

А.М. Карминский

НИУ ВШЭ, Москва

А.В. Костров

НИУ ВШЭ, Москва

## Моделирование вероятности дефолта российских банков: расширенные возможности<sup>1</sup>

Для моделей вероятности дефолта российских банков в логистической спецификации с квазипанельной структурой данных (1998–2011 гг.) показано: 1) присутствие квадратичной зависимости вероятности дефолта банка от его размера, достаточности капитала и рентабельности; 2) существование отрицательной зависимости вероятности дефолта от уровня монопольной власти банка, характеризующейся индексом Лернера; 3) учет макроэкономических и институциональных переменных, как и фактора времени, существенно улучшает качество модели. Работа представляет интерес для регулятора и коммерческих банков в рамках задач риск-менеджмента.

**Ключевые слова:** *вероятность дефолта, банки, Россия, риск-менеджмент, внутренние рейтинги, IRB-подход, Базель II.*

JEL классификация: G21, G24, G32.

### Введение

В данном исследовании рассмотрены особенности моделирования вероятности дефолта банка применительно к российской действительности с использованием логистической модели бинарного выбора. Предложен ряд моделей вероятности дефолта (моделей раннего предупреждения) для российских банков на основе национальной банковской статистики, макроэкономических и институциональных данных за период 1998–2011 гг.

Такие модели способны помочь предсказывать дефолты банков и должны оказаться востребованы национальным банковским сектором. В соответствии с поставленной целью необходимо:

- обеспечить сбор финансовых данных об операционной деятельности банков, а также информации о внешней среде, с которой им приходится взаимодействовать;
- осуществить отбор финансовых, макроэкономических и институциональных факторов, влияющих на вероятность дефолта кредитной организации, определить характер этого влияния;
- обосновать спецификации моделей вероятности дефолта банка;
- провести сравнение полученных моделей, протестировать их качество, предсказательную силу;
- сравнить возможности панельных моделей, построенных по усеченным выборкам, с ранее полученными моделями.

<sup>1</sup> Работа выполнена в рамках научно-учебной группы «Моделирование дефолтов кредитных организаций», созданной по программе «Научный фонд НИУ ВШЭ» (Учитель – Ученики) по проекту № 05-0030 «Анализ и моделирование дефолтов кредитных организаций», 2012 г.

Авторы выражают признательность Т.Н. Мурзенкову за ценные предложения и рекомендации, которые позволили улучшить качество данной работы.

В предшествующих исследованиях акценты были сделаны на построение моделей, которые не имели отношения к России, либо на периоды кризиса, преимущественно кризиса 1998 г. В то же время наиболее продуктивным представляется использование таких моделей в сравнительно стабильных условиях, когда зарождаются предпосылки неустойчивости как отдельных банков, так и банковской системы в целом.

В работе использованы квазипанельные данные за сравнительно продолжительный период 1998–2011 гг. Особое внимание помимо макроэкономических факторов было уделено институциональным составляющим банковской среды, а также фактору времени. Особняком стоит исследование влияния нелинейностей по переменным на вероятность дефолта банка.

Модель вероятности дефолта представляет потенциальный интерес для трех групп пользователей: Банка России как регулятора, коммерческих банков и их контрагентов. Банк России сможет выявлять наиболее уязвимые банки (группу риска) для своевременного принятия мер, направленных на их финансовое оздоровление. Можно также надеяться, что модели дефолта окажутся полезными в борьбе регулятора с проциклическостью требований к капиталу.

Модель может оказаться полезной для контрагентов банка (в том числе для других банков), чтобы лучше осознавать риски вложения финансовых средств в конкретный банк. Для коммерческих банков представляет интерес и наблюдение за динамикой своей вероятности дефолта для оценки рисков, связанных с банковской деятельностью и проводимой политикой. Модель бинарного выбора типа *logit* позволяет оценивать влияние на вероятность дефолта каждого из объясняющих факторов и рассчитать соответствующие предельные эффекты.

В первом разделе представлен обзор литературы о моделировании дефолта банков и кратко – о российской банковской системе. В следующем разделе описаны источники собранной для проведения исследования базы данных и особенности ее формирования. Процесс построения и улучшения модели вероятности дефолта российского банка представлен в третьем разделе. Тестирование и интерпретация результатов содержатся в четвертом разделе, здесь же проведено сравнение качества построенной и альтернативных моделей вероятности дефолта банка. В заключении содержатся краткие выводы по работе.

### **1. Предпосылки построения моделей вероятности дефолта: обзор литературы**

Подходы к построению моделей раннего предупреждения для банковского сектора и факторы, которые определяют успешность операционной деятельности банков в развитых странах, рассмотрены

в ряде работ, обобщенных в (Bluhm et al., 2010). Далее мы сосредоточимся на рассмотрении преимущественно тех работ, в которых исследуется опыт России и развивающихся стран.

Сначала систематизируем финансовые переменные, в наибольшей степени характеризующие устойчивость позиции банка. Прежде всего это размер активов банка и его капитализация (Карминский и др., 2005; Peresetsky et al., 2011). **Первый фактор чаще всего измеряется** в логарифмическом масштабе, второй – нормативами достаточности капитала или их прокси, например отношением капитала банка к суммарным активам. Размер банка является достаточно важной характеристикой в силу того, что:

- показатель размера банка является значимым практически во всех моделях вероятности дефолта (Peresetsky et al., 2011);
- доля долгосрочных кредитов на срок более трех лет в активах банка напрямую зависит от размера банка, согласно выводам работы (Chernykh, Theodossiou, 2011);
- крупным частным банкам присущ более высокий риск несостоятельности (insolvency risk), что нашло подтверждение в работе (Fungacova, Solanko, 2009);
- дефолты крупных банков приводят к значительным стрессам в экономике, чего регулятор стремится избежать; при этом, как правило, он не в состоянии разобраться со сделками, которые проводят крупные банки (Claeys, Schoors, 2007).

