультета.

Станислав Андреевич Белый – независимый исследователь.

Authors:

Juliet G. Abakumova, senior lecturer at the department of analytical economy and econometrics, faculty of economics.

abakumovajg@bsu.by

<https://orcid.org/0000-0002-9207-0158>

Stanislav A. Bely, independent researcher.

bely.sa@tut.by

products, the refinancing rate, the devaluation of the national currency and the M2 monetary aggregate have a significant impact on the volume of long-term lending. The findings obtained during the study and on the basis of the model can be used by banks to develop a policy for lending to the real sector of the country's economy, as well as by enterprises to improve their business activities.

Keywords: bank lending; long-term loans; econometric model; distributed lag model; forecasting.

Введение

Совершенствование банковского кредитования является фактором, влияющим на достижение задач, поставленных перед экономикой страны. Возможные перебои и диспропорции в изменении объемов выдаваемых кредитов могут выступать источниками потенциальной угрозы потери финансовой стабильности не только для заемщиков, представляющих реальный сектор экономики, но и для банковской отрасли [1]. Банковское кредитование значимо влияет на динамику объемов национального производства и средний уровень цен. Можно сказать, что банковский кредит в экономике – инструмент ее развития. Прежде всего это содействие непрерывности воспроизводственного процесса, ускорение оборота капитала. Речь идет о кредитном перераспределении временно свободных денежных ресурсов тем предприятиям, которые испытывают временную нехватку средств. Благодаря кредитным отношениям нет необходимости накапливать собственные средства в объемах, покрывающих все колебания величины основного и оборотного капиталов во время их кругооборота: происходит более быстрое вовлечение ресурсов в хозяйственный оборот за счет экономии времени при закупке сырья, материалов и т. п.

Таким образом, регулирование банковского кредитования – одна из важнейших функций государственных органов, разрабатывающих и осуществляющих денежно-кредитную политику страны.

Основная задача проводимого исследования состояла в оценке влияния на объем долгосрочных кредитов основных макроэкономических показателей и некоторых показателей денежно-кредитной политики. Поставленную задачу, а также прогнозирование объемов банковского кредитования на краткосрочную перспективу возможно осуществлять при помощи эконометрического инструментария, который позволяет построить различные сценарии динамики кредитов в зависимости от изменения экзогенных переменных.

Среди исследований, посвященных вопросам прогнозирования объемов кредитования, можно отметить работы отечественных авторов М. Н. Власенко [1; 2], А. В. Безбородовой и А. М. Плешкуна [3]. Взаимосвязи макроэкономических показателей и переменных денежно-кредитной политики с объемами банковских кредитов, воздействие объемов кредитования экономики на целевые переменные экономической политики подвергаются анализу в исследованиях кредитного канала трансмиссионного механизма монетарной политики [4–6].

Так, в [1] была оценена по данным за 2001–2010 гг. система эконометрических моделей, где в качестве эндогенных переменных выступали долгосрочные и краткосрочные банковские кредиты юридическим лицам в белорусских рублях и краткосрочные кредиты юридическим лицам в иностранной валюте. Среди полученных выводов можно выделить тесную взаимосвязь между рублевой денежной массой и краткосрочным кредитованием в национальной валюте, а также влияние на долгосрочные и краткосрочные банковские кредиты в национальной валюте индекса номинального курса белорусского рубля к доллару США, индекса цен производителей промышленной продукции. Публикации А. В. Безбородовой и А. М. Плешкуна посвящены анализу и прогнозированию кредитной задолженности физических лиц. Можно отметить, что переменная, характеризующая девальвацию национальной валюты, как и переменная процентной ставки, как правило, всегда входят в модели прогнозирования банковского кредитования.

Специфицирование эконометрической модели

Проанализируем влияние макроэкономических факторов на объем выдачи долгосрочных кредитов банками Республики Беларусь с помощью эконометрической модели. При выборе экзогенных переменных, влияние которых анализировалось, авторы основывались на теоретических предпосылках и результатах эмпирических исследований, упомянутых выше. Таким образом, в качестве потенциальных факторов, определяющих динамику выдачи банками долгосрочных кредитов, в модели рассматривались следующие показатели:

- индекс номинального эффективного обменного курса Республики Беларусь к доллару США;
- показатель девальвации белорусского рубля по отношению к доллару США;
- инвестиции в основной капитал, млн долл. США;

- денежная масса M_2 , млн долл. США;
- индекс цен производителей промышленной продукции, %;
- прибыль коммерческих банков в Республике Беларусь, млн долл. США;
- ставка рефинансирования, %.

