

-
- Arkin V.I., Slastnikov A.D. (2007). The effect of depreciation allowances on the timing of investment and government tax revenue. *Annals of Operations Research*, vol. 151, no. 1, pp. 307–323.
- Arkin V., Slastnikov A., Arkina S. (2002). Investment Stimulation by a Depreciation Mechanism. Working paper № 02/05. Moscow, EERC.
- Buhval'd E.M., Valentik O.N. (2015). The territories of advanced development: Breakthrough or illusion? *ETAP: Ekonomicheskaya Teoriya, Analiz, Praktika*, no. 2, pp. 72–84 (in Russian).
- Dixit A.K., Pindyck R.S. (1994). Investment under uncertainty. Princeton, Princeton University Press.
- Gorbacheva N.V., Untura G.A. (2015). Assessing the impact of tax references on financial results of advanced technology business in Russia. *Finance and Credit*, vol. 21, is. 36, pp. 19–32 (in Russian).
- Kashina N.V. (2016). Priority development areas: A new tool for attracting investment in the Far East of Russia. *Ekonomika Regiona*, vol. 12, is. 2, pp. 569–585 (in Russian).
- Otchet o rezul'tatakh kontrol'nogo meropriyatiya (2014). «Audit effektivnosti ispol'zovaniya gosudarstvennykh sredstv, napravlennykh na sozдание i razvitiye osobykh ekonomicheskikh zon». *Byulleten' Schetnoy palaty*, 3, pp. 83–174. URL: http://audit.gov.ru/activities/bulleten/755/16710/?sphrase_id=1691865 (in Russian).
- Trigeorgis L. (1996). Real options: Managerial flexibility and strategy in resource allocation. Cambridge, MIT Press.

Manuscript received 20.02.2017

КОНЦЕПЦИЯ МОДЕЛИРОВАНИЯ И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ВЕРОЯТНОСТИ ОТЗЫВА ЛИЦЕНЗИИ РОССИЙСКИХ БАНКОВ¹

Д.С. Биджоян, Т.К. Богданова

В данной работе предлагается подход учета влияния ежедневно изменяющихся макроэкономических переменных при разработке модели вероятности отзыва лицензии у российских банков на основе их годовых финансовых показателей. Суть этого подхода заключается в том, что для учета влияния макроэкономических переменных предлагается использовать не среднее значение по выборке, а медиану и характеристики разброса: стандартное отклонение и дисперсию. На основе годовых финансовых показателей деятельности банков за период с 2004 по 2015 г., а также значений макроэкономических переменных, была построена логистическая регрессионная модель оценки вероятности отзыва лицензии у российских банков. Волатильность макроэкономических переменных характеризуется переменными «стандартное отклонение» и «дисперсия». Проблему устранения мультиколлинеарности между этими переменными предлагается решить путем включения в модель стандартизированных значений переменной «стандартное отклонение» и их квадратов. Предложен подход к определению порога

© Биджоян Д.С., Богданова Т.К., 2017 г.

Биджоян Давит Саакович, аспирант третьего года, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, bidzhoyan_david@mail.ru
Богданова Татьяна Кирилловна, к.э.н., доцент, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, bogtan@mail.ru

¹ Статья подготовлена на основе доклада, сделанного на Секции 5 «Проблемы прогнозирования деятельности предприятий» Восемнадцатого всероссийского симпозиума «Стратегическое планирование и развитие предприятий», 12 апреля 2017 г., и признанного лучшим на этой секции.

отсечения в моделях бинарного выбора, согласно которому ошибкам I и II родов присваиваются разные веса. В функцию определения порога отсечения вводится некий внешний параметр α , характеризующий отношение инвестора к ошибкам I рода (т.е. действующий банк классифицируется как банк с отозванной лицензией). Классификация банков на действующие и банки с отозванной лицензией проводится на основе полученного значения порога отсечения с учетом выбранного значения α , при котором функция определения порога отсечения достигает минимума. Таким образом, предлагаемый в исследовании подход учета показателей волатильности макроэкономических переменных позволил повысить качество модели прогнозирования отзыва лицензии у российского банка. Модель имеет более сильную прогностическую способность по сравнению с моделями, учитывающими только средние значения обменного курса валют и другие макроэкономические переменные.

Ключевые слова: отзыв лицензии, логистическая регрессия, макроэкономические переменные, медиана, стандартное отклонение, критерий Хосмера–Лемешова.

JEL: C35, G21, G33.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время Банк России ставит перед собой важную цель – очистить банковский сектор от недобросовестных игроков, т.е. от тех банков, которые подвергают опасности законные интересы своих вкладчиков и кредиторов. Учитывая данные обстоятельства, моделирование и прогнозирование финансового состояния банка с целью оценки вероятности отзыва лицензии является весьма актуальной задачей как для научного сообщества, так и для руководства банков и надзорных органов. Руководству банков подобные модели могут быть полезны для выявления проблем и принятия мер стабилизации ситуации; для Банка России – при осуществлении своих надзорных функций, для Агентства по страхованию вкладов – при определении тех банков, участие которых предполагается в системе страхования вкладов.

1. АНАЛИЗ МЕТОДИК И МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ФИНАНСОВОГО СОСТОЯНИЯ БАНКА

Поскольку банк представляет собой сложную структуру, работа которой зависит от большого числа внутренних и внешних факторов, то в зарубежной и отечественной практике используется масса способов оценки финансового состояния банков: согласно методикам надзорных органов; по эконометрическим моделям на основе статистических данных и др.

1.1. Классификация методик, используемых надзорными органами

Методики оценки финансового состояния, используемые надзорными органами, целесообразно классифицировать по типу и глубине проверки. По типу проверки методики подразделяются на выездные проверки (on-site examination) и дистанционные оценки (off-site examination). По глубине проверки различают анализ финансовых коэффициентов и комплексный.

Классификация зарубежных методик оценки финансового состояния банка, используемых надзорными органами в разных странах мира, приведена в табл. 1.

