

# УЧЕТ НЕЦЕНОВОЙ КОНКУРЕНЦИИ В ПРОЦЕССЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РОССИЙСКОГО РЫНКА КОРПОРАТИВНОГО КРЕДИТОВАНИЯ

*Д. В. Шимановский*

*Пермский государственный национальный  
исследовательский университет, г. Пермь*

*В результате проведенного исследования составлена модель открытой векторной авторегрессии, включающая пять уравнений. Особое внимание уделено включению в модель новых для России статистических показателей – индексов условий банковского кредитования (далее - УБК), которые рассчитываются в нашей стране начиная с 2009 года. В статье показаны высокие прогностические способности этих показателей и их статистическая значимость. Кроме того, данная модель позволяет получить инструмент для прогнозирования двух важнейших показателей кредитного рынка с горизонтом прогнозирования в два квартала.*

Современный этап экономического развития Российской Федерации характеризуется повышением значимости банковского кредитования в системе национальной экономики. Если до экономического кризиса 2008–2009 годов коэффициент парной корреляции между темпом прироста задолженности физических и юридических лиц перед банковским сектором России и темпом прироста ВВП не превышал 0,4, то в 2010–2013 годах он резко возрастает до 0,96 [10].

Несмотря на указанную тенденцию, в отечественной литературе по экономико-математическому моделированию описанию моделей кредитного рынка посвящено гораздо меньше работ, нежели работ по моделированию рынка ценных бумаг. Из монографий, посвященных моделированию кредитного рынка, основанных на макроэкономической и микроэкономической теориях, можно выделить работу П. В. Коноховского [3]. В ней рассматривается более 50 моделей, которые в основном посвящены ценообразованию на кредитном рынке.

Из работ, посвященных эконометрическому моделированию кредитного рынка, можно выделить статьи И.Я. Лукаевича [4] и А.А. Пересецкого [7]. Автор первой из работ построил ряд GARCH-моделей, объясняющих влияние основных инструментов Банка России на

показатели кредитного рынка. Автор второй работы построил модель мультиномиальной регрессии, прогнозирующей отзыв лицензии у коммерческих банков.

Отличительной особенностью кредитного рынка является его неоднородность [1]. В отличие от рынка ценных бумаг, где с некоторыми допущениями можно предположить, что цена финансового инструмента определяется его риском и доходностью, на кредитном рынке присутствует целый ряд неценовых показателей, оказывающих влияние как на спрос, так и на предложение на данном рынке.

В целях учета влияния неценовой конкуренции на механизм ценообразования на кредитном рынке Банк России с 2009 года публикует индексы неценовых условий банковского кредитования. Данные индексы включают в себя 108 индикаторов, отображающих различные неценовые условия банковского кредитования.

Применение индексов УБК в эконометрическом моделировании затрудняет небольшой объем выборки, связанный с ежеквартальной периодичностью их публикации. На начало 2014 года максимальный объем выборки для каждого из показателей составлял 17 наблюдений. Однако, по мнению автора, этот факт затрудняет, но не исключает их использование в эконометрическом моделировании.

Уже в конце 2012 года вышла статья О. В. Раевой, посвященная использованию российских индексов УБК в эконометрическом моделировании [8]. Автор данной статьи предложила построить модель векторной авторегрессии (VAR-модель), состоящую из трех уравнений:

$$\begin{cases} \Delta I_t = a_1 + \Delta I_{t-1} + DI_{ht-k} + \varepsilon_{1t}, \\ \Delta L_{ht} = a_2 + \Delta L_{ht-1} + DI_{ht-k} + \varepsilon_{2t}, \\ \Delta L_{ft} = a_3 + \Delta L_{ft-1} + DI_{ft-k} + \varepsilon_{3t}, \end{cases} \quad (1)$$

где  $\Delta I$  – темп прироста инвестиций в основной капитал,  $DI_h$  – сводный диффузный индекс для физических лиц,  $\Delta L_h$  – темп прироста объемов кредитования физических лиц,  $\Delta L_{ft}$  – темп прироста кредитования юридических лиц,  $DI_f$  – сводный диффузный индекс для юридических лиц.

