

# РАЗВИТИЕ КРЕДИТНОГО РЫНКА И ЦЕНОВАЯ СТАБИЛЬНОСТЬ НАЦИОНАЛЬНОЙ ЭКОНОМИКИ

*В.А. Бывшев, Н.Е. Бровкина*

DOI: 10.33293/1609-1442-2019-2(85)-65-75

В последние годы темпы роста национальной экономики не соответствуют вызовам социального и экономического развития страны. Необходим экономический прорыв, сопровождающийся достижением опережающих по сравнению с мировыми темпов экономического роста. Однако при этом важно сохранить макроэкономическую и ценовую стабильность. Одним из факторов, способных обеспечить достижение поставленной цели, является кредит, значение которого, по нашему мнению, в настоящее время несправедливо недооценивается. В публикациях российских и зарубежных экономистов подтверждается, что кредит является фактором, способствующим росту экономики. Вместе с тем кредит может быть связан с формированием инфляционных рисков. Цель статьи – определить соотношение, при котором развитие кредитного рынка, характеризующееся, в частности, увеличением объемов кредитования домашних хозяйств и нефинансовых организаций, не будет приводить к нарушению ценовой стабильности национальной экономики. Поставленная цель была достигнута с помощью системы эконометрических моделей, позволившей выявить отражающее неинфляционное развитие кредитного рынка, соотношение между темпом прироста кредитов нефинансовым организациям и темпом прироста реального ВВП.

© Бывшев В.А., Бровкина Н.Е., 2019 г.

*Бывшев Виктор Алексеевич*, д.т.н., профессор, профессор Департамента анализа данных, принятия решений и финансовых технологий, Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва, Россия, [VByvshev@fa.ru](mailto:VByvshev@fa.ru)  
*Бровкина Наталья Евгеньевна*, к.э.н., доцент, доцент Департамента финансовых рынков и банков, Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва, Россия, [NBrovkina@fa.ru](mailto:NBrovkina@fa.ru)

*Ключевые слова:* кредитный рынок, инфляция, кредиты домашним хозяйствам, кредиты нефинансовым организациям, темп роста ВВП, экономический рост, предложение денег, монетизация экономики, ценовая стабильность национальной экономики.

*JEL:* E42, G21, O16

## 1. ВВЕДЕНИЕ И ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Обеспечение темпов экономического роста выше мировых при сохранении макроэкономической стабильности, в том числе инфляции на уровне, не превышающем 4%, рассматривается как национальная цель развития страны<sup>1</sup>. Одним из факторов, обеспечивавших достижение поставленной цели, является кредит, значение которого, по нашему мнению, несправедливо недооценивается.

Между тем классические теоретические исследования обосновывают положительное влияние кредита на экономический рост (Schumpeter, 1912; Лаврушин, 2016). Несмотря на то что анализ экономической литературы последних лет, содержащей эмпирические исследования, показал неоднозначную оценку влияния кредита на рост ВВП (Barrett, 2018; Uyar S., Uyar U., 2018), при этом некоторые исследователи выявили даже его негативное влияние (Carolupo, 2018; Nyasha, Odhiambo, 2018). Тем не менее большинство авторов все же подчеркивают положительное влияние кредита и финансового рынка на экономический рост различных стран в целом (Aghion et al., 2010; Acs et al., 2018; Lee, Werner, 2018). Более того, некоторым экономистам удалось глубже проникнуть в изучение данного вопроса и выявить, что именно кредиты предприятиям в отличие от кредитов домохозяйствам способствуют эко-

<sup>1</sup> Основные направления деятельности Правительства Российской Федерации на период до 2024 года от 29 сентября 2018 г. URL: <http://www.garant.ru/products/ipo/prime/doc/71965871/#ixzz5WcunQxgt>.

номическому росту. А исследователи В. Свами (V. Swamy) и М. Дарани (M. Dharani), проанализировав взаимодействие совокупности факторов, отметили, что положительное воздействие финансового развития на экономический рост сдерживается, в частности, негативными последствиями инфляции (Swamy, Dharani, 2018).

В ряде работ, признавая положительное воздействие кредита на рост ВВП, утверждается, что роль кредита по мере экономического развития страны снижается. Некоторые авторы выявляют границы увеличения емкости кредитного рынка, которые определяются уровнем или темпами роста ВВП (Arcand et al., 2015; Валенцева, 2018; Мамонов и др., 2018).

Многочисленные исследования инфляции показали, что это явление представляет собой многофакторный процесс (например, (Красавина, Пищик, 2009, с. 13)), причем в странах, отличающихся особенностями исторического, экономического и институционального развития? доминируют различные факторы. Например, изучение влияния изменения внешних и внутренних факторов на инфляцию в Венгрии выявило усиливающееся, а в последнее время – и преобладающее – значение внешних факторов, что, по мнению авторов исследования, обусловлено глобализацией экономики (Надь, Тенгей, 2018).

По нашему мнению, и экономический рост, и ценовая стабильность являются важными составляющими экономического развития страны. В этой связи нельзя не согласиться с Дж. Стиглицем, который подчеркивал, что особенно большое значение имеет политика стабилизации, ориентированная на рост (Stiglitz et al., 2006).