Достаточность капитала (в России – норматив достаточности капитала Н1) характеризует уровень средств банка, которыми он в состоянии рисковать при осуществлении операционной деятельности. Наша гипотеза, основанная на изучении этого индикатора, состоит в том, что тот должен входить в модель нелинейным образом. При низком значении показателя достаточности капитала собственных средств может оказаться недостаточно для покрытия принятых рисков, а при высоком – неэффективно выглядит бизнес-модель операционной деятельности. В последнем случае не используются имеющиеся возможности долгового финансирования и, согласно (Tabak et al., 2011), **увеличивается доля неработающих активов. Можно ожидать U-образную зависимость вероятности дефолта от достаточности капитала.**

В работе (Lanine, Vennet, 2006) в отличие от ранее высказанной гипотезы отмечается, что для российского банковского сектора большее отношение капитала к активам способствует снижению вероятности дефолта кредитной организации, в то время как размер банка не влияет на вероятность его дефолта. Интересно, что по результатам проведенного в этой же работе анализа истощение ликвидных средств банка повышает вероятность его дефолта. При этом отмечается, что данный факт имеет теоретическое и эмпирическое подтверждение.

В работе (Fungacova, Solanko, 2009) уделяется внимание учету профиля риска банка при помощи Z-индекса, который показывает, на сколько своих стандартных отклонений должна упасть прибыльность банка для того, чтобы истощить его капитал.

Согласно общему мнению, включение в эмпирическую модель макроэкономических переменных позволяет улучшить прогнозное качество вероятности дефолта (Карминский и др., 2005). Показано, что параметры, отражающие общее улучшение в экономике, оказывают положительное влияние на состояние банка. Рост ВВП, рост промышленного производства, увеличение реальных доходов населения и улучшение внешнеторговой ситуации являются параметрами, которые потенциально положительно влияют на устойчивость банка в долгосрочной перспективе. В качестве макропеременных в нашей работе будут рассмотрены темп роста ВВП и уровень инфляции как опережающие индикаторы банковского кризиса.

В статье (Mannasoo, Mayes, 2009) определяется модель вероятности дефолта банков в странах Восточной Европы. Авторы отмечают, что темпы роста ВВП являются одним из ключевых опережающих макроэкономических индикаторов, который должен использоваться в моделях оценки вероятности дефолта банков. В другой работе (Vock, Demuynets, 2012) строится панельная регрессия для определения ключевых факторов, влияющих на уровень просроченной задолженности в развивающихся странах. Отмечается отрицательная взаимосвязь между объясняемой переменной и темпами роста ВВП.

Следующей группой факторов, которые используются с целью улучшения моделей для банковского сектора, являются институциональные индикаторы. Согласно ряду статей, тип собственности в банковской системе РФ является одной из ключевых характеристик банка. Например, в статье (Fungacova, Solanko, 2009) делается вывод о том, что у банков с иностранным участием в капитале по сравнению с остальными более высокий риск несостоятельности, а у государственных – меньший. К противоположному выводу пришли авторы статьи (Micco et al., 2007). Согласно их исследованию, иностранные банки достигают лучших операционных результатов, чем национальные.

В статье (Clarke et al., 2005) названы три главные причины, почему государственные банки могут проигрывать частным, а значит, и иметь повышенную вероятность дефолта: вмешательство политиков в дела банка; проблемы в менеджменте и агентская проблема; слабость конкурентной среды (государственные банки часто защищены от чистой конкуренции, субсидируются государством). Идея неэффективности государственных банков находит подтверждение в статье (Micco et al., 2007): в развивающихся странах государственные банки достигают скромных результатов в операционной деятельности, нанимают избыточный персонал и несут большие административные издержки. Однако помощь от государства в случае возникновения

финансовых трудностей и расширенный доступ к рынку МБК приводят к снижению вероятности дефолта государственного банка.

К сожалению, в нашем случае при помощи регрессионного анализа невозможно оценить влияние принадлежности к иностранным и государственным банкам на вероятность дефолта. Дело в том, что ни один банк со 100%-ным участием нерезидентов в нашей выборке не допустил дефолта за 1998–2011 гг. Также в российской банковской практике отсутствуют случаи дефолта банков с высоким участием государства в капитале (более 50%). Перечень государственных банков за рассматриваемый период времени был позаимствован из исследования (Vernikov, 2011). Все изменения были связаны с реорганизацией банков. В то же время в связи с перманентными экономическими кризисами банки с иностранным участием требуют не менее пристального внимания со стороны регулятора.

На деятельности банка может отражаться факт его участия в системе страхования вкладов (ССВ). Если банк является членом ССВ, есть вероятность того, что он будет принимать на баланс больше риска (Fungacova, Solanko, 2009). Участвуя в ССВ, банкам легче получать денежные средства от вкладчиков, впоследствии не интересующихся финансовым состоянием банка. Дамми-переменная на участие в ССВ может служить прокси-показателем морального риска (*moral hazard*).