В особенности автор данной статьи рассматривает оптимальную величину лага для экзогенных переменных – индексов УБК. По критерию  $t$ -статистики для лагов от одного до трех кварталов все они оказываются значимыми на уровне значимости 5%. Однако наибольшую значимость имеют диффузные индексы, взятые с лагом в один квартал.

На взгляд автора, модель О. В. Радевой имеет ряд недостатков:

1) ввиду наличия лага в один квартал у сводных диффузных индексов прогнозирование эндогенных показателей возможно лишь на один квартал вперед;

2) недостаточная проработка теории равновесия на кредитном рынке является причиной небольшого количества экзогенных факторов, включенных в модель;

3) в модели отсутствуют показатели, контролируемые Банком России или другими органами государственной власти. Ввиду этого невозможны сценарное прогнозирование и анализ влияния денежно-кредитной или фискальной политики на состояние кредитного рынка.

Автором была составлена альтернативная VAR-модель, позволяющая устранить эти недостатки.

Прежде всего, проанализировав макроэкономическую литературу ([5], [9], [11]), автор составил расширенную модель равновесия на кредитном рынке:

$$\sum_{i=1}^n L_i(r_L, r_D, r, NPI, \pi_i^e, \varepsilon_i^e, NPI) = \sum_{j=1}^m I_j(r_L, t_\pi, ROA, \Delta A, \Delta Y, \pi_j^e, \varepsilon_j^e, NPI), \quad (2)$$

где  $r_L$  – процентная ставка по кредитам,  $L_i$  – объем предложения кредитов  $i$ -м банком,  $r_D$  – процентная ставка по депозитам,  $I_j$  – объем спроса на кредиты  $j$ -й фирмы,  $r$  – процентная ставка на рынке межбанковского кредитования,  $NPI$  – уровень неценовых условий кредитования, установленный банком,  $\pi_i^e$  – ожидаемый  $i$ -м банком темп инфляции,  $\varepsilon_i^e$  – ожидаемый  $i$ -м банком курс национальной валюты,  $\pi_j^e$  – ожидаемый  $j$ -й фирмой темп инфляции,  $\varepsilon_j^e$  – ожидаемое  $j$ -й фирмой значение курса национальной валюты,  $t_\pi$  – ставка налога на прибыль,  $ROA$  – рентабельность активов реального сектора экономики,  $\Delta A$  – изменение уровня научно-технического прогресса,  $\Delta Y$  – ускорение роста национальной экономики.

Все факторы модели (2) можно разделить на три взаимосвязанных класса:

1) процентные ставки, сложившиеся на различных сегментах кредитного рынка;

2) показатели реального сектора экономики;

3) ожидания экономических агентов относительно инфляции и валютного курса.

Модель (2) послужила теоретической основой для составления эконометрической VAR-модели и перечня входящих в нее факторов.

После априорного этапа исследования, авторам была произведена спецификация модели. После оценки её неизвестных параметров модель принимает следующий вид:

$$\begin{cases} \Delta r_{L_t} = -0,05 + 0,023DI_{t-1} + 0,15\Delta r_{M_{t-1}} + 0,2\Delta r_{D_t}, \\ \Delta r_{D_t} = 0,02 + 0,026DI_{N_{t-1}} + 1,13\Delta r_{t-1}, \\ DI_t = 445,45 - 0,41HHI_{t-1} + 10,99\Delta r_{t-1} + 0,19\Delta D_{t-1}, \\ \Delta r_{M_t} = 0,38 + 1,35\Delta r_{t-1} - 0,87\Delta r_{M_{t-1}}, \\ Q_t = 1,88 - 0,11I_{t-2} + 1,42\Delta ROA_{t-1} + 0,023Q_{D_{t-3}} - 4,28(r_{L_{1t-2}} - r_{L_{2t-2}}), \end{cases} \quad (3)$$