Индекс номинального эффективного обменного курса белорусского рубля рассчитывается как среднее геометрическое взвешенное индексов номинальных курсов белорусского рубля с использованием весовых коэффициентов стран – основных торговых партнеров. Кроме того, дополнительно рассматривался показатель девальвации белорусского рубля по отношению к доллару США. Положительное влияние данного фактора проявляется через несколько каналов: с одной стороны, девальвация рубля увеличивает валютные риски, поэтому происходит замещение части вновь выдаваемых заемных средств в иностранной валюте рублевыми кредитами, с другой – обесценивание рубля при относительно низких темпах инфляции в государстве способствует расширению экспорта, а значит, оживлению деловой активности, которая также позитивно воздействует на темпы кредитования экономики [1].

Инвестиции в основной капитал представляют собой совокупность затрат, направляемых на приобретение, воспроизводство и создание новых основных средств. Данный показатель может использоваться в модели в качестве индикатора деловой активности. Кроме того, он отражает наиболее важное и желательное для экономики назначение долгосрочного кредита – инвестирование.

Рублевая денежная масса, или денежный агрегат M_2 , – совокупность денежных средств в белорусских рублях, предназначенных для оплаты товаров, работ и услуг, а также для накопления юридическими и физическими лицами – резидентами Республики Беларусь. Данный показатель играет важную роль в формулировании объемов кредитования экономики, определяя их лимиты.

Индекс цен производителей промышленной продукции отражает динамику цен на промышленные товары (услуги), выпускаемые организациями республики и отгруженные на внутренний рынок. Так как основным потребителем долгосрочных кредитов является промышленность, можно выдвинуть предположение, что на объем долгосрочных кредитов будут оказывать влияние индекс цен производителей промышленной продукции, инвестиции в основной капитал, т. е. некоторый умеренный рост цен на промышленную продукцию положительно влияет на потребность субъектов хозяйствования в дополнительных финансовых ресурсах и, как следствие, провоцирует рост спроса на денежные средства, в частности долгосрочные банковские кредиты. Снижение индекса цен, наоборот, позволяет предприятиям привлекать меньшую величину кредитов для осуществления их деятельности. Выпуск промышленной продукции в основном ориентирован на экспорт, следовательно, при росте производства возрастает потребность в ресурсах, а на рост сбыта влияет в той или иной степени обменный курс национальной валюты (так, удорожание национальной валюты, т. е. рост ее стоимости по отношению к другим валютам, приводит к сокращению экспорта и наоборот).

Основная цель банка – это получение прибыли, и чем больше прибыль, тем больше у банка возможность участвовать в долгосрочном кредитовании. Значит, можно предположить, что прибыль банков косвенно влияет на объем долгосрочных кредитов.

Ставка рефинансирования – это основание для определения большинства ставок кредитно-депозитного рынка, поэтому она оказывает непосредственное влияние на величину кредитов. Уровень ставки рефинансирования влияет на устанавливаемые банками процентные ставки, ее рост приводит к удорожанию кредитных денег, следовательно, к снижению доступности долгосрочного кредитования, а с ним – и объемов выданных кредитов.

Традиционные методы оценки уравнений множественной линейной регрессии, связывающей несколько экономических показателей, применимы для стационарных рядов [7], а в случае представления части переменных нестационарными временными рядами возникает опасность получения ложной (или мнимой) регрессии [8]. Временной ряд X называется интегрированным порядка k , обозначается как $X \sim I(k)$, если ряд его конечных разностей порядка k является стационарным. В этих терминах стационарный ряд имеет нулевой порядок интеграции $X \sim I(0)$. Определение порядка интегрированности позволяет корректно произвести преобразования временных рядов (путем взятия соответствующих разностей), что обеспечивает их стационарность. Если часть переменных представлена нестационарными и интегрированными одного порядка временными рядами, возможно решить задачу поиска коинтеграционного соотношения, т. е. их стационарной комбинации, и построения далее модели коррекции ошибок [9]. Вторым способом решения является преобразование нестационарных рядов в стационарные путем взятия последовательных разностей соответствующего порядка.

