

УДК 330.43:338.27
ББК 65.054.3

УЧЕТ НЕЦЕНОВОЙ КОНКУРЕНЦИИ В ПРОЦЕССЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РОССИЙСКОГО РЫНКА КОРПОРАТИВНОГО КРЕДИТОВАНИЯ

Д.В. Шимановский, асп. каф. информационных систем и математических методов в экономике
Электронный адрес: Shimanovskiyd@prognoz.ru
Пермский государственный национальный исследовательский университет, 614990, г. Пермь, ул. Букирева, 15

По результатам анализа финансовой статистики последних лет кредитный рынок является наиболее устойчивым сегментом российской финансово-кредитной системы. Следовательно, прогнозирование важнейших макроэкономических показателей невозможно без прогнозирования показателей национальной банковской системы.

Целью данной статьи является выявление значимых для прогнозирования кредитного рынка новых для России статистических индикаторов – индексов условий банковского кредитования (далее УБК).

В статье описана построенная автором эконометрическая модель векторной авторегрессии, позволяющая прогнозировать показатели рынка корпоративного кредитования и включающая индексы УБК. Модель основывается на зарубежном опыте включения индексов УБК в эконометрические модели. Теоретической базой для построения модели является производственно-организационный подход к моделированию банковской деятельности. Данный подход предполагает, что единственной целью функционирования банка на кредитном и депозитном рынках является максимизация прибыли. Модель включает пять уравнений, неизвестные параметры которых были оценены при помощи двухшагового МНК. Все уравнения проверены на наличие мультиколлинеарности факторов в модели, а также на гетероскедастичность и автокорреляцию остатков. Прогноз является краткосрочным с горизонтом прогнозирования в два квартала. Он строится для двух основных показателей кредитного рынка – процентной ставки по кредитам и темпа прироста задолженности юридических лиц перед банковским сектором России. Качество прогноза оценено при помощи средней абсолютной процентной ошибки прогноза. Для обоих показателей она не превышает 25 % от их среднего значения фактической статистики. Такая точность прогноза достигнута во многом за счет включения в модель индексов УБК.

Ключевые слова: модель векторной авторегрессии, прогнозирование кредитного рынка, сценарное прогнозирование.

Введение

Современный этап экономического развития Российской Федерацией характеризуется увеличением значимости банковского кредитования в системе национальной экономики [8]. Однако несмотря на эту тенденцию, в относительных показателях российский кредитный рынок отстает от многих стран мира (как развитых, так и с формирующимся рынком) [12].

Наряду с ускоренным ростом кредитного рынка (по отношению к реальному сектору экономики), увеличивается и корреляция его показателей с важнейшими экономическими показателями России [11]. Следовательно, любая эконометрическая модель, прогнозирующая будущие тенденции в развитии российской экономики, должна учитывать динамику показателей национального банковского сектора.

Экономическое прогнозирование не всегда сводится к применению статистических методов. Тем не менее методы эконометрики, которые занимают центральное место среди статистических методов прогнозирования, играют в нём исключительно важную роль [1].

Следуя принятой методологии [3], в исследовании было выделено пять этапов: постановка задачи, анализ априорной информации, спецификация модели, идентификация параметров, верификация модели. Каждому из этих этапов посвящен отдельный раздел статьи.

1. Постановка задачи

Дадим описание целей и задач проводимого исследования. Основной задачей исследования является выявление прогностических способностей новых для России статистических показателей – индексов условий банковского кредитования; а также значимости их включения в эконометрические модели, прогнозирующие развитие банковского сектора России.

Данные показатели рассчитываются в нашей стране ежеквартально, начиная со II квартала 2009 г. [2]. На начало 2014 г. российская статистика УБК включает более 100 диффузных индексов, которые характеризуют динамику различных неценовых показателей банковского кредитования.

Однако наиболее важными являются сводные диффузные индексы, которые отражают изменение всех условий кредитования в целом за

квартал для физических лиц, малого и среднего бизнеса и крупного бизнеса. Для сопоставления с другими формами отчетности кредитных организаций, которые не предполагают такой сегментации кредитного рынка, последние два индекса были объединены в один – «Сводный диффузный индекс для юридических лиц». Агрегация была произведена методом средневзвешенного.