где  $\Delta r$  – ключевая ставка Банка России,  $\Delta r_L$  – изменение процентной ставки по кредитам в текущем квартале по отношению к предыдущему,  $DI$  – сводный диффузный индекс для изменения УБК юридических лиц,  $\Delta r_M$  – изменение ставки  $MIACR$  в текущем квартале по отношению к предыдущему,  $\Delta r_D$  – изменение ставки по депозитам населению в текущем квартале по отношению к предыдущему,  $DI_N$  – диффузный индекс для условий привлечения кредитов у нерезидентов,  $HHI$  – индекс Херфиндаля – Хиршмана,  $\Delta D$  – изменение дюрации кредитного портфеля в текущем квартале по отношению к предыдущему,  $Q$  – темп прироста объема задолженности юридических лиц перед банковским сектором к соответствующему периоду предыдущего года,  $I$  – индекс абсолютного значения условий банковского кредитования,  $ROA$  – рентабельность активов реального сектора экономики.

Модель векторной авторегрессии (3) была составлена по данным за период со II квартала 2009 года по IV квартал 2012 года. Период идентификации модели был специально уменьшен на несколько периодов для сравнения прогнозных значений с фактической статистикой.

Первое уравнение системы говорит о зависимости изменения процентной ставки по кредитам от ресурсов кредитной организации (процентных ставок по депозитам и межбанковском рынке) и неценовых условий кредитования.

Уравнения со второго по четвертое отражают зависимость этих показателей от других экзогенных факторов. В особенности хотелось бы отметить один экзогенный фактор – индекс Херфиндаля – Хиршмана по кредитам. Его динамика с 2009-го по 2012 год была рассчитана автором

статьи по данным остатков на балансовых счетах оборотно-сальдовых ведомостей всех действующих банков России.

Пятое уравнение системы (3) отражает зависимость роста объема рынка корпоративного кредитования от других экзогенных факторов.

В модели (3) некоторые временные ряды были продифференцированы. Это объясняется тем, что исходные временные ряды являются интегрированными первого порядка. Об этом говорит проверка продифференцированных рядов на стационарность тестом Дики – Фуллера (табл.1). Кроме данного теста, существуют другие критерии проверки временных рядов на стационарность [6]. Однако автором был выбран именно этот критерий ввиду небольшого объема выборки и отсутствия во временных рядах детерминированного тренда.

Данный тест, также называемый тестом на единичный корень, основан на построении вспомогательной регрессии следующего вида [6]:

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (4)$$

Далее идет проверка гипотезы о равенстве единице неизвестного параметра  $\lambda$ . Для этого стандартная  $t$ -статистика сравнивается со специальным распределением Дики – Фуллера.

Таблица 1

**Проверка на стационарность продифференцированных временных рядов процентных ставок**

Переменная	Содержательный смысл	$t$ -статистика	Критическое значение распределения Дики – Фуллера на уровне значимости 5 %
$\Delta r_L$	Изменение процентной ставки по кредитам юридическим лицам	-1,99	-1,96
$\Delta r_D$	Изменение процентной ставки по депозитам физическим лицам	-2,01	-1,96
$\Delta r_M$	Изменение процентной ставки на межбанковском кредитном рынке	-2,14	-1,96

В табл.1 представлена информация о результатах проверки временных рядов первых разностей процентных ставок по критерию Дики – Фуллера.

$t$ -статистики продифференцированных временных рядов не превосходят критические значения распределения Дики – Фуллера на уровне значимости 5 %, что говорит об их стационарности.

После анализа графиков временных рядов некоторых из экзогенных переменных выяснилось, что многие из них имеют высокую долю сезонной компоненты. Ввиду этого временные ряды для процентной ставки по кредитам нефинансовым организациям и процентной ставки на межбанковском кредитном рынке были сглажены методом центрированного скользящего среднего.