В представленной работе исследуется вопрос, в какой мере могут расти кредиты, оказывая положительное воздействие на экономический рост, не нарушая при этом ценовой стабильности национальной экономики. Авторами уже проводилось исследование, в ходе которого было выявлено, что рост кредитования, с одной стороны, положительно

воздействует на рост национальной экономики, с другой – связан с формированием инфляционных рисков. В результате исследования было определено условие, при котором рост кредитования не приводил к повышению уровня монетарной инфляции в стране (Бывшев, Бровкина, 2017).

Ограниченность предыдущего исследования состояла в том, что оно не учитывало влияния кредита на уровень монетизации национальной экономики. В новом исследовании это ограничение было преодолено, что нашло выражение в расширении системы эконометрических моделей, дополнении перечня исследуемых факторов, кроме того, был увеличен анализируемый временной период.

## 2. МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

Исследование опирается на систему из четырех эконометрических моделей. В основе *первой модели* лежит количественная теория денег И. Фишера (Fisher, Brown, 1911), согласно которой уровень инфляции объясняется темпами прироста предложения денег, монетизации экономики и реального ВВП. *Вторая модель* позволяет объяснять темп прироста предложения денег значениями темпа прироста кредитов домохозяйствам и нефинансовым организациям. Из второй модели следует, что рост кредитов домохозяйствам и нефинансовым организациям увеличивает предложение денег в стране и, следовательно, приводит к повышению уровня инфляции. *Третья модель* объясняет уровень монетизации экономики темпами прироста кредитов домохозяйствам и нефинансовым организациям. Согласно третьей модели рост кредитов нефинансовым организациям стимулирует повышение монетизации экономики и, в результате, приводит к сокращению инфляции. Наконец в *четвертой модели* темп инфляции объясняется темпами прироста кредитов нефинансовым организациям, мо-

нетизации экономики и реального ВВП. На основании четвертой модели сделан вывод о том, что темп прироста номинальных кредитов нефинансовым организациям неоднозначно воздействует на инфляцию. С одной стороны, кредиты увеличивают предложение денег и являются одним из факторов инфляции. С другой стороны, кредиты нефинансовым организациям повышают темпы прироста монетизации экономики и реального ВВП, что приводит к снижению инфляции. Данное обстоятельство позволяет определить безопасные с точки зрения ценовой стабильности границы прироста кредитов нефинансовым организациям.

### 3. ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

#### 3.1. Монетарная модель инфляции в России

Исследование опирается на уравнение количественной теории денег И. Фишера (Fisher, Brown, 1911):

$$M_t V_t = P_t Y_t, \tag{1}$$

где под символом  $M_t$  понимается общее количество денег в стране в период времени  $t$ , обеспечивающих сделки в процессе производства номинального ВВП ( $Y_t^N = P_t Y_t$ , где  $P_t$  – общий уровень цен,  $Y_t$  – реальный ВВП страны). Символом  $V_t$  обозначена скорость обращения денег.

Рассуждение в дифференциалах позволяет переписать это уравнение в следующем виде:

$$\frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} + \frac{\Delta V_t}{V_{t-1}} = \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} + \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}}. \tag{2}$$

Получаем известную монетарную модель инфляции

$$\pi_t^Y = \frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} + \frac{\Delta V_t}{V_{t-1}} - \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}}. \tag{3}$$

Первое слагаемое в правой части уравнения (3) – темп прироста предложения денег в стране, второе слагаемое – темп прироста скорости обращения денег, вычитаемое – темп прироста реального ВВП страны. Придадим модели (3) несколько иной вид, используя определение уровня монетизации национальной экономики:

$$MR_t = \frac{M_t}{Y_t^N} = \frac{1}{V_t}. \tag{4}$$

С учетом (4) уравнение (3) примет вид

$$\pi_t^Y = \frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} - \frac{\Delta MR_t}{MR_{t-1}} - \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}}. \tag{5}$$

Согласно модели (5) уровень инфляции  $\pi_t^Y$  в стране объясняется темпом прироста предложения денег, темпом прироста уровня монетизации экономики и темпом прироста реального ВВП страны. Если вместо  $\pi_t^Y$  в модели (5) использовать темп инфляции  $\pi_t^{CPI}$  относительно индекса потребительских цен, то мы придем к спецификации эконометрической монетарной модели инфляции:

$$\left. \begin{aligned} \pi_t^{CPI} &= a_0 + a_1 \frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} + a_2 \frac{\Delta MR_t}{MR_{t-1}} + a_3 \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} + \xi_t, \\ a_1 &> 0, \quad a_2 < 0, \quad a_3 < 0, \\ E(\xi_t) &= 0, \quad E(\xi_t^2) = \sigma_\xi^2. \end{aligned} \right\} \tag{6}$$

Случайное возмущение  $\xi_t$  в модели (6) интерпретируем как ту часть темпа инфляции, которая порождена неучтенными и, в частности, немонетарными факторами. Величина  $\sigma_\xi$  служит мерой влияния на инфляцию неучтенных факторов.