Из-за непродолжительной истории ведения статистики УБК в России их временные ряды относительно невелики (на начало 2014 г. максимальный объем выборки для каждого из индексов составляет 17 наблюдений). Это обстоятельство затрудняет (но не исключает) их применение в эконометрическом моделировании.

2. Анализ априорной информации

В этом разделе проведен анализ информации из области экономической теории и других смежных наук для формирования спецификации эконометрической модели и перечня входящих в неё факторов.

Теоретической базой для построения эконометрической модели, прогнозирующей развитие банковского сектора России, послужил производственно-организационный подход к моделированию банковской деятельности [15].

Согласно этому подходу единственной целью функционирования банка является максимизация прибыли. Сама же функция прибыли состоит из процентных расходов, процентных доходов и расходов на обеспечение деятельности кредитной организации:

$$\pi = r_L L - r_D D + rM - C(L, D), \quad (1)$$

где π – объем прибыли банка, r_L – процентная ставка по кредитам, L – объем выданных кредитов, r_D – процентная ставка по депозитам, D – объем привлеченных депозитов, M – чистая позиция на межбанковском кредитном рынке, r – процентная ставка на рынке межбанковского кредитования, C – расходы по обеспечению деятельности кредитной организации.

Так как фактические платежи по кредиту носят случайный характер, фактическая доходность кредитного портфеля также является случайной величиной. Её математическое ожидание определяется самой процентной ставкой и неценовыми условиями кредитования (требования к залогу, срок кредита, количество заемщиков, требования к минимальной кредитоспособности заемщика и др.):

$$M[\tilde{r}_L] = f(r_L, NPI), \quad (2)$$

где NPI – уровень неценовых условий кредитования, установленный банком, \tilde{r}_L – фактическая доходность кредитного портфеля.

С учетом описанного выше функцию ожидаемой прибыли банка можно представить в следующем виде:

$$M[\pi] = \tilde{r}_L(r, NPI)L - r_D D + rM - C(L, D). \quad (3)$$

Если на кредитном рынке сложилась ситуация, близкая к условиям совершенной конкуренции, то банк является ценополучателем [5]. Но он имеет возможность привлекать депозиты и размещать кредиты по установившимся на рынке процентным ставкам. Следовательно, переменные D и L являются эндогенными для банка.

На основе анализа макроэкономической литературы [6; 13; 10], а также литературы, посвященной теории риска [14], автором предложена модель равновесия на кредитном рынке, включающая разнообразный набор экзогенных факторов:

$$\sum_{i=1}^n L_i(r_L, r_D, r, NPI, \pi_i^e, \varepsilon_i^e, NPI) = \sum_{j=1}^m I_j(r_L, t_\pi, ROA, \Delta A, \Delta Y, \pi_j^e, \varepsilon_j^e, NPI) \quad (4)$$

где π_i^e – ожидаемый i -м банком темп инфляции, ε_i^e – ожидаемый i -м банком курс национальной валюты, π_j^e – ожидаемый j -й фирмой темп инфляции, ε_j^e – ожидаемое j -й фирмой значение

курса национальной валюты, t_π – ставка налога на прибыль, ROA – рентабельность активов реального сектора экономики, ΔA – изменение уровня научно-технического прогресса, ΔY – ускорение роста национальной экономики.

Таким образом, эндогенными показателями кредитного рынка являются процентная ставка и объем предоставляемых кредитов. Помимо неценовых условий кредитования, его равновесие определяется экзогенными факторами из смежных сегментов национальной финансово-кредитной системы.

Балансовое уравнение (4) послужило основой для формирования перечня экономических показателей, включенных в эконометрическую модель.

3. Спецификация модели

Этот этап эконометрического исследования предполагает описание алгебраических соотношений между переменными модели. С учетом того что эндогенные показатели могут воздействовать на равновесие кредитного рынка с величиной некоторого лага, принято решение использовать модель векторной авторегрессии (VAR-модель) в качестве инструмента для прогнозирования его показателей.

Аналогичная VAR-модель, включающая индексы УБК с опорой на американскую статистику, была построена американскими авторами К. Лоун и Д. Морганом [16]. Что же касается российских индексов УБК, то впервые их использование в эконометрическом моделировании было описано в работе О.В. Раевой в 2012 г. [9].

Данная модель состоит из трех уравнений с тремя эндогенными показателями – темп прироста

инвестиций в основной капитал, темп прироста объемов кредитования нефинансовых организаций и темп прироста кредитования населения.