Достоинством метода выездной проверки является углубленный анализ деятельности банка: сделок, рисков, ликвидности и т.д. К недостаткам можно отнести значительные материальные и временные затраты, необходимые для проведения проверки. Достоинством методов дистанционного оценивания является оперативность получения оценки, выявление потенциальных проблем, которые могут возникнуть в будущем. Что касается использования публичной финансовой отчетности, то, с одной стороны, это, безусловно, достоинство методов дистанционной оценки, а с другой – его недостаток. Поскольку следует понимать, что, основываясь только на пу-

Таблица 1

Классификация методов оценки финансового состояния банка

Тип проверки	Выездная проверка (On-examination)	CAMELS (Федеральная резервная система США)
	Дистанционная оценка (Off-site examination)	ORAP (Франция), PATROL (Италия), CAEL (не используется с 1999 г.)
	Системы раннего предупреждения (EWS)	SAABA (Франция), EWS (Италия), SEER Rating (Федеральная резервная система, США), SEER Risk Rank (Федеральная резервная система, США), SCOR (Федеральная корпорация страхования депозитов, США), Bank Calculator (Управление валютного контроля, США)
Глубина проверки	Комплексный анализ банков	RAST (Голландия), RATE (Великобритания)
	Анализ финансовых коэффициентов	BAKIS (Германия), Observation systems (Голландия)

бличных данных, невозможно получить полную детализированную картину, так как нет информации о качестве и структуре активов и пассивов, движении денежных средств и т.п.

Из числа моделей дистанционной оценки банка следует особо выделить системы раннего предупреждения, которые преимущественно базируются на использовании статистических методов. Можно выделить три типа моделей: оценки вероятности отзыва лицензии (дефолта), рейтингов, ожидаемых потерь.

Для оценки вероятности отзыва лицензии (дефолта) чаще всего используется логистическая регрессионная модель как один из мощнейших параметрических методов, позволяющих увидеть наличие статистической связи между выходной переменной и параметрами модели и достаточно точно спрогнозировать вероятность наступления события. Для сравнительного анализа рейтингов банков, полученных извне, их прогнозирования используются модели множественного выбора. Для оценки недополучения дохода от инвестирования и потери собственных средств используются модели ожидаемых потерь, в частности метод Хекмана.

По глубине проверки методы подразделяются на анализ банков по коэффициентам с последующим их сравнением со среднегруп-

повыми значениями и комплексный анализ банков. Банки могут быть сгруппированы по многим признакам: регион действия, специализация, наличие иностранного капитала и т.п. В случае если показатели банка хуже среднегрупповых (Sahajwala et al., 2000), это свидетельствует о наличии у банка проблем, требующих решения. Комплексный анализ проводится с целью более детального оценивания финансового состояния банка.

В России анализ финансового положения банков проводится Банком России по Указанию № 4336-У от 03.04.2017 Банка России «Об оценке экономического положения банков» и Агентства по страхованию вкладов согласно – Указанию Банка России № 3277-У от 11.06.2014 (в ред. от 11.03.2015) «О методиках оценки финансовой устойчивости банков в целях признания ее достаточной для участия в системе страхования вкладов».

1.2. Эконометрические методы и модели оценки вероятности банкротства

В работе (Пересецкий и др., 2003) предложена классификация причин отзыва лицензий, согласно которой банк считается действующим, если, по мнению авторов, финансовое

состояние банка является удовлетворительным, несмотря на то, что у банка может быть отозвана лицензия. И наоборот, если банк по факту является действующим, но при этом его финансовое состояние неудовлетворительно, то авторы относят такой банк к категории банкротов.

В работе (Calabresse et al., 2013) показано, что в том случае, если в выборку для построения модели попали банки, которые были поглощены другими, то значимыми переменными модели оказались только макроэкономические. В противном случае при отсутствии в выборке банков, поглощенных впоследствии другими банками, значимыми оказались только переменные, характеризующие финансовое состояние банка.

В работе (Пересецкий, 2010) с использованием модели бинарного выбора была разработана модель для оценки вероятности отзыва лицензии у российских банков в зависимости от причины отзыва лицензии: «Недостовверная отчетность», «Экономические причины», «Отмывание денег», «Добровольный отзыв». Поочередно были построены модели, у которых в качестве зависимой переменной последовательно использовалась одна из вышеназванных причин. При этом помимо микропеременных в модели были включены макропеременные (прирост ВВП, прирост индекса инфляции, обменный курс доллар США/рубль, уровень безработицы и др.). Как показало моделирование, макропеременные являются значимыми в тех случаях, когда при построении моделей в выборку попадают банки, у которых лицензия отозвана по экономическим причинам. Но при построении модели, у которой в качестве зависимой переменной является причина «Отмывание денег», значимыми остаются только финансовые показатели, характеризующие деятельность банка.

В работе (Карминский и др., 2012) использовался широкий спектр переменных, характеризующих банки: микрофинансовые переменные, макропеременные, а также институциональные переменные. В числе последних – такие переменные, как головной

офис в Москве, индекс Лернера², участие в системе страхования вкладов и др. Особенность модели, представленной в работе (Карминский и др., 2012), состоит в том, что выдвигается и подтверждается гипотеза о том, что существует нелинейная (а именно U-образная) связь между рядом переменных и логарифмом отношения шансов. Предполагается, что если значения этих переменных слишком малы или, наоборот, слишком велики, то вероятность банкротства увеличивается, так как невысокие значения свидетельствуют о проблемах в банке, высокие – о неэффективном управлении ресурсами. На тестовой выборке при значении порогового отсечения 0,1, или 10%, точность прогноза дефолтных банков составила 84%.

В обеих моделях для каждого периода³ использовались среднеарифметические квартальные значения обменного курса доллара. Представляется, что такой подход требует уточнения, так как включение в модель только среднеарифметических значений макроэкономических показателей, изменяющихся ежедневно, не позволяет учитывать волатильности изменения этих переменных.

При применении вышеописанных подходов возникает риск некорректного отражения информации, содержащейся в биржевых показателях. Например, если в течение двух исследуемых периодов среднее значение обменного курса доллара было одинаковым, а волатильность, выраженная в значениях стандартного отклонения и дисперсии, была разной, то при использовании вышеописанных подходов существенная часть информации теряется, так как не учитываются различия в волатильности, поскольку в модель включаются только среднеарифметические значения обменного курса доллара. Вместе с тем с эконо-

² Индекс Лернера – экономический показатель монополизма, предложенный А. Лернером в 1934 г. Исчисляется как доля в цене той величины, на которую цена реализации превышает предельные издержки.