Обозначим символами  $\pi_t$ ,  $m_t$ ,  $mr_t$ ,  $y_t$  объясняемую и объясняющие переменные в модели (6), соответственно темп инфляции, темп прироста предложения денег, темп прироста уровня монетизации экономики и темп прироста реального ВВП. С учетом этих обозначений спецификация (6') выглядит лаконичнее:

$$\left. \begin{aligned} \pi_t &= a_0 + a_1 m_t + a_2 mr_t + a_3 y_t + \xi_t, \\ a_1 &> 0, \quad a_2 < 0, \quad a_3 < 0, \\ E(\xi_t) &= 0, \quad E(\xi_t^2) = \sigma_\xi^2. \end{aligned} \right\} \quad (6')$$

Оценим модель с учетом годовых значений входящих в спецификацию (6') переменных  $\pi_t, m_t, mr_t, y_t$ , которые представлены в табл. 1.

Оценка модели (6') методом наименьших квадратов по приведенной в табл. 1 статистической информации привела к следующим результатам:

$$\left\{ \begin{aligned} \pi_t &= 4,2 + 0,45 m_t - 0,31 mr_t - 1,0 y_t + \xi_t, \\ &\quad (1,4) \quad (0,11) \quad (0,15) \quad (0,34) \quad (2,9) \\ R^2 &= 0,67, \quad F = 9,5, \quad p\text{-value} = 0,001. \end{aligned} \right. \quad (7)$$

Таблица 1  
Значения переменных, входящих в спецификацию  
монетарной модели инфляции в России

Год (t)	$\pi_t$ (%)	$m_t$ (%)	$mr_t$ (%)	$y_t$ (%)
2000	20,2	57,5	3,9	10,0
2001	18,6	61,0	31,5	5,1
2002	15,1	39,9	15,6	4,7
2003	12,0	32,4	8,4	7,3
2004	11,7	50,4	16,7	7,2
2005	10,9	35,8	7,0	6,4
2006	9,0	38,5	11,2	8,2
2007	11,9	48,7	20,4	8,5
2008	13,3	43,4	15,5	5,2
2009	8,8	0,83	7,2	-7,8
2010	8,8	17,7	1,1	4,3
2011	6,1	31,1	8,9	4,3
2012	6,6	16,6	8,4	3,4
2013	6,5	13,3	-0,7	1,3
2014	11,4	8,0	1,0	0,6
2015	12,9	2,2	-1,5	-3,8
2016	5,4	9,2	7,5	-0,2
2017	2,5	9,9	2,64	1,5

Источник: составлено авторами на основании данных официальных сайтов Банка России и Росстата. URL: <http://www.gks.ru>, <http://www.cbr.ru>.

Модель (7) успешно прошла все диагностические процедуры:

а) тест Джарки–Бера (Jarque–Bera) гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения  $\xi_t$ , значение  $p\text{-value} = 0,798$ ;

б) тест Рамсея (Ramsey) гипотезы о правильности спецификации модели (в частности, об отсутствии в модели пропущенных значащих объясняющих переменных), значение  $p\text{-value} = 0,5083$ ;

в) тест Бройша–Годфри (Breusch–Godfrey) об отсутствии автокорреляции первого порядка у случайного возмущения  $\xi_t$ , значение  $p\text{-value} = 0,8871$ ;

г) тест Бройша–Пагана (Breusch–Pagan) о гомоскедастичности случайного возмущения  $\xi_t$ , значение  $p\text{-value} = 0,6274$ ;

д) на уровне значимости  $\alpha = 0,05$  все объясняющие переменные модели (7) являются значащими, наличие мультиколлинеарности не подтверждается.

Следовательно, оценки параметров модели (7) являются несмещенными, а модель может быть признана адекватной. Уточним смысл величин, входящих в модель (7).

1. Коэффициент 0,45 при темпе прироста предложения денег означает, что рост предложения денег на 1% при прочих равных условиях повышает темп инфляции в России в среднем на 0,45%. Стандартная ошибка коэффициента 0,45 равна 0,11.

2. Увеличение уровня монетизации экономики России на 1% влечет снижение темпа инфляции в среднем на 0,31%; стандартная ошибка коэффициента -0,31 равна 0,15.

3. Каждый дополнительный процент реального ВВП России снижает темп инфляции в среднем на 1,0%. Стандартная ошибка коэффициента -1,0 равна 0,34.

4. Коэффициент детерминации  $R^2 = 0,67$  означает, что включенные в модель монетарные факторы объясняют 67% вариации годового темпа инфляции в России; на неучтенные в модели (7), в частности, немонетарные факторы приходится примерно 33% вариации годового темпа инфляции.

Далее будет исследован темп прироста предложения денег ( $m_t$ ) и построена модель, позволяющая объяснять темп прироста предложения денег темпами прироста национального кредитного рынка.