Модель О.В. Раевой выглядит следующим образом:

$$\begin{cases} \Delta I_t = a_1 + \Delta I_{t-1} + DI_{ht-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta L_{ht} = a_2 + \Delta L_{ht-1} + DI_{ht-1} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta L_{ft} = a_3 + \Delta L_{ft-1} + DI_{ft-1} + \varepsilon_{3t} \end{cases} \quad (5)$$

где ΔI – темп прироста инвестиций в основной капитал, DI_h – сводный диффузный индекс для физических лиц, ΔL_h – темп прироста объемов кредитования физических лиц, ΔL_{ft} – темп прироста кредитования юридических лиц, DI_f – сводный диффузный индекс для юридических лиц.

На наш взгляд, модель (5) имеет ряд следующих 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 невозможно сценарное прогнозирование и анализ влияния денежно-кредитной или фискальной политики на состояние кредитного рынка.

Автором разработана альтернативная VAR-модель, позволяющая устранить эти недостатки.

4. Оценка параметров

Построенная автором альтернативная модель открытой векторной авторегрессии состоит из пяти уравнений и включает индексы УБК в качестве экзогенных переменных. После оценки параметров модель принимает следующий вид:

$$\begin{cases} \Delta r_L = -0,05 + 0,023DI_{t-1} + 0,15\Delta r_{M-1} + 0,2\Delta r_{D-1}, \\ \Delta r_D = 0,02 + 0,026DI_{M-1} + 1,13\Delta r_{t-1}, \\ DI_t = 445,45 - 0,41HHI_{t-1} + 10,99\Delta r_{t-1} + 0,19\Delta D_{t-1}, \\ \Delta r_M = 0,38 + 1,35\Delta r_{t-1} - 0,87\Delta r_{M-1}, \\ Q_t = 1,88 - 0,11I_{t-2} + 1,42\Delta ROA_{t-1} + 0,023Q_{t-3} - 4,28(r_{11t-2} - r_{12t-2}), \end{cases} \quad (6)$$

где Δr – ключевая ставка Банка России, Δr_L – изменение процентной ставки по кредитам в текущем квартале по отношению к предыдущему, DI – сводный диффузный индекс для изменения УБК юридических лиц, Δr_M – изменение ставки $MIACR$ в текущем квартале по отношению к предыдущему, Δr_D – изменение ставки населению по депозитам в текущем квартале по отношению к предыдущему, DI_N – диффузный индекс для условий привлечения кредитов у нерезидентов, HHI – индекс Херфиндала – Хиршмана, ΔD – 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.

Система (6) построена по данным за период с II квартала 2009 г. по IV квартал 2012 г. Объем выборки составил 14 наблюдений. Небольшой объем выборки объясняется непродолжительной историей ведения статистики УБК в России. Кроме того, период идентификации модели был уменьшен на несколько наблюдений для сравнения фактической статистики с прогнозными значениями.

Первое уравнение системы говорит о зависимости динамики процентной ставки по кредитам от стоимости ресурсов кредитной организации – процентной ставки по депозитам и ставки межбанковского кредитования, а также от индекса УБК. Уравнения со второго по четвертое отражают их зависимость от других экзогенных факторов. Пятое уравнение отражает динамику темпа прироста задолженности юридических лиц перед банковским сектором России.

При этом динамика индекса Херфиндала – Хиршмана была рассчитана на основании объемов задолженности юридических лиц перед российскими банками. Данная информация содержится в форме банковской отчетности 0409101.

Следует отметить, что отрицательное значение сводного диффузного индекса говорит о смягчении неценовых условий кредитования. Следовательно, положительная зависимость индексов УБК от изменения процентной ставки объясняется тем, что вместе с неценовыми условиями кредитования на рынке повышается и равновесная процентная ставка.

Переменные, соответствующие процентным ставкам, являются интегрированными первого порядка. Об этом говорит проверка на стационарность первых разностей исходных рядов. Проверка происходила при помощи теста Дики – Фуллера. Выбор именно этого теста объясняется отсутствием детерминированного тренда в переменных, соответствующих процентным ставкам, а также небольшим объемом выборки.