Данный метод предполагает, что если число временных интервалов является четным, то значение тренда вычисляется как среднее хронологическое от соседних значений исходного временного ряда [2]:

$$\bar{y}_t = \frac{0,5y_{t-m} + \sum_{i=t-m+1}^{t+m-1} y_i + 0,5y_{t+m}}{2m-1}, \quad (5)$$

где  $\bar{y}_t$  – значение трендовой компоненты временного ряда в момент времени  $t$ ,  $2m$  – период усреднения,  $y_t$  – значение временного ряда в момент времени  $t$ .

Рис.1. демонстрирует выделения тренда из исходных данных временного ряда на примере процентной ставки по кредитам юридическим лицам.

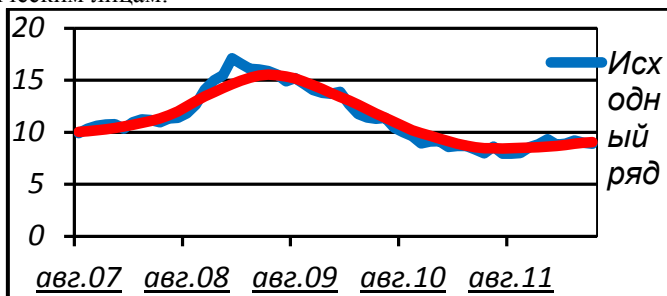


Рис. 1. Результаты сглаживания временного ряда процентной ставки по кредитам

Система (3) была оценена при помощи двухшагового МНК. Поскольку данный метод на первом шаге предполагает применение обычного МНК, необходима проверка статистических гипотез о наличии

мультиколлинеарности факторов, а также гетероскедастичности и автокорреляции остатков каждого из уравнений в модели.

Все переменные системы (3) значимы по критерию  $t$ -статистики на уровне значимости 10 %. Большинство из них значимо и при уровне значимости 5 %.

Наличие мультиколлинеарности было проверено при помощи коэффициентов возрастания дисперсии. Данный критерий имеет преимущество перед простым анализом корреляционной матрицы факторов модели, так как учитывает множественные взаимосвязи между ними [6]. Коэффициент возрастания дисперсии вычисляется по следующей формуле:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}, \quad (6)$$

где  $VIF_j$  – значение коэффициента возрастания дисперсии для  $j$ -й объясняющей переменной,  $R_j^2$  – коэффициент детерминации, полученный путем построения регрессии для  $j$ -й объясняющей переменной на остальные факторы исходной модели.

Для всех пяти уравнений системы (3) коэффициент возрастания дисперсии не превышает 3,5. Это говорит об умеренной взаимосвязи между факторами в уравнениях данной системы.

Наличие автокорреляции остатков порядка от 1 до 4 включительно было проверено при помощи теста Бройша – Годфри. Данный тест основывается на построении вспомогательной регрессии остатков исходной модели на их лаговые значения, а также на объясняющие переменные [6]:

$$e_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i e_{t-i} + \sum_{j=1}^k a_{i+j} x_{kt} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Далее строится  $LM$ -статистика, равная объему выборки, умноженному на коэффициент детерминации вспомогательной регрессии (7). Гипотеза о наличии автокорреляции порядка от 1 до  $p$  включительно отвергается на уровне значимости  $\alpha$ , если выполняется условие:

$$LM = nR^2 < \chi_{1-\alpha, p}^2. \quad (8)$$

Во всех пяти уравнениях системы (3) отсутствует автокорреляция остатков порядка от 1 до 4 включительно по критерию на уровне значимости 5 %.

В табл.2 представлена  $LM$ -статистика по критерию Бройша-Гродфри для каждого из пяти уравнений системы.