Следующий институциональный фактор – расположение главного офиса банка. В статье (Claeys, Schoors, 2007) подчеркивается, что Банк России менее склонен отзываться лицензии у региональных банков в регионах с малым присутствием кредитных организаций (чтобы не ослаблять и без того умеренную конкуренцию на этих рынках).

Уровень конкуренции в банковском секторе существенно различается по регионам (Anzoategui et al., 2012). В статье (Fungacova, Weill, 2009) установлена обратная связь между индексом Лернера, который демонстрирует уровень монопольной власти отдельной фирмы, и вероятностью дефолта банка. При получении данного вывода авторы воспользовались логистической регрессией с панельной структурой данных.

Подробный обзор различных типов моделей вероятности дефолта выходит за рамки данной работы. Полноценное освещение данного вопроса произведено в статье (Тотьмянина, 2011).

*Российская банковская система* имеет особенности. С одной стороны, ей менее 25 лет. С другой – она прошла жесткий путь самообучения. Несмотря на то что в российской банковской системе (РБС) выдано около 3500 лицензий на деятельность кредитных организаций, число банков, имеющих право проводить банковские операции, к концу 2012 г. не превысило 900. Можно выделить периоды интенсивного (1996–2000 гг.) и более быстрого (2008–2010 гг.) роста числа отозванных лицензий. Эти периоды соответствуют кризисам 1995 и 1998 гг., а также кризису 2008 г.

РБС прошла два полных этапа развития, водоразделами для которых стали крупнейшие кризисы – 1998 и 2008 гг. Достигнут уровень банковской деятельности, обеспечивающий удовлетворительное выполнение традиционных банковских посреднических функций – финансирование российской экономики и домашних хозяйств. По сравнению с 1990-ми годами на протяжении 2000-х годов в результате последовательных преобразований, законодательных и регуляторных новаций была сформирована рыночная территориально распределенная банковская система (Полтерович и др., 2010).

Каждый кризис таит в себе потери и новые возможности. Он как минимум заставляет осмыслить текущее состояние, оценить проблемы, наметить пути их решения в системной интерпретации, во взгляде на задачи экономики в целом и роли РБС в ней. Представляется, что как в России, так и за рубежом дальнейшее развитие будет ориентировано на обеспечение устойчивости при достаточном уровне прибыльности.

Среди основных современных проблем можно выделить обеспечение пропорционального развития РБС в интересах кредитования реальной экономики и населения, решение ресурсной проблемы, укрепление капитальной базы РБС, а также решение проблемы эффективного регулирования финансовых институтов (включая банки и банковские холдинги) на национальном и наднациональном уровнях.

Кризис 2008 г. показал, что причины его возникновения за рубежом и распространения в развивающихся странах, включая Россию, лежат в сфере глобального регулирования развития мировой экономики. Вопрос о координации регулирования актуален как внутри страны, так и между государствами. Среди основных задач, связанных с реформированием банковской системы России, – формирование системы мониторинга деятельности отдельных банков и РБС в целом. Для этого необходимо разработать эффективную систему раннего предупреждения, позволяющую регулятору дистанционно выявлять наиболее уязвимые кредитные организации для их более тщательного мониторинга. Качественная модель вероятности дефолта банка такие возможности предоставит.

Модель вероятности дефолта может быть востребована тремя основными агентами: Банком России, коммерческими банками и их кредиторами. При помощи модели регулятор получит возможность выявлять наиболее уязвимые банки (группу риска) и своевременно принимать меры для их финансового оздоровления. Для коммерческих банков наблюдение за динамикой вероятности дефолта, своей и контрагентов, позволит получить независимую оценку их устойчивости и перспектив развития, а также количественно оценивать влияние своих действий на риски, связанные с банковской деятельностью. Модель может оказаться полезной и для кредиторов банка – она поможет лучше осознавать риски кредитования конкретного банка.

## 2. Данные для эмпирического исследования

Основной акцент в данной работе сделан на построение моделей отзыва лицензии из-за неплатежеспособности банка и отсутствия необходимых собственных средств на покрытие рисков, связанных с проведением активных операций. Необходимость четкого *определения дефолта банка* зависит от того, в какую исходную выборку попадают банки, у которых лицензия была отозвана как из-за махинаций (отмывание денежных средств, пособничество терроризму), так и по инициативе самого банка. Класс моделей, описывающих махинации, выходит за рамки обсуждения данной работы (Пересецкий, 2010).

В данной работе мы будем придерживаться следующего понимания дефолта банка: банк считается обанкротившимся тогда и только тогда, когда (ФЗ, 1990):

- достаточность собственного капитала становится ниже 2%;
- размер собственных средств ниже минимального значения уставного капитала на дату регистрации банка;
- банк не исполняет в срок, установленный Федеральным законом «О неисполнении (банкротстве) кредитных организаций», требования Банка России о приведении в соответствие величины уставного капитала и размера собственных средств;
- банк не способен удовлетворить требования кредиторов по денежным обязательствам и (или) исполнить обязанность по уплате обязательных платежей;
- банк был подвержен санации.