Данный тест, также называемый тестом на единичный корень, основан на построении вспомогательной регрессии следующего вида [7]:

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Далее идет проверка гипотезы о равенстве единице неизвестного параметра λ . Для этого стандартная t -статистика сравнивается со специальным распределением Дики – Фуллера. В табл.1 представлена информация о результатах проверки временных рядов первых разностей процентных ставок по критерию Дики – Фуллера. В результате можно сделать вывод, что *исходные*

временные ряды являются интегрированными первого порядка.

Кроме перехода к разностям первого порядка, некоторые переменные системы (10) были

также предварительно сглажены с целью устранения сезонных колебаний. Применялся механизм центрированного скользящего среднего.

Таблица 1

Проверка некоторых переменных модели (10) на стационарность (по данным за период с 2009 по 2012 гг.)

| Переменная | Содержательный смысл | t-статистика | Критическое значение распределения Дики — Фуллера на уровне значимости 5 % |
|--------------|--|--------------|--|
| Δr_L | Изменение процентной ставки по кредитам юридическим лицам | -1,99 | -1,96 |
| Δr_D | Изменение процентной ставки по депозитам физическим лицам | -2,01 | -1,96 |
| Δr_M | Изменение процентной ставки на межбанковском кредитном рынке | -2,14 | -1,96 |

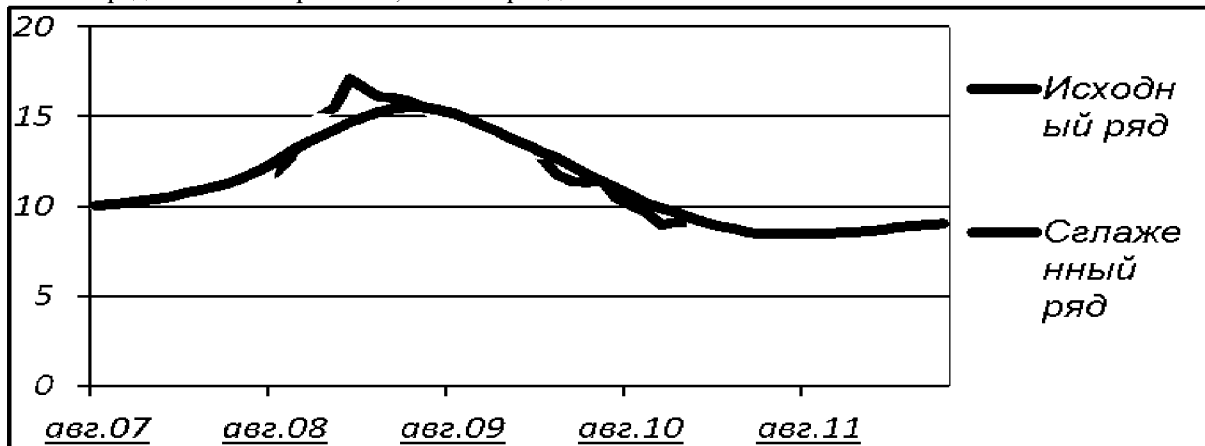
Сглаживание временных рядов было произведено методом центрированного скользящего среднего. Данный метод предполагает, что текущее значение трендовой компоненты временного ряда определяется его соседними значениями:

$$\bar{y}_t = \frac{0,5y_{t-m} + \sum_{i=t-m+1}^{t+m-1} y_i + 0,5y_{t+m}}{2m-1}, \quad (8)$$

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 .

В результате применения данного метода сглаживания в некоторых временных рядах были вычленены тренд и сезонная компонента. Как пример получившегося результата, на рисунке отражена динамика исходного и сглаженного временных рядов для процентной ставки по кредитам, предоставленным юридическим лицам.



Результат сглаживания временного ряда процентной ставки по кредитам юридическим лицам

После удаления сезонной компоненты автором применен механизм экспоненциального сглаживания с целью сравнения ошибки прогноза с VAR-моделью (6). Данный механизм основан на рекуррентной формуле вычисления экспоненциальной средней:

$$S_t(x) = ax_t + (1-a)S_{t-1}(x), \quad (9)$$

где S – оператор сглаживания, x – исходное значение временного ряда, a – коэффициент сглаживания.

Недостатком механизма экспоненциального сглаживания является то, что не существует четких формализованных алгоритмов

определения оптимального коэффициента сглаживания.