³ Использовались квартальные данные.

мической точки зрения макроэкономическое окружение в этих двух периодах кардинально отличается друг от друга. При более волатильном рынке качество активов банка неизбежно меняется, поэтому требуется постоянная переоценка активов, причем нередко в сторону уменьшения. Помимо всего прочего в условиях нестабильного макроэкономического окружения усложняется процесс планирования. И наоборот, в стабильных макроэкономических условиях переоценка активов проводится гораздо реже, прогноз по отдельным показателям становится более надежным. Таким образом, включение в модель показателей, характеризующих волатильность биржевых котировок, экономически обосновано.

Один из возможных подходов учета динамики приведен в работе (Биджоян, 2016). В статье предлагается представление временных рядов, характеризующих биржевые котировки, в виде полиномиальной регрессии, где в качестве независимой переменной выступало время t :

$$x(t) = \alpha_0^i + \alpha_1^i t + \alpha_2^i t^2 + \dots + \alpha_n^i t^n + \varepsilon_t^i,$$

где t – фактор времени; x – курс доллара к рублю/стоимость барреля нефти марки Brent; i – год проведения анализа; α_0^i – свободный член функции за год i ; α_j^i – коэффициенты при факторах времени за год i , $j = 1, n$; n – число предикторов.

Предполагалось, что коэффициенты при полиномах α_0^i и α_j^i будут достаточно точно описывать моделируемую переменную в течение анализируемого периода. Однако такой подход сопряжен с большим числом проблем. Во-первых, для более точного описания ряда необходим полином высокого порядка, и при этом каждый коэффициент важен, так как даже при незначительном изменении коэффициентов высоких порядков результаты сильно различаются. Во-вторых, возникают трудности интерпретации полученных результатов. В-третьих, нельзя однозначно сказать, каким образом поведет себя модель в зависимости от

знака перед фактором времени. В-четвертых, этот подход позволяет описывать только динамику изменения макроэкономических показателей, но никак не отражает волатильности. Этот подход был использован в работе (Bidzhoyan et al., 2016), где строилась модель оценки финансовой устойчивости предприятий металлургической отрасли.

Так, для решения проблемы учета волатильности макроэкономических показателей был предложен подход, согласно которому переменные «обменный курс доллара (USD/RUB)» и «стоимость барреля нефти марки Brent» представлялись в виде двух переменных⁴: медианой или средним значением (в случае подчинения распределения временных рядов макроэкономических переменных закону нормального распределения) и стандартным отклонением.

Если распределение переменной за анализируемый период подчиняется закону нормального распределения, то в качестве переменной, характеризующей волатильность макропоказателя, достаточно использовать стандартное отклонение. В противном случае помимо стандартного отклонения для характеристики волатильности значений макропоказателей обменного курса и стоимости барреля нефти необходимо использовать оба показателя: и стандартное отклонение, и дисперсию.

Результаты тестов на нормальность распределения исследуемых временных рядов (тесты Андерсена–Дарлинга и Шапиро–Уилкса) показали, что распределение значений переменных «обменный курс доллара (USD/RUB)» и «стоимость барреля нефти марки Brent» не подчиняется нормальному закону распределения (p -value < 0,01)⁵. Поэтому предлагается включить в модель вместо среднеарифметических значений этих макроэкономических переменных их медианные зна-

⁴ Данные взяты с сайта URL: <https://www.finam.ru/profile/kurs-rublya/usd-from-cb/?market=41>

⁵ Гипотеза о подчинении нормальному распределению отвергается на уровне 0,01.

чения. Выдвигается гипотеза о нелинейной (U-образной) зависимости между вероятностью отзыва лицензии и значениями стандартного отклонения. Для проверки этой гипотезы в модель вводится квадратное значение стандартного отклонения значений, т.е. дисперсия. Таким образом, включение двух переменных, характеризующих волатильность, позволит выявить вид зависимости между вероятностью отзыва лицензии и волатильностью макроэкономических переменных. Подобная концепция позволяет учесть волатильность на валютном и нефтяном рынках.

Переменные «медиана значений», «стандартное отклонение значений» и «дисперсия значений» являются расчетными величинами на основе дневных данных за анализируемый период. Соответственно значения макроэкономических переменных находятся в определенном доверительном интервале, который, в свою очередь, зависит от значений стандартных ошибок. Таким образом, учет доверительных интервалов полученных оценок: медианы, стандартного отклонения и дисперсии – в итоговой модели позволил бы в полной мере отразить всю имеющуюся информацию о временных рядах за анализируемый период. Однако в рамках модели логистической регрессии учет доверительного интервала и (или) стандартных ошибок не представляется возможным. Поэтому предполагается, что значения выше-названных переменных являются точными и не нуждающимися в оценке доверительного интервала.

В данном исследовании выдвигается гипотеза о том, что включение в модель показателей, характеризующих волатильность макроэкономических переменных, позволит повысить точность модели прогнозирования вероятности отзыва лицензии банков.

1.3. Эконометрический инструментарий

На сегодняшний день инструментарий параметрических методов моделирования и

прогнозирования вероятности банкротства достаточно широк: логистическая регрессия, пробит-регрессия, регрессионная модель cloglog⁶. В данной работе рассматривается только логистическая регрессионная модель, поскольку все вышеперечисленные модели дают приблизительно одинаковый результат (Биджоян, 2017).

Логистическая регрессия предполагает, что логарифм отношения шансов имеет линейную форму:

$$\ln \left[\frac{P(Y=1)}{P(Y=0)} \right] = x'\beta.$$

Вероятность наступления события равняется:

$$P(Y=1) = \frac{1}{1 + e^{-x'\beta}}.$$

При моделировании вероятности большое значение имеют отношения шансов и предельные эффекты, которые показывают, во сколько раз вырастет вероятность наступления события при изменении на одну единицу только исследуемого фактора при неизменных других.

Особое значение имеет выбор значения порогового отсечения (*cutoff value*). При стандартной схеме определения порога отсечения присваивается равный вес ошибкам I рода (действующий банк классифицируется моделью как банк, у которого отозвана лицензия) и II рода (банк, у которого отозвана лицензия, признан как действующий). В данной статье применительно к анализу вероятности отзыва лицензии предлагается концепция выбора порога отсечения в зависимости от отношения инвестора к ошибкам I рода. Вводится некий внешний параметр α , который задается инвестором экзогенно⁷. Значение α изменяется в

⁶ Complementary loglog regression – дополнительная регрессия loglog.