**Проверка уравнений системы (3) на автокорреляцию при помощи критерия Бройша – Годфри**

Номер уравнения	Значение LM-статистики по критерию Бройша – Годфри	Критическое значение распределения $\chi^2$
1	3,32	7,77
2	4,55	
3	2,36	
4	4,22	
5	5,15	

Проверка на гетероскедастичность была осуществлена при помощи теста Глейзера. Данный тест основывается на построении вспомогательной регрессии остатков модели на объясняющие факторы. Далее по аналогии с тестом Бройша – Годфри строится LM-статистика, сравниваемая с распределением  $\chi^2$ .

Результаты прогнозных значений двух эндогенных переменных – процентной ставки по кредитам нефинансовым организациям и темпа прироста объема задолженности юридических лиц перед банковским сектором – были сравнены с фактической статистикой за I и II кварталы 2013 года. Сравнение происходило при помощи средней процентной абсолютной ошибки прогноза:

$$\bar{\tilde{e}}_i = \frac{\sum_{t=1}^T |\tilde{y}_{it} - y_{it}|}{y_i}. \quad (9)$$

Для процентной ставки по кредитам средняя ошибка прогноза составляет 19,4 % от значений фактической статистики. Для темпа прироста задолженности по кредитам она незначительно выше: 21,1 %.

Подводя итоги проведенного исследования, хотелось бы отметить следующие результаты:

1) построена модель открытой векторной авторегрессии, оцененная двухшаговым МНК, все уравнения которой удовлетворяют условиям Гаусса – Маркова;

2) показана значимость включения в эконометрические модели новых для России статистических показателей – индексов УБК;

3) получен инструмент для прогнозирования на два квартала вперед двух основных показателей рынка корпоративного кредитования –



процентной ставки по кредитам и темпа прироста задолженности по кредитам.

### *Список литературы*

1. *Егоров, А. В.* Анализ и мониторинг условий банковского кредитования / А. В. Егоров, А. С. Карамзина, Е. Н. Чекмарева // Деньги и кредит. – 2010. – № 10. – С. 16–22.

2. *Кильдышев, Г. С.* Анализ временных рядов и прогнозирование / Г. С. Кильдышев, А. А. Френкель. – М. : Статистика, 1973. – 102 с.

3. *Конюховский, П. В.* Микроэкономическое моделирование банковской деятельности. – СПб. : Питер, 2001. – 219 с.

4. *Лукасевич, И. Я.* Оценка эффективности денежно-кредитной политики ЦБ РФ в период финансового кризиса / И. Я. Лукасевич, Е. А. Фёдорова, А. С. Мухин // Проблемы прогнозирования. – 2012. – № 1. – С. 109–117.

5. *Мэнкью, Н. Г.* Макроэкономика / Н. Г. Мэнкью; пер. с англ. – М. : Изво МГУ, 1994. – 736 с.

6. *Носко, В. П.* Эконометрика / В. П. Носко. – М. : Изд. дом «Дело», 2011. – 672 с.

7. *Пересецкий, А. А.* Модели причин отзыва лицензий российских банков. Влияние неучтенных факторов / А. А. Пересецкий // Прикладная эконометрика. – 2013. – № 2 (10). – С. 49–64.

8. *Радева, О. В.* Основные подходы к применению индикаторов условий банковского кредитования в макроэкономическом моделировании / О. В. Радева // Деньги и кредит. – 2012. – № 10. – С. 54–58.

9. *Сакс, Д. Д.* Макроэкономика. Глобальный подход / Д. Д. Сакс, Ф. Б. Ларрен; пер. с англ. – М. : Дело, 1996. – 848 с.

10. *Симонов, П. М.* Применение индексов неценовых условий банковского кредитования в экономическом прогнозировании: история и перспективы / П. М. Симонов, Д. В. Шимановский // Вестник Пермского университета. Серия «Экономика». – 2013. – № 4 (19). – С. 8–12.

11. *Шагас, Н. Л.* Макроэкономика-2 / Н. Л. Шагас, Е. А. Туманова. – М. : ТЕИС, 2006. – 427 с.