### 3.2. Модель темпа прироста предложения денег

Известны факторы, формирующие количество денег ( $M$ ) в стране: это уровень монетарной базы ( $MB$ ) и денежный мультипликатор ( $m$ ), находящийся в обратной зависимости от коэффициента избыточных резервов ( $e$ ) (Mishkin, 2009; Mishkin, Matthews, 2013). Значение коэффициента избыточных резервов ( $e$ ), по-существу, формируется банками в процессе кредитования: чем больше уровень выданных кредитов, тем меньше коэффициент избыточных резервов ( $e$ ) и, следовательно, выше уровень количества денег в стране ( $M$ ). Таким образом, банковское кредитование оказывается генератором роста предложения денег ( $M$ ). Следовательно, есть основание полагать, что темп прироста предложения денег  $m_t$  может быть объяснен темпом прироста кредитов субъектам экономики.

Рассмотрим, как работает данный механизм в национальной экономике. Обозначим символом  $hc_t$  темп прироста кредитов российским домохозяйствам в период  $t$ , символами  $rec_t$  – темп прироста кредитов нефинансовым организациям. Годовые значения переменных  $m_t$ ,  $hc_t$  и  $rec_t$  представлены в табл. 2.

Спецификация эконометрической модели, позволяющей объяснять темп прироста предложения денег в России темпом прироста кредитов домохозяйствам и нефинансовым организациям, имеет вид

$$\left. \begin{aligned} m_t &= b_0 + b_1 hc_t + b_2 rec_t + \varepsilon_t, \\ b_1 &> 0, \quad b_2 > 0, \\ E(\varepsilon_t) &= 0, \quad E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2. \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

Оценка модели (8) методом наименьших квадратов по представленной в табл. 2

Таблица 2

Годовые значения темпов прироста предложения денег ( $m_t$ ), кредитов домохозяйствам ( $hc_t$ ) и нефинансовым организациям ( $rec_t$ )

Год ( $t$ )	$m_t$ (%)	$hc_t$ (%)	$rec_t$ (%)
2002	39,9	69,2	41,1
2003	32,4	78,8	39,7
2004	50,4	109,5	39,9
2005	35,8	90,8	34,6
2006	38,5	85,1	33,7
2007	48,7	62,4	47,0
2008	43,4	39,6	47,6
2009	0,83	5,5	15,5
2010	17,7	-0,2	1,6
2011	31,1	25,2	16,0
2012	16,6	40,5	19,6
2013	13,3	33,6	13,6
2014	8,0	21,0	16,2
2015	2,2	2,2	19,7
2016	9,2	-2,0	1,6
2017	9,9	6,3	-4,8

Источник: составлено авторами на основании данных официального сайта Банка России. URL: <http://www.cbr.ru>.

статистической информации привела к следующим результатам:

$$\left\{ \begin{aligned} m_t &= 0,22 hc_t + 0,59 rec_t + \varepsilon_t, \\ &\quad (0,11) \quad (0,20) \quad (9,2) \end{aligned} \right. \quad (9)$$

$$R^2 = 0,92, \quad F = 76,6, \quad p\text{-value} = 2,9 \cdot 10^{-8}.$$

Модель (9) успешно прошла все диагностические процедуры:

а) тест Джарки–Бера (Jarque–Bera) гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,5836$ ;

б) тест Рамсея (Ramsey) гипотезы о правильности спецификации модели (в частности, об отсутствии в модели пропущенных значащих объясняющих переменных), значение  $p\text{-value} = 0,8241$ ;

в) тест Бройша–Годффри (Breusch–Godfrey) об отсутствии автокорреляции первого порядка у случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,7446$ ;

г) тест Бройша–Пагана (Breusch–Pagan) о гомоскедастичности случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,129$ ;

д) на уровне значимости  $\alpha = 0,05$  все объясняющие переменные модели (9) являются значащими, признаки мультиколлинеарности отсутствуют. Следовательно, оценки параметров модели (9) являются несмещенными, а модель может быть признана адекватной.

Исходя из модели (9) темп прироста предложения денег  $m_t$  при прочих равных условиях можно объяснить следующим образом.

1. Коэффициент 0,22 при темпе прироста кредитов домохозяйствам означает, что рост кредитов домохозяйствам на 1% повышает темп прироста предложения денег в России в среднем на 0,22%.

2. Расширение кредитования нефинансовых организаций на 1% влечет за собой увеличение предложения денег на 0,59%.

3. Коэффициент детерминации  $R^2 = 0,92$  означает, что переменные  $hc_t$  и  $rec_t$  объясняют 92% вариации годового темпа прироста предложения денег в России. На неучтенные в модели (9) факторы приходится примерно 8% вариации годового темпа прироста предложения денег.

Таким образом, темпы прироста кредитов домохозяйствам и нефинансовым организациям способны объяснять темп прироста предложения денег в экономике страны. По этой причине переменные  $hc_t$  и  $rec_t$  могут заменить в монетарной модели инфляции (6') объясняющую переменную  $m_t$ .