⁷ Нельзя рассчитать оптимального значения этого параметра, оно является индивидуальным для каждого инвестора, который задает его экзогенно.

пределах от нуля до единицы. При значении α , близком к нулю, инвестор характеризуется как «несклонный к риску», это означает, что он предпочитает вкладывать свои средства в более надежный банк, но с меньшей ставкой. При значении α , стремящемся к единице, инвестор характеризуется как «склонный к риску», готовый вложить деньги в более рискованный банк и получить более высокую норму прибыли. Выбор значения порогового отсечения осуществляется путем минимизации функции по переменной *cut off value* (порог отсечения):

$$\sum_{i=1}^n (1 - Y_i) \alpha \hat{Y}_i + Y_i (1 - \alpha) (1 - \hat{Y}_i) \rightarrow \min_{cut\ off}, \quad (1)$$

где α – отношение инвестора к ошибке I рода; Y_i – реальное значение; \hat{Y}_i – прогнозное значение; n – число наблюдений.

Порог отсечения непосредственно влияет на прогнозные значения зависимой бинарной переменной \hat{Y}_i , поскольку от уровня порога отсечения зависит расчетное значение \hat{Y}_i . Таким образом, порог отсечения, влияя на расчетные значения \hat{Y}_i , определяет точность модели. Выбор наилучшей величины порога отсечения, максимизирующей точность модели при заданной величине α , производится путем минимизации функции (1), которая производится простым перебором значений порога отсечения.

2. МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТИ ОТЗЫВА ЛИЦЕНЗИИ

В основу модели легли данные о банках за период с 2004 по 2015 г.⁸ Выборка из 10 339 наблюдений была разделена на обучающую и тестовую методом «*out-of-sample-cross-validation*» (*проверка вне выборки*). Таким об-

разом, информационная база исследований на обучающей выборке составила 7238 наблюдений, из которых только у 261 банка была отозвана лицензия. Тестовая выборка содержит 3101 наблюдение, из которых стало известно об отзыве лицензии у 140 банков.

Данные имеют псевдопанельную структуру, т.е. каждый банк в каждый год считается отдельным наблюдением. Зависимая переменная Y принимает значение «1», если у банка была отозвана лицензия, и «0», если банк продолжает функционировать. Факт отзыва лицензии фиксировался следующим после прекращения публикации финансовой отчетности годом.

Особенностью данных, на которых строилась модель, является их несбалансированность. Это означает, что число успешно функционирующих банков в течение периода наблюдений существенно превышает число банков, у которых была отозвана лицензия. Проблема дисбаланса выборочных данных может быть решена, по крайней мере, двумя способами, например:

1) составление выборки из банков-банкротов и их балансовых данных за четыре и восемь кварталов. А в случае функционирующих банков – случайным образом выбрать квартал за последний год и данные его баланса и отчета о финансовых результатах за четыре и восемь кварталов. Такой подход применялся в работе (Пересецкий, 2010);

2) в работе (Карминский и др., 2012) отбирались «дефолтные» банки, затем из оставшихся наблюдений случайным образом выбиралось такое же число «здоровых» банков. Эта процедура была проделана 1000 раз, к тому же проверялся знак перед коэффициентом.

В нашей работе проблема несбалансированности данных не ставится, оценки ММП получаются несмещенными и состоятельными без применения особых процедур.

Основным показателем, характеризующим финансовое состояние банка, является показатель «чистые активы» (далее в схемах – ЧА) – та часть активов, которая обеспечена

⁸ Источник: www.cbr.ru через портал www.analizbankov.ru

собственным капиталом. Однако величина «чистые активы» отличается от размера показателя «собственный капитал» согласно Положению Банка России № 395-П⁹. Различие заключается в том, что согласно Положению № 395-П в расчет собственного капитала входят субординированные кредиты, которые не входят в состав чистых активов. Большая часть относительных показателей, характеризующих финансовое состояние банка, рассчитывается в отношении к ЧА.

В качестве характеристик финансового состояния банков использовались следующие показатели:

- соотношение депозитов ФЛ¹⁰ к ЧА;
- соотношение депозитов ЮЛ¹¹ к ЧА;
- логарифм чистых активов;
- соотношение ликвидных активов к ЧА;
- соотношение кредитов экономике к ЧА;
- соотношение резервов под возможные потери к кредитам экономике;
- соотношение кредитов ФЛ к ЧА;
- соотношение просроченной задолженности к кредитам всего;
- соотношение обязательных резервов к ЧА;
- соотношение МБК¹² к ЧА;
- соотношение операционных доходов к ЧА;
- соотношение операционных расходов к ЧА;
- соотношение оборота по корреспондентскому счету в ЦБ к ЧА;
- соотношение суммарных обязательств к ЧА.

По результатам непараметрического теста для независимых выборок с исполь-

⁹ Положение Банка России от 28 декабря 2012 г. № 395-П «Положение о методике определения величины собственных средств (капитала) кредитных организаций («Базель III»)».

¹⁰ ФЛ – физические лица.

¹¹ ЮЛ – юридические лица.

¹² МБК – межбанковские кредиты.

зованием U-критерия Манн–Уитни нулевая гипотеза о равенстве средних значений всех показателей, характеризующих финансовое состояние банка, для действующих банков и банков, у которых была отозвана лицензия, была отвергнута на уровне значимости 0,05 только по следующим переменным:

- соотношение депозитов ФЛ к ЧА;
- соотношение депозитов ЮЛ к ЧА;
- соотношение ликвидных активов к ЧА;
- соотношение резервов под возможные потери к кредитам экономике;
- соотношение просроченной задолженности к кредитам всего;
- соотношение обязательных резервов к ЧА;
- соотношение суммарных обязательств к ЧА.

Для переменных «соотношение МБК к чистым активам» и «соотношение операционных доходов к чистым активам» гипотеза о равенстве средних значений этих показателей в двух группах отвергается на уровне значимости 0,1. Эти переменные считаются показателями, характеризующими различия между функционирующими банками и банками с отозванной лицензией.