Однако в работе Ю.П. Лукашина [4] приводится вывод формулы для определения оптимального коэффициента сглаживания. Предположим, что автокорреляционная функция временного ряда имеет следующий вид:

$$a(\tau) = a_0^\tau. \quad (10)$$

Тогда оптимальное значение коэффициента сглаживания может быть выражено через значение коэффициента автокорреляции первого порядка:

$$\alpha_{opt} = \frac{3\rho_1 - 1}{2\rho_1}, \quad (11)$$

где α_{opt} – оптимальное значение коэффициента сглаживания, ρ_1 – автокорреляция первого порядка для значений временного ряда.

Однако, как уже было показано при проверке временных рядов, соответствующих процентным ставкам, часто они имеют близкий к единице коэффициент автокорреляции первого порядка. Ввиду этого значение оптимального коэффициента сглаживания близко к единице. Как следствие, дисперсия сглаженного временного ряда близка к дисперсии исходного ряда.

Из-за низкой изменчивости временного ряда ошибка прогноза, полученная при помощи адаптивного метода экспоненциального сглаживания, превышает ошибку, полученную с помощью VAR-модели (описание которой дается ниже).

Остановимся теперь на результатах проверки статистических гипотез о наличии мультиколлинеарности, гетероскедастичности и автокорреляции в регрессионных моделях.

Наличие мультиколлинеарности объясняющих переменных проверялось на основе значений коэффициентов возрастания дисперсии. Данные коэффициенты учитывают не только парные корреляции между факторами модели, но и их множественные взаимосвязи [7]. Значение коэффициента возрастания дисперсии для j -й объясняющей переменной может быть вычислено по следующей формуле:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}, \quad (12)$$

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.

В табл. 2 представлены коэффициенты возрастания дисперсии для всех пяти уравнений системы (6).

Таблица 2

Проверка на мультиколлинеарность уравнений системы (6) при помощи коэффициентов возрастания дисперсии

| № уравнения | Фактор | Содержательный смысл | Значение VIF |
|-------------|-------------------|--|--------------|
| 1 | DI | Сводный диффузный индекс УБК для юридических лиц | 1,48 |
| | Δr_M | Изменение ставки межбанковского кредитования | 2,12 |
| | Δr_{Dt} | Изменение ставки по депозитам физических лиц | 1,61 |
| 2 | DI_N | Значение диффузного индекса для привлечения средств у нерезидентов | 1,05 |
| | Δr | Изменение ключевой ставки Банка России | 1,05 |
| 3 | HNI | Индекс Херфиндаля — Хиршмана на рынке корпоративного кредитования | 1,22 |
| | Δr | Изменение ключевой ставки Банка России | 1,2 |
| | ΔD | Изменение дюрации кредитного портфеля банковского сектора России | 1,07 |
| 4 | Δr | Изменение ключевой ставки Банка России | 1,57 |
| | Δr_M | Изменение ставки межбанковского кредитования | 1,57 |
| 5 | I | Абсолютное значение условий банковского кредитования | 2,67 |
| | ΔROA | Изменение рентабельности активов нефинансового сектора экономики | 1,39 |
| | Q_D | Темп прироста депозитов физических лиц | 3,51 |
| | $r_{L1} - r_{L2}$ | Спред между процентными ставками на сегментах потребительского и корпоративного кредитования | 3,01 |

Для всех пяти уравнений системы (6) 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 – Гродфри. Данный тест основывается на построении вспомогательной регрессии остатков исходной модели на их лаговые значения, а также на объясняющие переменные [7]:

$$e_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i e_{t-i} + \sum_{j=1}^k a_{t+j} x_{kt} + \varepsilon_t. \quad (13)$$

Далее строится LM-статистика, равная объему выборки, умноженному на коэффициент детерминации вспомогательной регрессии (13). Гипотеза о наличии автокорреляции порядка от 1 до p включительно отвергается на уровне значимости α , если выполняется условие

$$LM = nR^2 < \chi_{1-\alpha, p}^2. \quad (14)$$

Во всех пяти уравнениях системы (6) отсутствует автокорреляция остатков порядка от 1 до 4 включительно по критерию на уровне значимости 5%.

В табл. 3 представлена *LM*-статистика по критерию Бройша – Гродфри для каждого из пяти уравнений системы.