### 3.3. Модель оценки влияния кредитного рынка на уровень монетизации национальной экономики

Согласно модели (9) банковское кредитование оказывается генератором роста предложения денег. В то же время кредиты домохозяйствам и нефинансовым организациям стимулируют рост номинального ВВП страны (Buvshv, Brovkina, 2018). Следовательно,

опираясь на определение уровня монетизации экономики (4), есть основание предполагать, что темп прироста  $mr_t$  уровня монетизации экономики может быть объяснен темпом прироста кредитов субъектам экономики. Обозначив, как и ранее, символом  $hc_t$  темп прироста кредитов домохозяйствам в период  $t$ , символом  $rec_t$  – темп прироста кредитов нефинансовым организациям, получим спецификацию эконометрической модели, позволяющей объяснить темп прироста монетизации экономики страны темпом прироста кредитов домохозяйствам и нефинансовым организациям:

$$\begin{cases} mr_t = k_0 + k_1 hc_t + k_2 rec_t + k_3 y_t + \zeta_t, \\ E(\zeta_t) = 0, E(\zeta_t^2) = \sigma_\zeta^2. \end{cases} \quad (10)$$

Оценка модели (10) методом наименьших квадратов по представленной в табл. 1 и 2 статистической информации после сохранения только значащих переменных привела к следующему результату:

$$\begin{cases} mr_t = 0,32 rec_t + \zeta_t, \\ \quad \quad \quad (0,04) \quad (4,3) \\ R^2 = 0,83; F = 75,8; p\text{-value} = 3 \cdot 10^{-7}. \end{cases} \quad (11)$$

Модель (11) успешно прошла все диагностические процедуры:

а) тест Джарки–Бера (Jarque–Bera) гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,6013$ ;

б) тест Рамсея (Ramsey) гипотезы о правильности спецификации модели (в частности, об отсутствии в модели пропущенных значащих объясняющих переменных), значение  $p\text{-value} = 0,4092$ ;

в) тест Бройша–Годфри (Breusch–Godfrey) на отсутствие автокорреляции первого порядка у случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,8582$ ;

г) тест Бройша–Пагана (Breusch–Pagan) гомоскедастичности случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,6875$ ;

д) на уровне значимости  $\alpha = 0,05$  единственная объясняющая переменная модели (11) является значащей.

Следовательно, оценки параметров модели (11) являются несмещёнными и модель (11) может быть признана адекватной. Полученные результаты показывают, что влияние темпа прироста кредитов домашним хозяйствам ( $hc_t$ ) на уровень монетизации национальной экономики было несущественным. Коэффициент 0,32 при темпе прироста кредитов нефинансовым организациям означает, что их рост на 1% при прочих равных условиях повышает уровень монетизации национальной экономики в среднем на 0,32%. Коэффициент детерминации  $R^2 = 0,83$  свидетельствует, что переменная  $rec_t$  объясняет 83% вариации годового темпа прироста монетизации страны; на неучтенные в модели (11) факторы приходится примерно 17% вариации годового темпа прироста монетизации.

### 3.4. Модель оценки влияния кредитного рынка на темп инфляции в России

Интегрируя модели (6') и (8), получим спецификацию эконометрической модели влияния кредитного рынка в России на темп инфляции:

$$\begin{cases} \pi_t = c_0 + c_1 hc_t + c_2 rec_t + c_3 mr_t + c_4 y_t + \zeta_t, \\ c_1 \geq 0, c_2 \geq 0, c_3 \leq 0, c_4 \leq 0, \\ E(\zeta_t) = 0, E(\zeta_t^2) = \sigma_\zeta^2. \end{cases} \quad (12)$$

Оценка модели (12) методом наименьших квадратов по имеющейся статистической информации (табл. 1 и 2) после сохранения только значащих объясняющих переменных привела к следующему результату:

$$\begin{cases} \pi_t = 5,8 + 0,24 rec_t - 0,18 mr_t - 0,20 y_t + \zeta_t, \\ \quad \quad \quad (0,9) \quad \quad (0,05) \quad \quad (0,12) \quad \quad (0,14) \quad \quad (1,9) \quad (13) \\ R^2 = 0,74; F = 11,6; p\text{-value} = 0,0007. \end{cases}$$

Модель (13) успешно прошла все диагностические процедуры:

а) тест Джарки–Бера (Jarque–Bera) гипотезы о нормальном законе распределения

случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,4832$ ;

б) тест Рамсея (Ramsey) гипотезы о правильности спецификации модели (в частности, об отсутствии в модели пропущенных значащих объясняющих переменных), значение  $p\text{-value} = 0,7999$ ;

в) тест Бройша–Годфри (Breusch–Godfrey) на отсутствие автокорреляции первого порядка у случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,6522$ ;

г) тест Бройша–Пагана (Breusch–Pagan) гомоскедастичности случайного возмущения, значение  $p\text{-value} = 0,4062$ ;

д) на уровне значимости  $\alpha = 0,05$  объясняющая переменная  $rec_t$  является значащей. На уровне значимости  $\alpha = 0,20$  могут быть признаны значащими и объясняющие переменные  $mr_t$  и  $y_t$ . Подчеркнем, что знаки несмещенных оценок коэффициентов при этих переменных полностью согласуются с экономической теорией (уравнением количественной теории денег (1)), поэтому переменные  $mr_t$  и  $y_t$  сохранены в модели, хотя оценки коэффициентов при этих переменных определились не очень надежно.

Следовательно, оценки параметров модели (13) являются несмещенными, а модель (13) может быть признана адекватной, мультиколлинеарность отсутствует.