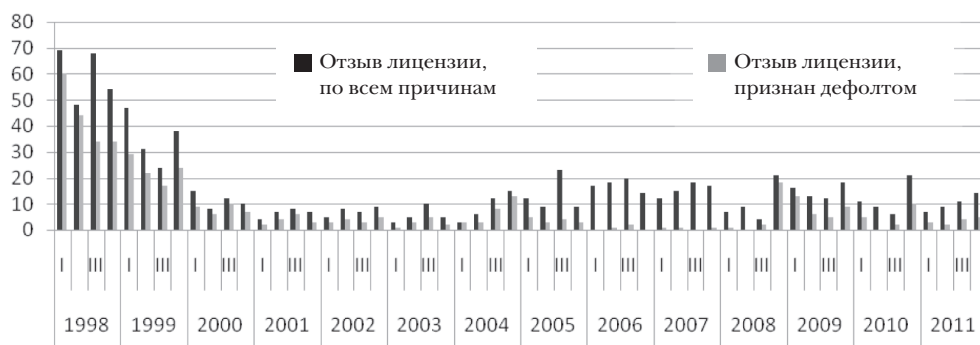
С учетом предварительного анализа и задач исследования информация о финансовых показателях была взята из ИАС «*Банки и финансы*» информационного агентства «Мобиле». Основным фактором нашего выбора явился охватываемый им временной горизонт (с 1998 г.). При этом рассматривать более ранний период времени (до 1998 г.) не имеет смысла в связи с существенной сменой требований к бухгалтерскому учету в российских банках (с 1998 г.). Для каждого банка рассматривались поквартальные данные за период 1998–2011 гг. Использование помесечных данных представляется нецелесообразным в силу большой «замусоренности» таких данных.

Данные о фактах и причинах отзывов лицензий у российских банков собирались с использованием приказов об отзыве (аннулировании) лицензий на осуществление банковских операций, изданных Банком России. Информация о проведенных санациях банков доступна на официальном сайте АСВ (АРКО), а также в других открытых источниках. При этом возможны два состояния банка: «0» – банк продолжает операционную деятельность (выжил); «1» – банк находится в состоянии дефолта.

За рассматриваемый 14-летний период (1998–2011 гг.) было зафиксировано 910 фактов отзыва лицензии, а также 37 случаев санации. Финансовая статистика была представлена у большей части этих

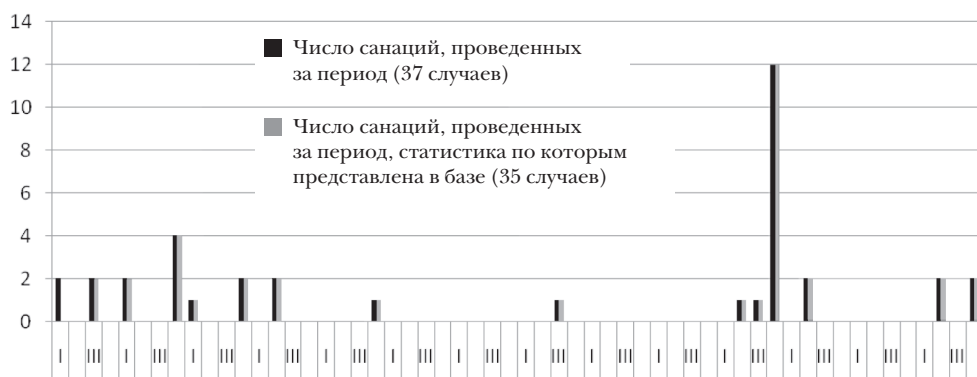
банков в использовавшейся базе данных. Динамика отзывов лицензий у КО в сравнении с теми отзывами, которые признаны дефолтными, приведена на рис. 1; а отзывов, связанных с санацией банка, – на рис. 2. Для моделирования были доступны 374 случая, так как по ряду банков не было достаточной информации. При этом анализировались как структура данных, так и описательные статистики.

Динамика отзывов лицензий у банков в целом соответствует динамике отзывов, признанных дефолтами в соответствии с нашей классификацией, за исключением 2005–2007 гг., когда отсутствует увеличение числа истинных дефолтов при росте числа отзывов из-за ужесточения надзора за мошенничеством.



**Рис. 1**

*Сравнение исторической динамики отзывов лицензии у кредитных организаций и отзывов, признанных дефолтами, поквартально в 1998–2011 гг.*



**Рис. 2**

*Дефолты, связанные с санацией банков. Распределение произошедших санаций банков и их покрытие использованной базой данных «Банки и финансы», поквартально в 1998–2011 гг.*



Для проведения исследования было решено использовать квазипанельную структуру базы данных, которую при необходимости легко трансформировать в панельную. Табл. 1 характеризует структуру используемой базы данных.

Таблица 1

Структура базы данных: типичное наблюдение

Номер лицензии банка / период	Состояние банка	Набор финансовых показателей, тыс. руб.				
		<i>BP</i>	<i>CP</i>	...	<i>KE</i>	<i>LA</i>
507_1/4/2005 <sup>2</sup>	0	219	115	...	83513	31830

Поквартальные данные были взяты из бухгалтерских балансов по российской отчетности в виде точечных значений на конец квартала, за исключением показателей, для которых в течение года учет производился накопительным образом (использовался прирост значения этих переменных за соответствующий квартал). Следует указать на высокую степень несбалансированности данных, так как число наблюдений для обанкротившихся банков существенно меньше, чем для успешно функционирующих.

Исходная выборка была разделена на две части. Первая, по которой строятся модели, включала наблюдения за 1998–2009 гг., вторая, по которой оценивается прогнозная сила построенных моделей, – наблюдения за 2010–2011 гг.