С учетом неправомерности применения стандартных методов оценивания модели в случае нестационарности используемых временных рядов необходимо провести предварительный анализ переменных на стационарность, прежде чем перейти к описанию ее структуры. Для определения типа нестационар-

ности и порядка интегрированности использовался расширенный тест Дики – Фуллера (ADF-тест). Результаты его применения для исследуемых временных рядов, а также их условные обозначения приведены в табл. 1. Информационная база представлена статистическими данными за период с января 2008 по октябрь 2018 г. [10; 11]; все переменные подвергались логарифмированию. Все расчеты производились с помощью эконометрического пакета *EViews 10*.

Таблица 1

**Условные обозначения временных рядов
и результаты тестирования на стационарность с помощью ADF-теста**

Table 1

Conventions for time series data and stationarity test results using ADF

Обозначение*	Описание показателей и единиц измерения без учета логарифмирования	Спецификация; итог**	Наблюдаемая статистика	Критическое значение $\tau_{5\%}$
<i>lcred</i>	Объем долгосрочных кредитов, млн долл. США	$C, 0; I(0)$	-7,28	-2,88
<i>lner</i>	Индекс номинального эффективного обменного курса белорусского рубля к доллару США	$N, 0; I(1)$	-1,45	-1,94
<i>dlner</i>	Показатель <i>lner</i> в первых разностях	$N, 0; I(0)$	-9,4	-1,94
<i>ldev</i>	Показатель девальвации белорусского рубля по отношению к доллару США	$C, 1; I(0)$	-8,46	-2,88
<i>linv</i>	Инвестиции в основной капитал Республики Беларусь, млн долл. США	$T; I(0)$	-7,895	-3,445
<i>lM2</i>	Денежная масса M2, млн долл. США	$C, 0; I(1)$	-2,25	-2,88
<i>d/M2</i>	Показатель <i>lM2</i> в первых разностях	$N, 0; I(0)$	-10,66	-1,94
<i>lppi</i>	Индекс цен производителей промышленной продукции, %	$C, 5; I(1)$	-2,79	-2,88
<i>d/lppi</i>	Показатель <i>lppi</i> в первых разностях	$N, 4; I(0)$	-4,91	-1,94
<i>lprof</i>	Прибыль белорусских коммерческих банков, долл. США	$T, 0; I(0)$	-8,72	-3,44
<i>lref</i>	Ставка рефинансирования, %	$C, 2; I(1)$	-2,26	-2,88
<i>d/lref</i>	Показатель <i>lref</i> в первых разностях	$N, 1; I(0)$	-3,78	-1,94

* *l* – оператор логарифмирования, *d* – оператор взятия разности.

** Спецификация *T* означает, что тестируемая модель содержит тренд и константу; *C* – модель содержит только константу; *N* – модель без тренда и константы. Для ADF-теста в спецификации после типа модели приведено количество запаздывающих разностей. Обозначение *I(k)* используется для указания порядка интегрированности временного ряда.

Источник: расчеты авторов в программном пакете *EViews 10*.

При анализе показателя инвестиций в основной капитал выводы, полученные на основе графического анализа и анализа коррелограмм, свидетельствовали о присутствии сезонных колебаний. В частности, это подтверждается значимостью автокорреляционной функции с лагом 12. Для тестирования временного ряда вместо расширенного теста Дики – Фуллера использовался тест Филлипса – Перрона (PP), учитывающий возможную гетероскедастичность ошибок. Согласно результатам теста временной ряд *linv* является стационарным или интегрированным нулевого порядка с сезонными изменениями.

Поскольку часть переменных представлена временными рядами, интегрированными первого порядка, а остальные временные ряды, включая эндогенный показатель *lcred*, являются стационарными, принималось решение о реализации регрессионной модели по переменным в первых разностях. При этом следует принимать во внимание, что с содержательной точки зрения модели, построенные на преобразованных таким образом рядах, описывают только краткосрочную зависимость между экономическими показателями. Для того чтобы все показатели анализировались в краткосрочной динамике, все временные ряды рассматривались в первых разностях или приростах, даже те, которые и в уровнях были представлены стационарными временными рядами.