Исследование влияния кредитного рынка на темп инфляции в стране позволило выявить следующее.

1. Значимого влияния темпа прироста кредитов домашним хозяйствам ( $hc_t$ ) на уровень инфляции обнаружено не было. Очевидно, сказывается то, что существенная доля кредитов домохозяйствам направляется на рефинансирование ранее предоставленных ссуд. Тем не менее этот вопрос подлежит дополнительному изучению, возможно, в последующих работах авторов.

2. Коэффициент 0,24 при темпе прироста кредитов нефинансовым организациям означает, что их рост на 1% при прочих равных условиях повышает уровень инфляции в стране в среднем на 0,24%.

3. Каждый дополнительный процент уровня монетизации национальной экономики при прочих равных условиях снижает темп инфляции в среднем на 0,18%.

4. Каждый дополнительный процент реального ВВП России при прочих равных условиях снижает темп инфляции в среднем на 0,20%.

5. Коэффициент детерминации  $R^2=0,74$  означает, что переменные  $rec_t$ ,  $mr_t$  и  $y_t$  объясняют примерно 74% вариации годового темпа инфляции в России; на неучтенные в модели (11), в том числе немонетарные, факторы приходится примерно 26% вариации темпа инфляции.

#### 4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Влияние кредита на уровень инфляции неоднозначно. С одной стороны, кредиты нефинансовым организациям содержат инфляционные риски: каждый дополнительный процент таких кредитов в течение года генерирует примерно 0,24% годового уровня инфляции. С другой стороны, они, повышая монетизацию национальной экономики и стимулируя рост ВВП, тем самым снижают уровень инфляции в стране.

Чтобы монетарный уровень инфляции, порожденный кредитами нефинансовым организациям, оказался скомпенсированным их влиянием на темпы прироста монетизации и реального ВВП, должно согласно моделям (10) и (12) выполняться равенство

$$\begin{aligned} c_2 rec_t + c_3 mr_t + c_4 y_t &= \\ = c_2 rec_t + c_3 k_2 rec_t + c_4 y_t &= 0. \end{aligned} \quad (14)$$

С учетом оценок (11) и (13) моделей (10) и (12) это равенство можно переписать и так:

$$\begin{aligned} rec_t &= \frac{-A_4}{c_2 + c_3 k_2} y_t = \\ &= \frac{0,20}{0,24 - 0,18 \cdot 0,32} y_t = 1,1 y_t. \end{aligned} \quad (15)$$

Следовательно, кредиты нефинансовым организациям не будут порождать монетарную инфляцию в стране, если темп их прироста будет удовлетворять неравенству

$$rec_t \leq 1,1 y_t. \quad (16)$$

Другими словами, ожидаемый темп прироста кредитов нефинансовым организациям, по существу, не должен опережать темп прироста реального ВВП. Это означает, что если, например, темп прироста реального ВВП ожидается на уровне 1,3%, то темп прироста кредитов нефинансовым организациям должен составлять не более 1,43% ( $1,3\% \cdot 1,1 = 1,43$ ).

Полагаем, что результаты проведенного исследования могли бы быть учтены при проведении национальной денежно-кредитной политики.

#### Список литературы

- Бывшев В.А., Бровкина Н.Е. Влияние кредитного рынка на ВВП страны // Банковские услуги. 2017. № 4. С. 2–9.
- Бывшев В.А., Бровкина Н.Е. Пропорции кредитного рынка // Банковские услуги. 2017. № 5. С. 2–7.
- Валенцева Н.И. Теоретические и методические основы границ кредитной деятельности коммерческих банков // Банковские услуги. 2018. № 2. С. 2–11.
- Лаврушин О.И. Эволюция теории кредита и его использование в современной экономике. М.: КноРус, 2016. С. 251–259.
- Красавина Л.Н., Пищик В.Я. Регулирование инфляции: мировой опыт и российская практика. М.: Финансы и статистика, 2009. С. 13.
- Надь Э.Е., Тенгей В. Внешние и внутренние факторы инфляции: опыт Венгрии // Деньги и кредит. 2018. № 3. С. 49–64.
- Мамонов М., Солнцев О., Ахметов Р., Пестова А., Панкова В., Дешко А. Поиск оптимальной глубины и структуры финансового сектора с точки зрения экономического роста, макро-