В число макроэкономических факторов вошли:

- уровень инфляции (% за год);
- уровень безработицы (% за год);
- темп роста ВВП (% за год);
- медиана значений обменного курса доллара США (USD/RUB);
- стандартное отклонение значений обменного курса доллара США (USD/RUB);
- дисперсия значений обменного курса доллара США (USD/RUB);
- медиана значений стоимости барреля нефти марки Brent;
- стандартное отклонение значений стоимости барреля нефти марки Brent;
- дисперсия значений стоимости барреля нефти марки Brent.

В данной работе дисперсия рассчитывалась по известной формуле

$$\text{var}(X) = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2}{n},$$

где $\text{var}(X)$ – дисперсия; \bar{x} – среднее значение; x_i – текущее значение; n – общее число наблюдений.

Стандартное отклонение рассчитывается как корень квадратный от дисперсии $\sigma = \sqrt{\text{var}}$.

Расчетные значения макроэкономических переменных (медиана обменного курса доллара США (USD/RUB), его дисперсия, медиана стоимости барреля нефти марки Brent и ее дисперсия) приведены в табл. 2.

Были построены две модели: 1 – без учета переменных, характеризующих разброс макроэкономических переменных, и 2 – с учетом таких переменных.

Поскольку масштаб макроэкономических переменных отличается от масштаба финансовых показателей, то для приведения к единому масштабу была применена процедура стандартизации макроэкономических переменных

$$Z_{x_i} = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x},$$

где Z_{x_i} – стандартизированные значения; x_i – текущее значение; \bar{x} , σ_x – среднее значение и стандартное отклонение рассматриваемой переменной соответственно. Однако необходимо отметить, что процедура стандартизации не была применена к переменным «дисперсия значений обменного курса доллара США (USD/RUB)» и «дисперсия значений стоимости барреля нефти марки Brent». Поскольку значение стандартного отклонения является корнем квадратным от величины дисперсии, то наблюдается сильная взаимосвязь между переменными. Включение в модель обеих переменных (как начальных, так и стандартизированных значений) приведет к эффекту мультиколлинеарности, который увеличивает дисперсию оценки (т.е. оценка оказывается неэффективной). Для решения этой проблемы был предложен подход, согласно которому стандартизировались только переменные «стандартное отклонение значений обменного курса доллара США (USD/RUB)» и «стандартное отклонение значений стоимости барреля нефти марки Brent». Для устранения мультиколлинеарности между среднеквадратичным отклонением и дисперсией каждой макроэкономической переменной предложено включать в модель стандартизированные значения среднеквадратичного отклонения переменных и квадрат стандартизированных значений среднеквадратичного отклонения. Нетрудно видеть, что эти две переменные между собой не коррелируют, но одновременно дают возможность включать в модель оба показателя волатильности макроэкономических переменных.

Следует отметить, что стандартизация проводилась также для показателя «соотношение обязательных резервов к ЧА» вследствие относительно малых значений этого показателя по сравнению с другими финансовыми показателями. Большинство финансовых показателей характеризуют отношение к чистым активам, поэтому необходимости в стандарти-

Таблица 2

Расчетные значения переменных, характеризующих волатильность

Год	Стоимость барреля нефти марки Brent		Обменный курс доллара (USD/RUB)	
	Медиана	Дисперсия	Медиана	Дисперсия
2004	37,64	32,92	28,96	0,15
2005	55,15	38,43	28,41	0,161
2006	63,845	33,84	26,93	0,36
2007	70,70	151,21	25,72	0,403
2008	102,65	801,39	24,42	2,58
2009	67,12	143,67	31,34	4,21
2010	79,19	33,32	30,41	0,43
2011	110,86	47,97	28,95	2,11
2012	111,165	60,5	31,14	1,33
2013	108,66	16,97	32,25	1,02
2014	106,62	209,93	35,97	42,38
2015	53,135	65,96	62,67	38,09

зации этих показателей нет, поскольку все они имеют приблизительно одинаковый масштаб.

Результаты моделирования приведены в табл. 3.

Стоит отметить, что из-за наличия пропущенных значений для построения модели использовалась выборка из 3139 наблюдений.

По формуле (1) при значении $\alpha = 0,1$ был определен порог отсечения, равный 0,05. Классификация по моделям проводилась относительно полученного порога.

Обе модели адекватны и пригодны для прогнозирования вероятности отзыва лицензии российских банков. Об этом свидетель-

Таблица 3
Результаты моделей на обучающей выборке

Переменная	Модель 1. Без учета характеристик разброса макроэкономических переменных	Модель 2. С учетом характеристик разброса макроэкономических переменных
Константа	1,12	-1,9
Операционные доходы / ЧА	-6,691***	-6,29***
Операционные расходы / ЧА	6,888***	6,46***
Кредиты экономике / ЧА	-1,23**	-1,17*
Кредиты ФЛ / ЧА	-3,28***	-3,23***
Логарифм ЧА	-0,12**	-0,13**
Депозиты ЮЛ / ЧА	-2,51**	-2,50**
Депозиты ФЛ / ЧА	1,15**	1,14**
Ликвидные активы / ЧА	-3,78***	-3,66***
<i>z</i> -значения Обязательные резервы / ЧА	0,51***	0,52***
<i>z</i> -значения медианы значений обменного курса доллара США (USD/RUB)	0,03***	0,04***
Прирост ВВП	–	0,07**
Уровень безработицы	-0,33***	–
<i>z</i> -значения стандартного отклонения значений обменного курса доллара США (USD/RUB)		-1,58**
<i>z</i> -значения стандартного отклонения значений обменного курса доллара США (USD/RUB) в квадрате		0,89**
Число наблюдений	3139	3139
Тест Хосмера–Лемешова (<i>p</i> -value)	0,778	0,949
Тест Прегибона на спецификацию (Pregibon link test) (<i>p</i> -value) ¹	0,094 (0,191)	0,042 (0,516)
Значение функции правдоподобия	-614,07	-598,53
Критерий Акаике (AIC)	1252	1225
Критерий Шварца (BIC)	1324	1309
Площадь под ROC кривой (Area under ROC)	0,75	0,77
Чувствительность, % ²	72,6	72,6
Специфичность, % ³	67,6	68,5
Общая точность, %	67,9	68,7

Примечание. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

¹ Указано значение коэффициента и *p*-value переменной квадрата расчетных значений вероятности отзыва лицензии.