Предварительный анализ включает в себя, как правило, не только анализ стохастических свойств временных рядов исходных показателей, но также корреляционный анализ и анализ причинно-следственной связи между ними (каузальности). Корреляционный анализ (как парный, так и частный) показал, что при выборе спецификации модели предпочтение следует отдавать модели распределенного лага (*DL*), а не статической модели регрессии. Модели распределенного лага – это динамические модели регрессии, которые включают не только текущие, но и лаговые значения экзогенных переменных. Такие модели широко используются в эконометрическом анализе, так как во многих случаях воздействие одних экономических факторов на другие осуществляется не мгновенно, а с некоторым временным запаздыванием – лагом. Метод распределенных лагов позволяет учитывать воздействие такого рода. В некоторых случаях обосновано использование авторегрессионной модели (*AR*), в которой в лаговой форме включается эндогенная переменная.

Для проверки гипотезы о каузальности или подтверждения таким образом сильной экзогенности выбранных факторов использовался тест Грейнджера (табл. 2). Нулевая гипотеза теста Грейнджера заключается в отсутствии причинно-следственной связи между рассматриваемыми переменными. Проверка в тесте проводится с помощью применения стандартного F-теста к моделям *ARDL* для рассматриваемой в рамках проверки гипотезы пары показателей, поэтому возможны четыре исхода: отсутствие связи, наличие односторонней или однонаправленной связи (два исхода – в зависимости от того, какая переменная принимается причиной, а какая – следствием), наличие двусторонней или двунаправленной связи.

Таблица 2

**Перекрестная матрица анализа каузальности между показателями
на основе теста Грейнджера**

Table 2

Cross-sectional causality analysis matrix based on Granger's test

Нулевая гипотеза	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 2	<i>h</i> = 3	<i>h</i> = 4
d/ner не причина для d/cred	0,175	0,294	0,695	0,948
d/dev не причина для d/cred	0,026	0,163	0,001	0,050
d/inv не причина для d/cred	0,029	0,150	0,12	0,173
d/M2 не причина для d/cred	0,000	0,003	0,005	0,041
d/ppi не причина для d/cred	0,030	0,070	0,057	0,005
d/prof не причина для d/cred	0,635	0,034	0,135	0,292
d/ref не причина для d/cred	0,167	0,229	0,037	0,004

Примечание. *h* – количество тестируемых лагов; в таблице приведены значения доверительных вероятностей *P* для проверки гипотезы об отсутствии причинно-следственной связи между рассматриваемыми переменными; полужирным курсивом выделены случаи отклонения нулевой гипотезы при $\alpha = 0,05$.

Источник: собственная разработка на основе программного пакета *EViews 10*.

Анализ результатов теста Грейнджера указывает, что переменная индекса номинального эффективного обменного курса белорусского рубля к доллару США прямо не влияет на эндогенную переменную, а удовлетворительные показатели корреляции, общей и частной, получены, возможно, через наличие взаимосвязей с остальными экзогенными переменными. Поскольку рассмотрение переменной в качестве экзогенной обосновано с точки зрения экономики, необходимость ее включения можно проверить дополнительно F-тестом на избыточные переменные. Также можно рассмотреть в качестве замены переменную девальвации белорусского рубля по отношению к доллару США, что и было сделано.

Из результатов тестирования, приведенных в табл. 3, можно сделать выводы об обоснованности выбора в качестве экзогенных переменных показателей, которые находятся в двунаправленной причинно-следственной связи с эндогенной переменной и поэтому часто выступают, наоборот, в качестве переменной «следствие» (см. табл. 3) по отношению к объему кредитования: например, показателя прибыли коммерческих банков.

Таблица 3

**Перекрестная матрица анализа каузальности между показателями
на основе теста Грейнджера**

Table 3

Cross-sectional causality analysis matrix based on Granger's test

Переменные «причина»	Переменные «следствие»							
	d/cred	d/ner	d/dev	d/inv	d/M2	d/ppi	d/prof	d/ref
d/cred		2, 3	1–6	1	1–6	1–6	4–6	–
d/ner	–		–	–	–	–	–	–
d/dev	1–4, 5, 6	1–4, 5–6		1, 3, 4, 6	1, 2–6	–	–	1, 3–6
d/inv	1	–	1–6		1–6	–	1, 3, 4, 5–6	1–2, 3–6
d/M2	1–5, 6	2–6	1–3, 4, 5, 6	2–6		1–4, 5	2, 3–6	4–5, 6
d/ppi	1, 4–6	1–6	–	–	1, 3, 4–6		–	3–4, 5
d/prof	2	–	–	–	–	–		–
d/ref	3–6	1–6	4–6	2–6	1, 2–6	4–6	1, 5, 6	

Примечание. В таблице приведены значения лагов h , при которых тестом Грейнджера подтверждается наличие причинно-следственной связи между рассматриваемыми переменными при $\alpha = 0,10$; полужирным курсивом выделены случаи отклонения нулевой гипотезы об отсутствии такой связи при $\alpha = 0,05$.