Для оценивания вероятности дефолта была использована *logit*-модель бинарного выбора (Магнус и др., 2007). Вероятность дефолта банка (т.е. события  $default=1$ ) при использовании *logit*-модели оценивается следующим образом:

$$P(default = 1) = \Lambda(x \times \beta), \text{ где } 0 \leq \Lambda(\cdot) \leq 1, \\ \text{при этом } \begin{cases} P(default = 1) \rightarrow 1 \text{ при } x \times \beta \rightarrow +\infty; \\ P(default = 1) \rightarrow 0 \text{ при } x \times \beta \rightarrow -\infty. \end{cases} \quad (1)$$

При таком подходе вероятность дефолта не может выходить за рамки отрезка  $[0; 1]$ , также предполагается нелинейная зависимость вероятности дефолта от используемых объясняющих факторов. В случае логистической модели функциональная часть имеет вид

$$\Lambda(x \times \beta) = \exp(x \times \beta) / [1 + \exp(x \times \beta)]. \quad (2)$$

Для оценки моделей применяется метод максимального правдоподобия с использованием непрерывной латентной переменной при наблюдаемой переменной, принимающей два значения (дефолт или не дефолт).

<sup>2</sup> 507\_1/4/2005 – 1 апреля 2005 г., конец I квартала 2005 г.; наблюдение по банку с номером лицензии 507.

### 3. Нарращивание моделей вероятности дефолта банка

#### 3.1. Очистка базы данных

*Смысловая и статистическая очистка объясняющих переменных и данных.* Информационно-аналитическая система «Банки и финансы» включает порядка 170 финансовых показателей, определяемых на основе российской отчетности коммерческих банков. Но не по всем показателям на протяжении анализируемого временного интервала в базе имеется достаточное количество наблюдений. В этой связи оставлены только 35 показателей.

Так как для построения модели лучшие результаты дают относительные объясняющие переменные, для построения модели вероятности дефолта банка был сформирован набор возможных относительных финансовых объясняющих переменных, дополненных логарифмом чистых активов в качестве показателя размера банка. Выбор объясняющих переменных осуществлен исходя из возможности базы, накопленного в других исследованиях опыта, а также анализа объясняющих возможностей соответствующих переменных статистическими методами.

Очистка данных была проведена в несколько этапов. На первом этапе отсеивались явные ошибки (ввода или измерения). Затем по каждой из относительных переменных были удалены наблюдения, содержащие статистические «выбросы» для банков, продолжающих операционную деятельность. При этом в данной работе любая операция по очистке влечет за собой аналогичные действия по соответствующим лаговым переменным.

*Тест на разделительную способность (ANOVA-тест).* Были сформированы средние значения финансовых показателей по группам функционирующих и объявивших дефолт банков и были выделены финансовые индикаторы, для которых средние значения по двум группам банков статистически отличаются. Затем среди переменных с высокой разделяющей способностью (на уровне значимости в 10%) были выявлены и отсеяны те, по которым имеется недостаточное или неравномерно распределенное во времени число наблюдений на протяжении 1998–2011 гг. (табл. 2).

Таблица 2

Результаты теста автоматического выбора переменных

Наименование переменной	Обозначение переменной	Формула для вычисления	<i>P-value</i> в ANOVA- тесте
Отношение собственных средств к чистым активам*	<i>sk_ca</i>	<i>sk/ca</i>	0,031
Отношение балансовой прибыли к чистым активам*	<i>bp_ca</i>	<i>bp/ca</i>	0,042
Отношение ликвидных активов к чистым активам*	<i>la_ca</i>	<i>la/ca</i>	0,007

Наименование переменной	Обозначение переменной	Формула для вычисления	<i>P-value</i> в ANOVA- тестах
Отношение объема негосударственных ценных бумаг к чистым активам*	<i>ncb_ca</i>	$ncb/ca$	0,004
Отношение просроченной задолженности по ссудам к кредитам экономике*	<i>pzs_ke</i>	$pzs / ke$	0,008
Отношение оборотов по корреспондентским счетам к чистым активам*	<i>oks_ca</i>	$oks / ca$	0,072
Отношение ликвидных активов к обязательствам до востребования	<i>la_ov</i>	$la / ov$	0,109
Логарифм чистых активов*	<i>ln_ca</i>	$ln(ca)$	0,079
Отношение операционных доходов банка к чистой прибыли	<i>odb_cp</i>	$odb / cp$	0,165
Отношение чистой прибыли к чистым активам*	<i>cp_ca</i>	$cp / ca$	0,078
Отношение ликвидных активов к долговым обязательствам государственным и органов местного самоуправления	<i>la_gdo</i>	$la / gdo$	0,123
Отношение ликвидных активов к обязательствам на срок свыше одного года	<i>la_solong</i>	$la / so\_long$	0,243
Отношение долговых обязательств государственных и органов местного самоуправления к чистым активам	<i>gdo_ca</i>	$gdo / ca$	0,324
Отношение работающих активов к чистым активам	<i>ra_ca</i>	$ra / ca$	0,168
Отношение депозитов физических лиц до 30 дней к депозитам физических лиц**	<i>vdf130_dfl</i>	$vdf1\_30 / dfl$	0,069
Отношение расходов на содержание аппарата к операционным расходам банка	<i>rsa_orb</i>	$rsa / orb$	0,654
Отношение резервов к чистым активам*	<i>res_ca</i>	$res / ca$	0,023

**Примечание.** «\*» обозначены переменные, обладающие высокой разделяющей способностью, «\*\*» – переменные, по которым имеется достаточное разделение, но недостаточное или неравномерно распределенное во времени число наблюдений.

### 3.2. Экономический смысл отобранных финансовых переменных

Оставшиеся объясняющие переменные разобьем по группам в соответствии со схемой CAMELS. Опишем наши ожидания влияния данных переменных на вероятность дефолта банков.