² Чувствительность – доля правильно спрогнозированных случаев отзыва лицензии.

³ Специфичность – доля правильно спрогнозированных работающих банков.

ствуют результаты теста Хосмера–Лемешова со значениями p -value, равными 0,778 в первой модели и 0,949 во второй модели, теста на спецификацию (*Pregibon's link test*) (p -value равны 0,191 и 0,516 соответственно). Сравнение моделей с применением LR -теста в данном случае оказалось невозможным, поскольку модель 1 не входит в модель 2. Не все переменные, которые были значимы в модели 1, оказались значимы в модели 2. Так, переменная «уровень безработицы» значима в первой модели и незначима в модели 2, а переменная «прирост ВВП» значима во второй модели и незначима в модели 1. Альтернативным способом сравнения моделей может выступать сравнение значений информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (BIC), судя по которым можно сделать вывод о том, что модель 2 лучше аппроксимирует вероятность отзыва лицензии.

Модели 1 и 2 с одинаковой точностью на обучающей выборке предсказали банки с отозванной лицензией – чувствительность составляет 72,6%. Однако доля правильно предсказанных работающих банков (специфичность) в модели 2 (68,5%) выше, чем в модели 1 (67,6%). Таким образом, общая точность модели, учитывающей характеристики разброса макроэкономических переменных, выше, чем модели без учета характеристик мер разброса макроэкономических переменных.

Следует отметить, что коэффициент при квадрате z -значений стандартного отклонения значений обменного курса доллара США (USD/RUB) положительный, и гипотеза о статистическом отличии от нуля отвергается на уровне 0,05. Соответственно наблюдается квадратичная зависимость между z -значениями стандартного отклонения значений обменного курса доллара США (USD/RUB) и вероятностью отзыва лицензии. Ветви квадратичной функции направлены вверх, следовательно, оптимальное значение этой переменной обеспечит минимальную вероятность отзыва лицензии. Оптимальное значение рассчитывается путем приравнивания нулю первой производной функции логисти-

ческой регрессии по рассматриваемой переменной

$$\begin{aligned} \frac{\partial P(Y=1)}{\partial x} &= \\ &= \frac{\exp(-(-1,58x + 0,89x^2))}{[1 + \exp(-(-1,58x + 0,89x^2))]^2} \times \\ &\times (-1,58x + 0,89x^2) = 0, \end{aligned} \quad (2)$$

где x – z -значения стандартного отклонения значений обменного курса доллара США (USD/RUB). Решив уравнение (2), получится оптимальное z -значение стандартного отклонения значений обменного курса доллара США (USD/RUB), равное 0,88. Путем обратного к стандартизации преобразования¹³ получится оптимальное значение переменной «стандартное отклонение значений обменного курса доллара США (USD/RUB)», равное 2,55. Таким образом, некоторая волатильность на валютном рынке обеспечивает удовлетворительное финансовое состояние банка.

Поскольку в модели применялись стандартизированные значения, то расчет предельных эффектов в средней точке не представляется возможным, так как стандартизированные значения центрируют переменные относительно их средних значений.

Тестовая выборка содержит 3101 наблюдение, из которых у 140 банков была отозвана лицензия. Результаты классификации моделей приведены табл. 4.

Модель 2 с учетом характеристик разброса макроэкономических переменных лучше предсказывает на тестовой выборке, чем модель 1 без учета характеристик разброса макроэкономических переменных. Доля пра-

¹³ Полученное значение (0,88) умножается на стандартное отклонение переменной «стандартное отклонение значений обменного курса доллара США (USD/RUB)», равное 1,9, и прибавляется среднее значение переменной «стандартное отклонение значений обменного курса доллара США (USD/RUB)», равное 1,8.

Таблица 4
Результаты моделей на тестовой выборке

Показатель	Модель 1. Без учета характеристик разброса макро- экономических переменных, %	Модель 2. С учетом характеристик разброса макро- экономических переменных, %
Чувствительность	71,84	71,95
Специфичность	69,58	70,41
Общая точность	69,97	70,74

вильно предсказанных работающих банков (специфичность) в модели 1 составляет 69,58, в то время как в модели 2 – 70,41%. Доля правильно предсказанных банков с отозванной лицензией (чувствительность) в модели 2 составила 71,95, а в модели 1 – 71,84%. Таким образом, общая точность модели с учетом характеристик разброса макроэкономических переменных (70,74%) выше, чем общая точность модели без учета характеристик разброса макроэкономических переменных (69,97%).

Для объяснения причин ошибочной классификации банков были выдвинуты и проанализированы четыре предположения, касающиеся статистически значимых различий в средних значениях показателей для групп банков, вошедших в тестовую выборку, в модели с учетом характеристик разброса макроэкономических переменных. Проверка выдвинутых предположений проводилась на основе сравнительного анализа внутри групповых значений показателей с помощью непараметрического теста с использованием U-критерия Манна–Уитни. Цель данной проверки заключается в том, чтобы выявить статистически значимые различия между сгруппированными определенным образом банками.

Предположение 1. Есть значимые различия между средними значениями показателей для группы фактически действующих и правильно классифицированных моделью банков и

группы фактически действующих банков, но классифицируемых моделью как банки, по которым прогнозируется отзыв лицензии.

По результатам непараметрического теста было выявлено, что для этих двух групп фактически действующих банков имеются значимые (на уровне 0,01) различия в средних значениях по 10 из 14 финансовых показателей, т.е. 71% их величины. Это депозиты ЮЛ / ЧА; логарифм ЧА; ликвидные активы / ЧА; кредиты экономике / ЧА, резервы / кредиты экономике; просроченная задолженность / кредиты всего; обязательные резервы / ЧА; МБК / ЧА; операционные доходы / ЧА; операционные расходы / ЧА, т.е. модель правильно классифицировала фактически действующие банки как имеющие значимо различающиеся средние значения показателей в группах.

Предположение 2. Нет значимых различий между средними значениями показателей для группы фактически действующих и правильно классифицированных моделью банков, и группы банков, у которых была отозвана лицензия, но классифицированных моделью как действующие.