Таблица 3

Проверка уравнений системы (6) на автокорреляцию при помощи критерия Бройша–Гродфри

| № уравнения | Значение <i>LM</i> -статистики по критерию Бройша — Гродфри | Критическое значение распределения χ^2 |
|-------------|---|---|
| 1 | 3,32 | 7,81 |
| 2 | 4,55 | |
| 3 | 2,36 | |
| 4 | 4,22 | |
| 5 | 5,15 | |

Проверка на гетероскедастичность была осуществлена при помощи теста Глейзера. Данный тест также основывается на построении вспомогательной регрессии остатков исходной модели на объясняющие переменные.

LM-статистики, полученные путем применения теста Глейзера к уравнениям системы (6), приведены в табл. 4.

Таблица 4

Проверка уравнений системы (6) на гетероскедастичность при помощи теста Глейзера

| № уравнения | Значение <i>LM</i> -статистики по критерию Глейзера | Критическое значение распределения χ^2 |
|-------------|---|---|
| 1 | 0,64 | 9,48 |
| 2 | 2,69 | 5,99 |
| 3 | 4,3 | 9,48 |
| 4 | 5,79 | 5,99 |
| 5 | 0,75 | 12,52 |

Расчет *LM*-статистики по тесту Глейзера говорит об отсутствии гетероскедастичности во всех уравнениях системы (6).

5. Верификация модели

Пятый этап эконометрического исследования предполагает проверку на

адекватность полученной модели. На данном этапе были проанализированы прогнозные значения двух показателей, прогнозируемых при помощи системы (6), с их фактической статистикой за первое полугодие 2013 г. Результаты сравнения представлены в табл. 5.

Таблица 5

Прогнозные и фактические значения основных показателей российского рынка кредитования юридических лиц, %

| Показатель | Сценарий | I квартал 2013 г. | II квартал 2013 г. |
|---|---|-------------------|------------------------------|
| | | Процентная ставка | Ключевая ставка не изменится |
| Ключевая ставка снижается на 0,25 процентного пункта* | 9,30 | | 9,19 |
| Ключевая ставка увеличивается на 0,25 процентного пункта* | 9,43 | | 9,32 |
| Фактическая статистика | 9,47 | | 9,97 |
| Темп прироста объема задолженности | Ключевая ставка не изменится | 14,69 | 13,72 |
| | Ключевая ставка снижается на 0,25 процентного пункта* | 14,69 | 13,31 |
| | Ключевая ставка увеличивается на 0,25 процентного пункта* | 14,69 | 14,12 |
| | Фактическая статистика | 13,9 | 11,8 |

*С 1 января 2013 г.

Адекватность полученного прогноза оценена при помощи средней абсолютной процентной ошибки прогноза для каждого из прогнозируемых показателей. Этот показатель рассчитывается по следующей схеме:

$$\bar{e}_i = \frac{\sum_{t=1}^T |\tilde{y}_{it} - y_{it}|}{y_i}, \quad (15)$$

где \tilde{y}_{it} – прогнозное значение *i*-го показателя за период времени *t*, y_{it} – фактическое значение *i*-го показателя за период времени *t*, \bar{e}_i – средняя абсолютная процентная ошибка прогноза.

Сравнение фактической статистики произведено с прогнозными значениями по фактически состоявшемуся сценарию: в I полугодии 2013 г. Банк России не изменил свою ключевую ставку.

Для изменения 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 %.

Для темпа прироста объема задолженности модель (6) верно предсказала замедление роста объемов кредитования юридических лиц российскими банками в I полугодии 2013 г. Для процентной ставки по кредитам модель снизила значение, предсказав её незначительное снижение.

Заключение

Подводя итог, следует отметить, что прогнозируемые показатели (процентная ставка и темп прироста задолженности по кредитам) наиболее эластичны по динамике индексов УБК. Данные показатели имеют наибольший вклад в изменение процентной ставки и в ускорение роста кредитования юридических лиц.

Кроме того, эмпирические исследования показали, что индексы УБК являются опережающими индикаторами и коррелируют с будущей динамикой основных банковских показателей. Это обстоятельство говорит о необходимости включения данных показателей в эконометрические модели, прогнозирующие развитие банковского сектора России.