1. Переменные, связанные с *капиталом* (*C, capital*), представлены *отношением капитала к активам* *sk\_ca*. Мы ожидаем U-образную зависимость вероятности дефолта (*PD*) по этому показателю, так как, с одной стороны, большая доля собственного капитала в чистых активах банка указывает на наличие запаса прочности, а с другой – слишком большой уровень собственного капитала свидетельствует о пониженном уровне эффективности посреднической деятельности.

2. Переменные, связанные с *активами* ( $A$ , assets), представлены *логарифмом чистых активов*  $ln\_ca$  (который одновременно характеризует размер банка) и *отношением просроченной задолженности по ссудам к кредитам экономике*  $pzs\_ke$ .

Влияние переменной  $ln\_ca$  на  $PD$  неоднозначно и, скорее, U-образное, так как в новейшей российской истории немало случаев отзывов лицензий у крупнейших банков (Карминский и др., 2005). Несмотря на потенциальную поддержку крупных банков в силу известной проблемы «слишком большой, чтобы обанкротиться» (too big to fail), в условиях кризисов 1998–2008 гг. отмечалось немало отзывов лицензий у банков TOP-50.

Так как высокий уровень просроченной задолженности относительно величины выданных кредитов  $pzs\_ke$  отражает неблагоприятное финансовое положение банка, а также низкое качество оценки рисков, связанных с операциями кредитной организации, можно ожидать отрицательного влияния на  $PD$  роста значения  $pzs\_ke$ . Этот показатель характеризует и уровень менеджмента в кредитной организации.

3. Переменные, связанные с *менеджментом* ( $M$ , management), помимо указанной выше переменной  $pzs\_ke$  представлены *отношением оборотов по корреспондентским счетам за период времени к чистым активам* (в логарифмическом масштабе)  $ln\_oks\_ca$ . Эта переменная является важнейшим индикатором банковской активности и стратегического поведения менеджмента банка. Мы ожидаем, что рост этого показателя способствует росту вероятности дефолта банка. Выбор логарифмического масштаба для второй переменной объясняется желанием избавиться от высокого уровня корреляции с другими объясняющими переменными.

4. Переменные, связанные с *прибылью* ( $E$ , earnings), представлены переменной *отношение балансовой прибыли к чистым активам*  $bp\_ca$ . Как низкое (малая прибыльность), так и высокое (сверхприбыли) значение этого показателя сопровождается повышенными рисками, в связи с чем ожидается U-образная зависимость, хотя, возможно, и не слишком выраженная. Сбалансированная прибыльность является отражением ориентации банка на устойчивое развитие.

5. Переменные, связанные с *ликвидностью* ( $L$ , liquidity) и *чувствительностью* ( $S$ , sensitivity), в рамках данного исследования представлены *отношением объема негосударственных ценных бумаг к чистым активам*  $ncb\_ca$ .

Операции с ценными бумагами, прежде всего с негосударственными, сопряжены с повышенным уровнем рыночного риска. При этом инвестирование в ценные бумаги, в том числе в негосударственные, является важным компонентом управления ликвидностью банка. По нашему мнению, банки, которые слишком активно вовлечены в торговлю негосударственными ценными бумагами и имеют высокое отношение  $ncb\_ca$ , с большей вероятностью допустят дефолт в будущем.

Следует отметить, что фактор чувствительности к рынку у российских банков трудно оценивать в силу того, что немногие из них имеют торгуемые ценные бумаги.

### 3.3. Выбор спецификации и построение базовой модели

*Несбалансированность данных* крайне негативно сказывается на качестве моделей бинарного выбора. В нашем случае один класс наблюдений (продолжающие деятельность банки) существенно доминирует над другим (в нашем случае – над допустившими дефолт банками), так как модель должна обучаться на наблюдениях обоих классов. Несмотря на усилия, направленные на сохранение наблюдений типа «дефолт» при формировании базы, их доля составляет лишь порядка 1%.

В этой работе использовался способ балансировки, описанный в (He, Edwards, 2009). Для увеличения доли наблюдений типа «дефолт» при моделировании применялся следующий алгоритм. Формировалась 1 тыс. подвыборок, каждая из которых содержала 5% наблюдений типа «*банк продолжает операционную деятельность*» от начальной выборки и все имеющиеся наблюдения типа «*дефолт*». Это позволяет повысить долю допустивших дефолт банков до 10–12% в каждой из подвыборок, а значит, каждая из них окажется пригодной для построения логит-модели.

Для построения модели финансовые показатели брались с лагами. Выбор величины лага по финансовым объясняющим переменным осуществлялся в пределах восьми кварталов (Пересецкий, 2007), так как финансовые трудности банка достаточно быстро отражаются в его балансе.

Нами определялась величина лага для модели вероятности дефолта банка, набор потенциальных финансовых объясняющих переменных определен нами ранее. Для этого строились логистические регрессии для каждой величины лага (от одного до восьми кварталов, поквартально) по финансовым переменным. На основе анализа статистических характеристик для выбранной спецификации модели в зависимости от величины лага определяется оптимальная величина лага по финансовым переменным.

Анализ показал, что с увеличением лага падает качество моделей и адекватность модели эмпирическим данным. В этой связи для дальнейшего рассмотрения принят лаг в два квартала. Такую модель будем называть *базовой моделью* (basic). Параметры модели приведены в табл. 3.