Результаты проведенного непараметрического теста дают основание полагать, что классификация модели не является ошибочной, так как только для трех из 14 показателей, т.е. в 21% случаев, есть значимые (на уровне 0,05) различия в средних значениях. Это логарифм ЧА; обязательные резервы / ЧА; МБК / ЧА. Банки, у которых была отозвана лицензия, имеют по сравнению с фактически действующими банками незначимые различия в средних значениях показателей в 79% случаев.

Предположение 3. Нет значимых различий между средними значениями показателей для группы фактически действующих банков, но классифицированных моделью как банки, у которых будет отозвана лицензия, и группы банков, у которых лицензия реально отозвана.

Результаты непараметрического теста также дают основание предположить, что мо-

дель правильно спрогнозировала вероятность отзыва лицензии у фактически действующих банков, так как только у пяти показателей из 14 (в 35%) есть значимые различия (на уровне 0,05) со значениями показателей банков, у которых реально отозвана лицензия. При этом для средних значений в этих группах одного из важнейших показателей «логарифм ЧА» значимых различий нет.

Предположение 4. Есть значимые различия между средними значениями показателей для группы правильно классифицированных фактически действующих банков и группы правильно классифицированных банков, у которых была отозвана лицензия.

Проведенный непараметрический тест показал, что для правильно классифициро-

ванных фактически действующих банков и банков, у которых была отозвана лицензия, есть различия в средних значениях на уровне 0,05 для 12 из 14 показателей. Нет значимых различий только в средних значениях трех показателей: обязательные резервы / ЧА; кредиты ФЛ / ЧА; операционные расходы / ЧА (табл. 5). Это значит, что успешно работающие и правильно классифицированные моделью банки и банки, у которых была отозвана лицензия и которые также верно были классифицированы, имеют существенные различия – в 85% финансовых показателей.

В табл. 5 приведены описательные статистики некоторых переменных для групп правильно классифицированных фактически действующих банков и банков, у которых была отозвана лицензия.

Таблица 5
Описательные статистики основных показателей для банков, правильно классифицированных моделью

Отзыв лицензии		Депозиты ФЛ / ЧА	Логарифм ЧА	Ликвидные активы / ЧА	Кредиты экономике / ЧА	Кредиты ФЛ / ЧА	Обязатель- ные резер- вы / ЧА	Операцион- ные расхо- ды / ЧА
Действующий банк	N	647	647	647	647	647	647	647
	Среднее	0,310	16,367	0,328	0,327	0,134	0,006	0,836
	Медиана	0,297	16,002	0,284	0,323	0,089	0,005	0,693
	Стандартное отклонение	0,206	2,054	0,186	0,183	0,157	0,004	0,633
	Минимум	0,000	12,280	0,017	0,000	0,000	0,000	0,000
	Максимум	0,761	23,890	0,960	0,844	0,947	0,031	4,960
Отзыв лицен- зии	N	85	85	85	85	85	85	85
	Среднее	0,379	15,134	0,208	0,414	0,148	0,013	0,801
	Медиана	0,408	14,981	0,168	0,414	0,103	0,009	0,622
	Стандартное отклонение	0,210	1,237	0,132	0,198	0,141	0,008	0,876
	Минимум	0,000	12,730	0,043	0,003	0,001	0,003	0,160
	Максимум	0,822	18,060	0,742	0,874	0,630	0,033	6
Всего	N	732	732	732	732	732	732	732
	Среднее	0,318	16,226	0,314	0,337	0,140	0,007	0,832
	Медиана	0,323	15,835	0,273	0,335	0,091	0,005	0,682
	Стандартное отклонение	0,207	2,015	0,184	0,187	0,155	0,005	0,665
	Минимум	0,000	12,280	0,017	0,000	0,000	0,000	0,00
	Максимум	0,822	23,890	0,960	0,874	0,947	0,033	6

Проведенный нами анализ дает основание считать, что модель с учетом переменных, характеризующих разброс макроэкономических переменных, показала свою работоспособность при прогнозировании вероятности отзыва лицензии у банка. Однако дополнительного анализа требует оценка того, какое число показателей, по которым имеются значимые различия в группах, необходимо и достаточно, чтобы иметь убедительное доказательство того, что ошибки классификации модели объясняются неэкономическими причинами.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе предложена концепция учета макроэкономических переменных, изменяющихся ежедневно, при построении моделей на основе годовых данных публичной финансовой отчетности. В отличие от ряда работ, где в качестве характеристики этих факторов за отчетный период использовалось только среднее значение, в рамках данной работы применялись медиана и характеристики разброса макроэкономических переменных: стандартное отклонение и дисперсия в виде стандартизированных значений. Проблему выбора порога отсечения в модели логистической регрессии предложено решить путем минимизации функции потерь с параметром α , изменяющимся от нуля до единицы, характеризующим отношение инвестора к ошибкам I рода (успешно функционирующий банк классифицируется моделью как банк, у которого будет отозвана лицензия). Предложенная в работе модель, учитывающая расширенные макроэкономические показатели, показала более высокую прогнозную точность для предсказания вероятности отзыва лицензии у банков (72,6% на обучающей выборке и 71,95% на тестовой выборке), чем модель без учета характеристик разброса макроэкономических переменных. Выдвинутые гипотезы о нали-

чии/отсутствии значимых различий между выбранными определенным образом группами банков подтвердились.

Таким образом, банковский сектор очень чувствителен к волатильности рынка, что является дополнительной информацией для регулирования банковского сектора со стороны регулятора.

Список литературы

- Биджоян Д.С.* Подход к прогнозированию финансового состояния предприятия с учетом изменения макроэкономических показателей // Аудит и финансовый анализ. 2016. № 4. С. 195–200.
- Биджоян Д.С.* Прогнозирование вероятности отзыва лицензий российских банков // Стратегическое планирование и развитие предприятий: материалы Восемнадцатого всероссийского симпозиума / под ред. Г.Б. Клейнера. Секция 5. М.: ЦЭМИ РАН, 2017. С. 911–914.
- Карминский А.М., Костров А.В., Мурзенков Т.Н.* Моделирование вероятности дефолта банков с использованием эконометрических методов: препринт. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2012.
- Пересецкий А.А.* Модели причин отзыва лицензии российских банков: препринт. М.: Российская экономическая школа, 2010.
- Пересецкий А.А., Копылов А.В., Карминский А.М., Головань С.В.* Модели вероятности дефолта российских банков I. Предварительное разбиение банков на кластеры: препринт. М.: Российская Экономическая Школа, 2003.
- Bidzhoyan D., Bogdanova T.* Modelling the financial stability of an enterprise taking into account macroeconomic indicators // Journal of Business Informatics. 2016. Vol. 8. № 3.
- Calabresse R., Giudici P.* Estimating bank default with GEV models, Estimating bank default with generalized extreme value model // DEM Working papers. Preprint № 35. Pavia, 2013.