- экономической и финансовой стабильности // Деньги и кредит. 2018. № 3. С. 89–124.
- Acs Z.J., Estrin S., Mickiewicz T., Szerb L.* Entrepreneurship, institutional economics, and economic growth: an ecosystem perspective // Small Business Economics. 2018. № 51 (2). P. 501–514.
- Aghion P., Angeletos G.-M., Banerjee A., Manova K.* Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment // Journal of Monetary Economics. 2010. № 57 (3). P. 246–265.
- Arcand J.L., Berkes E., Panizza U.* Too much finance? // Journal of Economic Growth. 2015. № 20 (2). P. 105–148.
- Barrett A.* Stability of zero-growth economics analyzed with a Minskyan model // Ecological Economics. 2018. № 146. April. P. 228–239.
- Beck T., Levine R.* Stock Markets, Banks and Growth: Panel Evidence // Journal of Banking and Finance. 2004. № 28. P. 423–442.
- Bijlsma M., Kool C., Non M.* The effect of financial development on economic growth: A meta-analysis // Applied Economics. 2018. № 50 (57). P. 6128–6148.
- Byvshev V., Brovkina N.* Credit market and economic growth of Russia: Modeling mutual influence // European Research Studies Journal. 2018. № 21 (4). P. 622–636.
- Capolupo R.* Finance, investment and growth: Evidence for Italy // Economic Notes. 2018. № 47 (1). P. 145–186.
- Fisher I., Brown H.G.* The purchasing power of money, its determination and relation to credit, interest and crises. N.Y.: The Macmillan Company, 1911. 330 p.
- Fisher I.* Elementary principles of economics. N.Y.: The Macmillan Company, 1912. 531 p.
- Fufa T., Kim J.* Financial development, economic growth and convergence clubs // Applied Economics. 2018. № 50 (60). P. 6512–6528.
- Hicks J.* A theory of economic history. Oxford, Clarendon Press, 1969. 181 p.
- Lee K.-S., Werner R.A.* Reconsidering monetary policy: An empirical examination of the relationship between interest rates and nominal GDP growth in the U.S., U.K., Germany and Japan // Ecological Economics. 2018. № 146. P. 26–34.
- Luintel K., Khan M., Arestis P., Theodoridis K.* Financial structure and economic growth // Journal of Development Economics. 2008. № 86. P. 181–200.
- Mankiw N.G.* Macroeconomics. N.Y.: Worth Publishers Inc., 1992. P. 106–136.
- Mishkin F.S.* The economics of money, banking and financial markets. 9<sup>th</sup> ed. Upper Saddle River (NJ): Prentice Hall, 2009. 706 p.
- Mishkin F.S., Matthews K.* The Economics of money, banking & financial markets. European ed. L.: Pearson, 2013. 625 p.
- Nyasha S., Odhiambo N.M.* Finance-growth nexus revisited: Empirical evidence from six countries // Scientific Annals of Economics and Business. 2018. № 65 (3). P. 247–268.
- Schumpeter J.A.* Theorie der Wirtschaftlichen Entwicklung. Leipzig: Dunker & Humblot, 1912. 255 s.
- Sehrawat M., Giri A.K.* The impact of financial development, economic growth, income inequality on poverty: Evidence from India // Empirical Economics. 2018. № 55 (4). P. 1585–1602.
- Stiglitz J.E., Ocampo J.A., Spiegel S., Ricardo F.-D., Nayyar D.* Stability with growth. Macroeconomics, liberalization and development. N.Y.: Oxford University Press, Inc., 2006. 339 p.
- Swamy V., Dharani M.* An alternate approach in exploring the causal link between financial development and economic growth. Evidence from advanced economies // International Journal of Finance and Economics. 2018. № 23 (1). P. 55–76.
- Uyar S.G.K., Uyar U.* Quantile parameter heterogeneity in the finance-growth relation: The case of OECD countries // Prague Economic Papers. 2018. № 27 (1). P. 92–112.
- Xu Y., de Haan J.* The time-varying relationship between credit spreads and employment growth // Applied Economics. 2018. № 50 (41). P. 4387–4401.

Рукопись поступила в редакцию 16.02.2019 г.

## CREDIT MARKET DEVELOPMENT AND PRICE STABILITY OF NATIONAL ECONOMY

V.A. Byvshev, N.E. Brovkina

DOI: 10.33293/1609-1442-2019-2(85)-65-75

Vikror A. Byvshev, Financial University under the Government of the Russian Federation, Moscow, Russia, VByvshev@fa.ru

Natalya E. Brovkina, Financial University under the Government of the Russian Federation, Moscow, Russia, NBrovkina@fa.ru

In recent years, the growth rate of the national economy does not meet the challenges of social and economic development of the country. An economic breakthrough is needed, accompanied by the achievement of economic growth rates that are faster than those of the world. However, it is important to maintain macroeconomic and price stability. One of the factors that can ensure the achievement of this goal is credit, the value of which, in our opinion, is currently unfairly underestimated. The publications of Russian and foreign economists confirm that credit is a factor contributing to economic growth. At the same time, the loan may be associated with the formation of inflation risks. The purpose of the article is to determine the ratio in which the development of the credit market, characterized, in particular, by an increase in lending to households and non-financial organizations, will not lead to a violation of the price stability of the national economy. The application of the system of econometric models allowed to reveal the ratio between the growth rate of loans to non-financial organizations and the growth rate of real GDP. *Keywords:* credit market, inflation, loans to households, loans to non-financial organizations, GDP growth rate, the economic growth, money supply, monetization of the economy, price stability of the national economy.

*JEL:* E42, G21, O16.