### 3.4. Анализ нелинейностей по финансовым переменным

Исходя из интуитивных *экономических соображений*, высказанных в разделе 2, оценим влияние нелинейности по двум переменным, характеризующим отношения соответственно балансовой прибыли  $bp\_ca$  и собственного капитала  $sk\_ca$  к чистым активам, включив в модель полиномы до восьмой степени по данным переменным, чтобы оценить возможную степень

**Таблица 3**  
Итоговая таблица характеристик предложенных ключевых моделей

Название модели	Базовая модель	Базовая с учетом нелинейности первого типа	Базовая с учетом нелинейности второго типа	Базовая модель второго типа с учетом дополнительных параметров				
				фактора времени	макроэкономических переменных	институциональных переменных	формы собственности, финальная базовая модель	
Обозначение модели	<i>basic</i>	<i>b_e1</i>	<i>b_e2</i>	<i>b_e2_t</i>	<i>b_e2_t_m</i>	<i>b_e2_t_m_i</i>	<i>b_e2_t_m_i_s</i>	
Номер модели	_1_	_2_	_2.1_	_2.2_	_2.3_	_2.4_	_2.5_	
Название переменной	Значимость коэффициентов в построенных моделях							
<i>sk_ca_lag2</i>	-0,55	-11,05***	-9,75***	-9,98***	-9,10***	-12,43***	-10,91***	
<i>(sk_ca_lag2)<sup>2</sup></i>		16,56***	14,56***	15,04***	14,39***	16,81***	14,09***	
<i>ln_ca_lag2</i>	-0,13**	-0,01	0,008	-0,13*	-0,10***	-0,11	-1,94**	
<i>(ln_ca_lag2)<sup>2</sup></i>							0,06*	
<i>bp_ca_lag2</i>	-11,45***	-71,90***	-74,52***	-72,42***	67,51***	-61,50***	-60***	
<i>(bp_ca_lag2)<sup>2</sup></i>		1014***	976***	1073***	976***	1088***	1039***	
<i>ncb_ca_lag2</i>	3,99***	4,47***	-6,20***	-4,80*	-4,95*	-4,25***	-4,55*	
<i>(ncb_ca_lag2)<sup>2</sup></i>			24,05***	22,28***	22,50***	15,54**	16,08**	
<i>pzs_ke_lag2</i>	6,38***	4,72***	4,33***	3,94***	4,23***	5,17	4,96***	
<i>ln(oks_ca_lag2)</i>	-1,19***	-1,09***	-1,08***	-1,08***	-1,01***	-1,19	-1,18***	
<i>d_09</i>				1,61***	2,15***	2,21	2,26***	
<i>d_q1</i>				-1,07***	-1,28***	-1,41***	-1,47***	
<i>gap_gr_lag2</i>				0,17**	0,17**	0,11	0,12	
<i>cpi_lag2</i>				0,10***	0,10***	0,10***	0,10***	
<i>I_index</i>						-2,51***	-2,38***	
<i>Region</i>						2,85***	2,91***	
Критерий сравнения	Сравнение статистических характеристик построенных моделей							
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0,5219	0,59	0,6046	0,6279	0,6403	0,7058	0,7095	
<i>S под ROC</i>	0,8936	0,9159	0,9187	0,9383	0,9418	0,9691	0,97	
<i>Sensitivity, %</i>	72,30	75,90	77,34	78,42	79,14	83,81	84,53	
<i>Specificity, %</i>	97,20	97,68	98,16	96,64	96,96	97,20	97,04	
<i>F<sub>r</sub></i> (верное предсказание), %	92,67	93,72	94,37	93,32	93,72	94,76	94,76	
<i>F<sub>r</sub></i> (ExitWork), %	27,7	24,10	22,66	21,58	20,86	16,19	15,47	

**Примечание.** «\*\*\*», «\*\*», «\*» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 1, 5 и 10% соответственно.

нелинейности в моделях вероятности дефолта. В качестве основного инструмента для выбора статистически правильной степени будет использоваться тест максимального правдоподобия (LR-тест).

Нулевая гипотеза данного теста формулируется следующим образом: присутствует квадратичная зависимость по переменным  $bp\_ca$  и  $sk\_ca$ , а альтернативная гипотеза состоит в том, что присутствует зависимость более высокой степени  $n$  одновременно по обоим переменным –  $n \neq 8$ . Более высокие степени не рассматривались, так как они не приносят значительных изменений в форму моделируемой зависимости.

Данный тест статистически подтвердил, что модели с включением полиномов второй степени по переменным  $bp\_ca$  и  $sk\_ca$  вполне достаточны, причем модели с более высокими степенями не дают положительного эффекта. Модель с финансовыми переменными  $bp\_ca$  и  $sk\_ca$  с нелинейностью второго порядка будет называться *моделью с учетом нелинейностей первого типа (basic\_exponent1, или b\_e1)*.

При *эконометрическом подходе к анализу нелинейностей* проводится дополнительный анализ нелинейностей, включающий использование квадратов и кубов объясняющих переменных в базовой эконометрической модели (Basic) за исключением переменных размера банка  $ln\_ca$  и качества управления  $ln\_oks\_ca$ . Для проверки целесообразности включения нелинейности последовательно отбрасывались значимые объясняющие финансовые переменные, начиная с наименее значимых, и одновременно анализировались статистические характеристики модели.

Данный алгоритм привел к результату, близкому к ранее полученному, но по статистическим характеристикам эта модель превзошла первую. Данная модель будет называться *моделью с учетом нелинейностей второго типа (basic\_exponent2, или b\_e2)*. Ее улучшением мы будем заниматься в последующей части работы.