Sahajwala R., Van den Bergh P. Supervisory risk assessment and earlier warning systems. Preprint. Basel, 2000.

Рукопись поступила в редакцию 02.06.2017 г.

THE CONCEPT OF MODELING AND FORECASTING THE PROBABILITY OF REVOKING A LICENSE OF RUSSIAN BANKS

D.S. Bidzhoyan, T.K. Bogdanova

Bidzhoyan Davit S., National research university “Higher school of economics”, Moscow, Russia, bidzhoyan_david@mail.rubidzhoyan_david@mail.ru

Bogdanova Tatiana K., National research university “Higher school of economics”, Moscow, Russia, bogtan@mail.ru

In this paper, the authors propose an approach to take into account the impact of daily changing macroeconomic variables in the development of a model for the probability of revoking a license from Russian banks on the basis of their annual financial indicators. The essence of this approach – to take into account the influence of macroeconomic variables. It is proposed to use not the average value for the sample, but the median and the volatility characteristics: standard deviation and variance. Based on the annual financial performance of banks for the period from 2004 to 2015, as well as the values of macroeconomic variables, a logistic regression model for estimating the likelihood of license revocation from Russian banks was built. The volatility of macroeconomic variables is characterized by the variables “Standard deviation” and “Variance”. The problem of eliminating multicollinearity between these variables is proposed to be solved by including in the model standardized values of the variable “Standard deviation” and their squares. An approach is proposed for determining the cutoff threshold in binary selection models, according to which the I and II types of errors are assigned different weights. In the function of determining the cut-off value, an external parameter α is

introduced that characterizes the investor's attitude to the I type error (the operating bank is classified as a bank with a revoked license). Classification of banks into operating banks and banks with a revoked license is based on the obtained of the cut-off value, taking into account the selected value of α , at which the function of determining the cut-off value reaches a minimum. Thus, the approach of taking into account the volatility indicators of macroeconomic variables proposed in the study made it possible to improve the quality of the model for forecasting the revocation of a license from a Russian bank. The model has a stronger predictive ability than the models that take into account only the average values of the exchange rate of currencies and other macroeconomic variables.

Keywords: bank license revoking, logistic regression, macroeconomic factors, median, standard deviation, Hosmer–Lemeshow criteria.

JEL: C35, G21, G33.

References

- Bidzhoyan D.S. (2016). The approach to forecasting the financial statement of the enterprise taking into account changes in macroeconomic indicators. *Audit i Finansovi Analiz [Audit and financial analysis]*, no. 4, pp. 195–200 (in Russian).
- Bidzhoyan D., Bogdanova T. (2016). Modelling the financial stability of an enterprise taking into account macroeconomic indicators. *Journal of Business Informatics*, vol. 8, no. 3.
- Bidzhoyan D.S. (2017). Forecasting the likelihood of revocation of licenses of Russian banks. XVIII Russian symposium «Strategic planning and enterprise development», section 5. Moscow, CEMI RAS, pp. 911–914 (in Russian).
- Calabresse R., Giudici P. (2013). Estimating bank default with GEV models, Estimating bank default with generalized extreme value model. DEM Working papers. Preprint № 35. Pavia.
- Karminskii A.M., Kostrov A.V., Mursenkov T.N. (2012). Modeling the probability of default, of banks using econometric methods. Preprint. Moscow, Izdom Vysshhey shkoly ekonomiki (in Russian).
- Peresetskiy A.A. (2010). Models of reasons for revoking the license of Russian banks. Preprint. Moscow, New Economic School (in Russian).

Peresetski A.A., Kopylov A.V., Karminskii A.M., Golovan S.V. (2003). Models of probability of default of Russian banks I. Preliminary division of banks into clusters. Preprint. Moscow, New Economic School (in Russian).

Sahajwala R., Van den Bergh P. (2000). Supervisory Risk Assessment and earlier warning systems. Preprint. Basel.

Manuscript received 02.06.2017

БАРЬЕРЫ ЭНЕРГОЭФФЕКТИВНОСТИ: ЭМПИРИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ

С.В. Ратнер, Р.М. Нижегородцев

Целью настоящей работы является изучение барьеров развития рынков энергоэффективных товаров и услуг массового спроса, используемых в жилом и коммерческом секторах. Исследование проведено методом личного опроса малых групп с использованием структурированной анкеты, содержащей как открытые и полукоткрытые вопросы, так и оценочные вопросы, ответы на которые представляются в ранговой шкале Лайкерта. Вопросы анкеты разработаны таким образом, чтобы выявить и косвенно измерить основные барьеры диффузии новых энергоэффективных технологий массового спроса – стоимостной, информационный, инфраструктурный барьеры и барьер доверия. Исследование проведено в трех регионах – Краснодарском, Красноярском и Приморском краях, объем выборки составляет 657 респондентов. Обработка результатов опроса проводилась преимущественно методами непараметрической статистики: для исследования зависимостей между ранговыми переменными использовалась ранговая корреляция Спирмена и Кендалла; для исследования влияния номинальных переменных на ранговые – непараметрические тесты Манна–Уитни и Крускалла–Уоллиса; для выявления связей между номинальными переменными – таблицы кросс-табуляции. В результате исследования были выявлены существенные региональные различия в уровне экологического сознания респондентов, их оценках эффективности государственной политики сти-

© Ратнер С.В., Нижегородцев Р.М., 2017 г.

Ратнер Светлана Валерьевна, д.э.н., ведущий научный сотрудник, Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, Москва, lanarat@mail.ru

Нижегородцев Роберт Михайлович, д.э.н., заведующий лабораторией, Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, Москва, bell44@rambler.ru