### References

Acs Z.J., Estrin S., Mickiewicz T., Szerb L. (2018). Entrepreneurship, institutional economics, and eco-

- conomic growth: an ecosystem perspective. *Small Business Economics*, no. 51 (2), pp. 501–514.
- Aghion P., Angeletos G.-M., Banerjee A., Manova K. (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics*, no. 57 (3), pp. 246–265.
- Arcand J.L., Berkes E., Panizza U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, no. 20 (2), pp. 105–148.
- Barrett A. (2018). Stability of zero-growth economics analysed with a Minskyan model. *Ecological Economics*, no. 146, April, pp. 228–239.
- Beck T., Levine R. (2004). Stock markets, banks and growth: Panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, no. 28, pp. 423–442.
- Bijlsma M., Kool C., Non M. (2018). The effect of financial development on economic growth: A meta-analysis. *Applied Economics*, no. 50 (57), pp. 6128–6148.
- Byvshev V., Brovkina N. (2018). Credit market and economic growth of Russia: Modeling mutual influence. *European Research Studies Journal*, no. 21 (4), pp. 622–636.
- Byvshev V.A., Brovkina N.E. (2017a). The impact of the credit market on the country's GDP. *Bankovskie uslugi [Banking Services]*, no. 4, pp. 2–9 (in Russian).
- Byvshev V.A., Brovkina N.E. (2017b). Credit market proportions. *Bankovskie uslugi [Banking Services]*, no. 5, pp. 2–7 (in Russian).
- Capolupo R. (2018). Finance, investment and growth: Evidence for Italy. *Economic Notes*, no. 47 (1), pp. 145–186.
- Fisher I. (1912). *Elementary Principles of Economics*. New York, The Macmillan company, 531 p.
- Fisher I., Brown H.G. (1911). *The purchasing power of money, its determination and relation to credit, interest and crises*. New York, The Macmillan company, 330 p.
- Fufa T., Kim J. (2018). Financial development, economic growth and convergence clubs. *Applied Economics*, no. 50 (60), pp. 6512–6528.
- Hicks J. (1969). *A theory of economic history*. Oxford, Clarendon Press, 181 p.
- Krasavina L.N., Pishchik V.Y. (2009). *Inflation regulation: World experience and Russian practice*. Moscow, Finance and statistics, 280 p. (in Russian).

- Lavrushin O.I. (2016). Evolution of credit theory and its use in modern economy. Moscow, KNORUS, pp. 251–259 (in Russian).
- Lee K.-S., Werner R.A. (2018). Reconsidering monetary policy: An empirical examination of the relationship between interest rates and nominal GDP growth in the U.S., U.K., Germany and Japan. *Ecological Economics*, no. 146, pp. 26–34.
- Luintel K., Khan M., Arestis P., Theodoridis K. (2008). Financial structure and economic growth. *Journal of Development Economics*, no. 86, pp. 181–200.
- Mamonov M., Akhmetov R., Pankova V., Solntsev O., Pestova A., Deshko A. (2018). Identification of financial sector optimal depth and structure from the perspective of economic growth, macroeconomic and financial stability. *Russian Journal of Money and Finance*, no. 77 (3), pp. 89–123 (in Russian).
- Mankiw N.G. (1992). *Macroeconomics*. New York, Worth Publishers Inc., p. 106–136.
- Mishkin F.S. (2009). *The economics of money, banking and financial markets*, 9<sup>th</sup> Edition. Upper Saddle River (NJ), Prentice Hall, 706 p.
- Mishkin F.S., Matthews K. (2013). *The economics of money, banking & financial markets* (European edition). London, Pearson, 625 p.
- Nagy E.E., Tengely V. (2018). External and domestic drivers of inflation: The case study of Hungary. *Russian Journal of Money and Finance*, no. 77 (3), pp. 49–64 (in Russian).
- Nyasha S., Odhiambo N.M. (2018). Finance-growth nexus revisited: Empirical evidence from six countries. *Scientific Annals of Economics and Business*, no. 65 (3), pp. 247–268.
- Schumpeter J.A. (1912). *Theorie der Wirtschaftlichen Entwicklung*. Leipzig, Dunker & Humblot, 255 s.
- Sehrawat M., Giri A.K. (2018). The impact of financial development, economic growth, income inequality on poverty: Evidence from India. *Empirical Economics*, no. 55 (4), pp. 1585–1602.
- Stiglitz J.E., Ocampo J.A., Spiegel S., Ricardo F.-D., Nayyar D. (2006). *Stability with growth. Macroeconomics, Liberalization and Development*. New York, Oxford University Press Inc., 339 p.,
- Swamy V., Dharani M. (2018). An alternate approach in exploring the causal link between financial development and economic growth. Evidence from advanced economies. *International Journal of Finance and Economics*, no. 23 (1), pp. 55–76.
- Uyar S.G.K., Uyar U. (2018). Quantile parameter heterogeneity in the finance-growth relation: The case of OECD countries. *Prague Economic Papers*, no. 27 (1), pp. 92–112.
- Valentseva N.I. (2018). Theoretical and methodological basis of the boundaries of credit activities of commercial banks. *Bankovskie uslugi [Banking Services]*, no. 2, pp. 2–114 (in Russian).
- Xu Y., de Haan J. (2018). The time-varying relationship between credit spreads and employment growth. *Applied Economics*, no. 50 (41), pp. 4387–4401.

Manuscript Received 16.02.2019