Список литературы

1. Бутакова М.М. Экономическое прогнозирование: методы и приемы практических расчетов. 2-е изд., испр. М.: КНОРУС, 2010. 168 с.
2. Егоров А.В., Карамзина А.С., Чекумарева Е.Н. Анализ и мониторинг условий банковского кредитования // Деньги и кредит. 2010. № 10. С. 16–22.
3. Кремер Н.Ш., Путко Б.А. Эконометрика. М.: ЮНИТИ, 2002. 312 с.
4. Лукашин Ю. П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов: учеб. пособие. М.: Финансы и статистика, 2003. 416 с.
5. Меркурьев И.Л. Моделирование финансово-экономической деятельности коммерческого банка / И.Л. Меркурьев, В.Д. Виноградов, М.А. Сидоров, И.Ф. Алешина. М.: Росс. экон. акад., 2000. 160 с.
6. Мэнкью Н.Г. Макроэкономика: пер. с англ. М.: Изд-во МГУ, 1994. 736 с.
7. Носко В. П. Эконометрика. М.: Дело, 2011. 672 с.
8. Отчет о развитии банковского сектора и банковского надзора в 2013 г. / Центральный Банк Российской Федерации., 2014. 128 с.
9. Радева О.В. Основные подходы к применению индикаторов условий банковского кредитования в макроэкономическом моделировании // Деньги и кредит. 2012. № 10. С. 54–58.

10. Сакс Д.Д., Ларрен Ф.Б. Макроэкономика. Глобальный подход: пер. с англ. М.: Дело, 1996. 848 с.

11. Симонов П.М., Шимановский Д.В. Применение индексов неценовых условий банковского кредитования в экономическом прогнозировании: история и перспективы // Вестн. Перм. ун-та. Сер. «Экономика». 2013. №4 (19). С. 8–12

12. Симонов П.М., Шимановский Д.В. Учет неценовых условий банковского кредитования в прогнозировании финансово-экономических показателей // Вестн. Тамбов. ун-та. Сер. «Естественные и технические науки». 2013. Т. 18, вып. 5. С. 2675–2676.

13. Шагас Н.Л., Туманова Е.А. Макроэкономика-2. М.: ТЕИС, 2006. 427 с.

14. Шапкин А.С., Шапкин В.А. Теория риска и моделирование рискованных ситуаций. М.: Дашков и Ко, 2005. 880 с.

15. Freixas X., Rochet J.-C. Macroeconomics of banking. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology, 1999. 312 p.

16. Lown C., Morgan D.P. The credit cycle and the business cycle: new finding using the loan officer opinion survey // Journal of Money, Credit and Banking, 2006. Vol. 38, № 6. pp. 282–307.

Получено: 13.10.2014.

References

1. Butakova M.M. *Ekonomicheskoe prognozirovaniye: metody i priemy prakticheskikh raschetov* [Economic forecasting: methods and techniques of practical calculations]. Moscow, KNORUS, 2010. 168 p.
2. Egorov A.V., Karamzina A.S., Chekmareva E.N. *Analiz i monitoring usloviy bankovskogo kreditovaniya* [Analysis and monitoring of Bank lending conditions]. *Dengi i kredit* [Money and credit], 2010, no. 10, pp. 16–22.
3. Kremer N.Sh., Putko B.A. *Ekonometrika* [Econometrics]. Moscow, YuNITI, 2002. 312 p.
4. Lukashin, Y.P. *Adaptivnyie metody kratkosrochnogo prognozirovaniya vremennykh ryadov: ucheb. posobie* [Adaptive methods of short-term forecasting of time series: learning. manual]. Moscow, *Finansyi i statistika*, 2003. 416 p.
5. Merkurev I.L., Vinogradov V.D., Sidorov M.A., Aleshina I.F. *Modelirovaniye finansovoy ekonomicheskoy deyatel'nosti kommercheskogo banka* [Modeling of economic and financial activity of the commercial bank] Moscow, Ros. ekon. akad., 2000. 160 p.
6. Mankiv N. G. *Macroeconomika* [Macroeconomics]. Moscow, Moscow State University publishing house, 1994. 736 p.
7. Nosko V.P. *Ekonometrika* [Econometrics]. Moscow, Izdatelskiy dom «Delo», 2011. 672 p.
8. *Otchet o razvitiy bankovskogo sektora i bankovskogo nadzora v 2013 godu* [The report on

development of the banking sector and bank supervision in 2013] / The Central Bank of the Russian Federation. 2014. 128 p.

9. Radeva O.V. *Osnovnyie podhodyi k primeneniyu indikatorov usloviy bankovskogo kreditovaniya v makroekonomicheskom modelirovanii* [The main approaches to the use of indicators of conditions of Bank lending in macroeconomic modeling] // *Dengi i kredit* [Money and credit], 2012, №10, pp. 54–58.