Источник: собственная разработка на основе программного пакета *EViews 10*.

Полученные значения h могут служить отправной точкой для выбора спецификации модели распределенного лага, но далее при построении модели регрессии следует, конечно, учитывать наличие между временными рядами множественных взаимосвязей – в отличие от проверки с помощью теста Грейнджера наличия таковых в парах показателей. Дополнительно для тестирования совместной значимости всех переменных при определенном значении лага можно использовать тест Вальда, согласно результатам которого для большей части экзогенных переменных следует выбрать $h = 2$; для переменной рублевой денежной массы – $h = 1$; для индекса цен производителей промышленной продукции – $h = 4$, что совпадает с выводами, которые можно получить из табл. 3. В отношении показателя девальвации белорусского рубля по отношению к доллару США было принято решение рассматривать переменную без перехода к лагам.

Результаты и их обсуждение

На основе полученных результатов предварительного анализа была оценена регрессионная модель:

$$d/cred_t = -0,076 + 1,615d/M2_{t-1} - 3,53d/ref_{t-2} + 2,23d/dev_t + 11,28d/ppi_{t-4} + 0,221d/prof_{t-2} - 0,734d/inv_{t-2} + D_t,$$

(0,075) (0,001) (0,063) (0,001) (0,038) (0,000)

где в скобках приведены P -значения для t -статистик коэффициентов; D описывает факт включения в модель фиктивных переменных, корректирующих аддитивные выбросы.

Согласно полученным оценкам, коэффициенты при переменных рублевой денежной массы и девальвации белорусского рубля могут быть приняты статистически значимыми при уровне $\alpha = 0,08$; коэффициент при переменной прибыли коммерческих банков статистически значим при уровне $\alpha = 0,04$; остальные коэффициенты статистически значимы при уровне $\alpha = 0,01$ – так же, как и все введенные фиктивные переменные.

Введение фиктивных переменных, корректирующих аддитивные выбросы, является альтернативой сглаживания временных рядов, но позволяет проследить возможные причины в экономической и финансовой сферах. Введение большей части фиктивных переменных в показанной модели можно связать с падением валютного курса и последствиями этих изменений для остальных показателей. В 2011 г. в Беларуси произошел валютный кризис, одним из следствий которого явилось падение курса белорусского рубля с 0,3048 до 0,87 за 1 долл. США. Валютный кризис развернулся на фоне увеличения объема денежной массы с конца 2009 г., достигшего своего максимального значения в середине 2011 г. (темпы прироста порядка 62 %), которое можно связать с ростом спроса населения на импорт, сокращением валютных запасов страны и образованием дефицита валюты. На курсе белорусского рубля отразились и последствия ввода санкций со стороны Запада по отношению к России вследствие событий в Украине. На 2015 г. пришелся пик реакций на падение мировых цен на нефть; с августа 2014 по январь 2015 г. цена нефти упала с 110 до 45 долл. США за баррель нефти. Беларусь хоть и не относится

к нефтедобывающим странам, но нефтепродукты являются ключевым продуктом в белорусском экспорте, а поступления от нефтепереработки составляют основу бюджета.

Поскольку для оценки параметров построенной модели применялся метод наименьших квадратов, необходимо проверить выполнимость предпосылок метода (условий Гаусса – Маркова). В табл. 4 для модели приведены:

- R^2 и соответствующее значение P_F ; значение статистики DW для проверки отсутствия автокорреляции;
- значения доверительных вероятностей $P_{AR(1)}$ – для статистики теста множителей Лагранжа с лагом $k = 1$ и $k = 2$ на автокорреляцию остатков; P_{WH} – для статистики теста Вайта на гомоскедастичность; $P_{ARCH(1)}$ – для статистики теста множителей Лагранжа с лагом $k = 1$ и $k = 2$ на условную гомоскедастичность остатков;
- значение коэффициента метода инфляционного фактора VIF (максимальное из всех значений для экзогенных переменных модели) для обоснования отсутствия мультиколлинеарности.

При тестировании выполнения предпосылок метода наименьших квадратов в каждом случае нулевая гипотеза содержит предположение о выполнении соответствующей предпосылки.

Таким образом, на основе приведенных значений доверительных вероятностей можно сделать вывод о том, что модель удовлетворяет требуемым условиям. Для принятия гипотезы об отсутствии мультиколлинеарности необходимо, чтобы значение коэффициента метода инфляционного фактора не превышало 10. Данное условие также выполняется.

Таблица 4

Значения критериев оценки качества модели

Table 4

Values of criteria for assessing the quality of the model

R^2	P_F	DW	$P_{AR(1)}$	$P_{AR(2)}$	P_{WH}	$P_{ARCH(1)}$	$P_{ARCH(2)}$	VIF	$MAPE$
0,699	0,00	2,086	0,229	0,264	0,418	0,45	0,178	1,75	9,65

Источник: расчеты авторов в программном пакете *EViews 10*.

Гипотезу о неавтокоррелированности остатков подтвердил также анализ значений выборочной автокорреляционной функции и выборочной частной автокорреляционной функции. Статистической значимости параметров модели при полученных уровнях значимости достаточно с учетом поставленных целей построения модели, а также выполнения предпосылок Гаусса – Маркова.

В табл. 4 также приведено значение средней относительной ошибки $MAPE$, которое является удовлетворительным, если принимать во внимание динамику эндогенного показателя, полученное значение коэффициента детерминации для построенной модели, уровень статистической значимости коэффициентов. С учетом длины рассмотренного периода преобразования переменных с помощью оператора первых разностей, использования в модели фиктивных переменных для коррекции аддитивных выбросов было принято решение оценивать прогнозные качества модели на основе ретропрогноза. Переоценка модели проводилась по данным, включающим первое полугодие 2018 г., после чего значение средней относительной ошибки $MAPE$ для данных с июля по октябрь 2018 г. составило всего 4,1 %. При таком сокращении интервала наблюдений параметры модели остались статистически значимыми, сохранили направление и степень влияния рассмотренных факторов на эндогенную переменную, изменившись незначительно. Полученный результат сравним со значениями ошибок ретропрогноза в случае использования методов декомпозиции, адаптивных моделей прогнозирования и моделей класса *ARMA*. Реализованная модель достаточно достоверно улавливает общие тенденции в изменении показателя объема долгосрочных кредитов и позволяет получить удовлетворительные краткосрочные прогнозы.

Заключение

Полученное в результате оценивания эконометрической модели временных рядов с распределенными лагами уравнение подтверждает следующие закономерности для белорусской экономики:

- показатель девальвации номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США оказывает положительное воздействие на объемы долгосрочного кредитования (так же как увеличение прибыли банков, рост рублевой денежной массы и индекс цен производителей промышленной продукции);
- увеличение ставки рефинансирования отрицательно влияет на объемы долгосрочного кредитования. Не соответствующее исходным предположениям направление влияния было получено для временной инвестиций, однако более подробное рассмотрение взаимосвязи между показателями подтвердило полученный результат, что дало основания для вывода о снижении вклада банков в прирост инвестиций в основной капитал.

Уравнение модели позволяет проследить только краткосрочную зависимость динамики выдачи банками долгосрочных кредитов от экзогенных переменных. Существенное влияние на объем кредитования оказывает индекс цен производителей промышленной продукции. Заметным оказалось влияние переменных ставки рефинансирования и девальвации белорусского рубля по отношению к доллару США: при прочих неизменных факторах повышение ставки на 1 % ведет к снижению эндогенного показателя через 2 месяца на 3,5 %, а девальвация рубля на 1 % влечет за собой повышение эндогенного показателя модели на 2,2 %. Однопроцентное увеличение денежного агрегата М2 приводит к росту кредитования через месяц на 1,6 %. Менее значительно, но в то же время статистически и экономически оправданно воздействие на объем кредитования показателей прибыли банков и инвестиций, коэффициенты для которых составили 0,22 и –0,73 соответственно, а лаг воздействия – 2 месяца.