10. Sachs J.D., Larrain F.B. *Macroeconomika: globalniy podhod* [Macroeconomics in the global economy]. Moscow, Delo, 1996. 848 p.

11. Shagas N.L., Tumanova E.A. *Makroekonomika-2* [Macroeconomics-2]. Moscow, TEIS, 2006. 427 p.

12. Shapkin A.S., Shapkin V.A. *Teoriya riska i modelirovanie riskovyih situatsiy* [Risk theory and modeling of risk situations]. Moscow, Izdatel'sko-torgovaya korporatsiya «Dashkov i Ko», 2005. 880 p.

13. Simonov P.M., Shimanovsky D.V. *Primenenie indeksov netsenovyih usloviy bankovskogo kreditovaniya v ekonomicheskom prognozirovanii*:

istoriya i perspektivy [The use of non-price indices of bank lending conditions in economic forecasting: history and prospects]. *Vestnik permskogo universiteta. Seriya «Ekonomika»* [Perm University Herald. Economy], 2013, no. 4 (19), pp. 8–12.

14. Simonov P.M., Shimanovskiy D.V. *Uchet netsenovyih usloviy bankovskogo kreditovaniya v prognozirovanii finansovo-ekonomicheskikh pokazateley* [Consideration of non-price terms of Bank lending in forecasting financial and economic indicators]. *Vestnik Tambovskogo universiteta. Seriya: Estestvennyie i tehnicheckie nauki* [Tambov University Herald. Series: Natural and technical Sciences], 2013, pp. 2675–2676.

15. Freixas X. Rochet J.C. *Macroeconomics of banking*. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology. 1999. 312 p.

16. Lown C. Morgan D. P. The credit cycle and the business cycle: new finding using the loan officer opinion survey. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, vol. 38, no. 6. pp. 282–307.

The date of the manuscript receipt: 13.10.2014.

TAKING INTO ACCOUNT NON-PRICE COMPETITION IN THE COURSE OF FORECASTING RUSSIAN CORPORATE CREDITING MARKET

*Dmitry V. Shimanovsky, Postgraduate student, Department of Information Systems and
Mathematical Methods in Economics*

Perm State University; 15, Bukireva str., Perm, 614990, Russia

Analysis of the financial statistics of recent years suggests that the credit market is one the most stable segments of the Russian financial and credit system. Therefore, the prediction of the most important macroeconomic indicators is impossible without forecasting the bank crediting indicators.

The purpose of this article is to identify the significance of the statistical indicators that are new for Russia – indexes of bank lending (hereinafter – BCC) for forecasting the credit market conditions.

The article describes the econometric model of vector autoregression, which allows forecasting indicators of the corporate crediting market and includes indexes of BCC. The model is compiled by the author and based on foreign experience of incorporating indexes of BCC in econometric models. Theoretical basis for the model is the production and organizational approach to banking activity modeling. This approach assumes that the sole purpose of functioning of a bank in the credit and deposit markets is to maximize profits. The model includes five equations, the unknown parameters of which were assessed using a Two-Stage OLS. All equations are checked for the presence of multicollinearity of the regressors and heteroscedasticity and autocorrelation of the residuals. The forecast is short-term with the forecasting horizon of two quarters. It is constructed for the two main indicators of the credit market: the interest rate on credits and the rate of growth of entities' debt to the banking sector in Russia. The quality of forecast is assessed using the mean absolute percentage error of the forecast. For both indicators it does not exceed 25% of their mean value of the actual statistics. This accuracy of the forecast was achieved largely due to the inclusion of the indices of BCC in the model.

Keywords: vector autoregression model, credit market forecasting, scenario forecasting.

Просьба ссылаться на эту статью в русскоязычных источниках следующим образом:

Шимановский Д.В. Учет неценовой конкуренции в процессе прогнозирования российского рынка корпоративного кредитования // Вестник Пермского университета. Сер. «Экономика» = Perm University Herald. Economy. 2014. № 4(23). С. 24–31.

Please cite this article in English as:

Shimanovsky D.V. Taking into account non-price competition in the course of forecasting russian corporate crediting market // Vestnik Permskogo universiteta. Seria Ekonomika = Perm University Herald. Economy. 2014. № 4(23). P. 24–31.