Реализованная на конкретных статистических данных модель может быть использована банками для разработки политики кредитования реального сектора экономики страны, а также в целях прогнозирования. Кроме того, модель может быть рекомендована предприятиям для совершенствования и планирования своей хозяйственной деятельности. Согласно модели заметное влияние на объем долгосрочного кредитования будут оказывать следующие показатели: индекс цен производителей промышленной продукции, ставка рефинансирования, девальвация национальной валюты и денежный агрегат М2. Результаты и выводы исследования дают возможность использовать их для ведения более эффективной политики кредитования текущей деятельности.

Библиографические ссылки

1. Власенко МН. Эконометрическая модель банковского кредитования юридических лиц. *Банковский вестник*. 2011;22(531):32–38.
2. Власенко МН. Моделирование уровня проблемных банковских кредитов в странах СНГ и Балтии. *Банковский вестник*. 2012;13(558):27–34.
3. Безбородова АВ, Плешкун АМ. Оценка эконометрических моделей кредитной задолженности населения. *Банковский вестник*. 2013;24(605):26–35.
4. Комков ВН, Абакумова ЮГ. Применение моделей векторной авторегрессии для исследования кредитного канала механизма денежной трансмиссии Республики Беларусь. *Экономика, моделирование, прогнозирование*. 2011;5:188–200.
5. Абакумова ЮГ. Исследование канала банковского кредитования трансмиссионного механизма монетарной политики Республики Беларусь на основе панельных данных. *Экономика, моделирование, прогнозирование*. 2012;6:169–174.
6. Абакумова ЮГ, Бокова СЮ. Анализ функционирования канала банковского кредитования трансмиссионного механизма денежно-кредитного регулирования. *Экономика и управление*. 2012;2:55–61.
7. Granger CWJ. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*. 1981;16(1):121–130.
8. Maddala GS, In-Moo Kim. *Unit root, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press; 1998. 504 p.
9. Engle RF, Granger CWJ. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. 1987;55(2):251–276.
10. Статистический бюллетень (№ 103–234; 2008–2018) [Интернет]. *Национальный банк Республики Беларусь* [протитировано 1 февраля 2019 г.]. Доступно по: <https://www.nbrb.by/publications/bulletin/>.
11. Аналитическое обозрение «Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь» [Интернет]. *Национальный банк Республики Беларусь* [протитировано 1 февраля 2019 г.]. Доступно по: <https://www.nbrb.by/publications/ectendencies/?m=publ>.

References

1. Vlasenko MN. [Econometric model of bank lending to legal persons]. *Bankovskii vestnik*. 2011;22(531):32–38. Russian.
2. Vlasenko MN. [Modelling the level of banks' problem credits in the CIS and baltic states]. *Bankovskii vestnik*. 2012;13(558):27–34. Russian.
3. Bezborodova AV, Pleshkun AM. [Assessment of econometrical models for the household's credit debt]. *Bankovskii vestnik*. 2013;24(605):26–35. Russian.
4. Komkov VN, Abakumova JG. [Application of vector autoregression models for the study of the bank lending channel of the monetary transmission mechanism of the Republic of Belarus]. *Ekonomika, modelirovanie, prognozirovanie*. 2011;5:188–200. Russian.
5. Abakumova JG. [Study of the bank lending channel of the transmission mechanism of the monetary policy of the Republic of Belarus based on panel data]. *Ekonomika, modelirovanie, prognozirovanie*. 2012;6:169–174. Russian.
6. Abakumova JG, Bokova SY. [Analysis of the operating procedures of the bank lending channel of the monetary transmission mechanism]. *Ekonomika i upravlenie*. 2012;2(30):55–61. Russian.
7. Granger CWJ. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*. 1981;16(1):121–130.
8. Maddala GS, In-Moo Kim. *Unit root, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press; 1998. 504 p.
9. Engle RF, Granger CWJ. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. 1987;55(2):251–276.
10. Statistical Bulletin (№ 103–234; 2008–2018) [Internet]. *The National Bank of the Republic of Belarus* [cited 2019 February 1]. Available from: <https://www.nbrb.by/publications/bulletin/>.
11. Analytical review «The main trends in the economy and monetary sphere of the Republic of Belarus» [Internet]. *The National Bank of the Republic of Belarus* [cited 2019 February 1]. Available from: <https://www.nbrb.by/publications/ectendencies/?m=publ>. Russian.

Статья поступила в редколлегию 23.03.2019.
Received by editorial board 23.03.2019.