Анализ статистических характеристик полученных ранее моделей (см. табл. 3) показывает, что коэффициент при показателе размера банка, выраженном в виде логарифма активов  $ln\_ca$ , далеко не всегда значим. В то же время существующая практика, анализ статистических данных по дефолтам российских банков, а также экономические соображения, приведенные ранее, показывают, что *нелинейность по размеру банка* существует и имеет U-образный характер, причем описание линейной зависимостью неудовлетворительно. Эту гипотезу мы попытаемся подтвердить для итоговой модели.

### 3.5. Учет фактора времени

Одним из недостатков простой логистической модели является неучет фактора времени. Для *учета фактора времени по годам* введем ежегодные дамми-переменные для временного интервала 1998–2009 гг. Последовательно исключая незначимые дамми с использованием LR-теста, удалось показать, что значима только одна дамми-переменная – на 2009 г., отражающая накопленные результаты по кризису 2008 г.

Аналогично рассмотрев *проблему сезонности*, удалось показать, что в модель должна быть включена дамми-переменная на I квартал. Этот факт отражает наличие практики консервативной отчетности за I квартал года.

Полученная модель будет называться *моделью с учетом фактора времени* и обозначаться как (*basic\_exponent2\_time*, или *b\_e2\_t*).

### 3.6. Учет макроэкономических и институциональных факторов

Использование *макроэкономических переменных* потенциально позволяет улучшить прогнозное качество модели. При сборе данных были использованы ресурсы Единого архива экономических и социологических данных, Росстата (Госкомстата), а также Центрального банка РФ.

Изначально были отобраны шесть макроэкономических переменных, включая отношение экспорта к импорту (за квартал), индекс реального ВВП (с учетом сезонности), индекс потребительских цен, средний курс доллара на ММВБ (за квартал), норму безработицы и индекс реальных денежных доходов населения (с учетом сезонности). Эти показатели были рассмотрены за период 1998–2011 гг. в динамике (в темпах роста) либо в статике в зависимости от их экономического содержания. При выборе макроэкономических переменных учитывалось, что они могут сильно коррелировать между собой (проблема мультиколлинеарности). В результате первоначального эконометрического отбора остановились на двух из них: ежеквартальные темпы роста ВВП *gdp\_gr* и индекс потребительских цен *cpi*. Выбор величины лага по макроэкономическим переменным производился так же, как и по финансовым переменным, и оказался равным двум кварталам.

Процедура учета *институциональных переменных*, приведенная ниже, показывает не только типовые факторы институционального характера, но и особенности их реализации в России. Были рассмотрены три институциональные переменные: региональная принадлежность, принадлежность к системе страхования вкладов, а также индекс Лернера, который отражает уровень монопольной власти отдельного банка.

Реестр банков – участников системы обязательного страхования вкладов был подготовлен экспертами информационно-правового портала «Гарант». Индекс Лернера был рассчитан нами в соответствии с традиционной методологией.

После проверки значимости факторов (незначима принадлежность к системе страхования вкладов) *модель с дополнительным учетом макроэкономических и институциональных переменных* (*basic\_exponent2\_time\_macro\_institutional*, или *b\_e2\_t\_m\_i*) включала две институциональные переменные (расположение головного офиса и индекс Лернера).



Для проверки справедливости сформулированного ранее утверждения о нелинейной зависимости вероятности дефолта от размера банка включим в модель вторую степень по данной переменной. Эта модель будет называться *моделью с дополнительным учетом фактора времени, макроэкономических и институциональных факторов, квадратичностью размера банка*. Данную спецификацию будем считать *финальной базовой моделью*. В нее входит ряд незначимых переменных, включение которых экономически обосновано

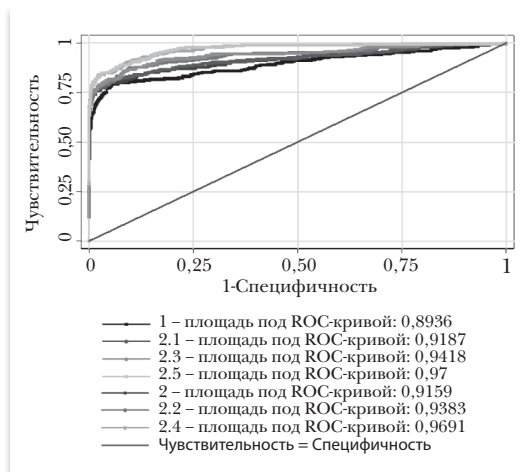


Рис. 3

Сравнение ROC-кривых для ключевых моделей

и соответствует проверяемым гипотезам. Итоговая таблица рассмотренных и наращиваемых по сложности моделей представлена в табл. 3. Основные финансовые показатели взяты с лагом в два квартала  $lag = 2$ . В таблице для каждой модели приведены: коэффициенты при соответствующей объясняющей переменной, статистическая значимость указанных коэффициентов, а также показатели, характеризующие качество модели.

На рис. 3 показано сравнение ROC-кривых для ключевых моделей.

#### 4. Тестирование и сравнение построенных моделей.

##### Интерпретация результатов

##### 4.1. Тестирование модели

**Тестирование на влияние пропусков.** В исходной базе данных присутствовало достаточно много пропущенных значений по ключевым финансовым показателям.

В силу этого был реализован алгоритм статистической проверки влияния пропусков в исходной модели на полученные результаты, предложенный в (Магнус и др., 2007). Данный тест показал, что в финальной спецификации модели отсутствует статистически значимое влияние пропущенных значений на результаты оценок коэффициентов регрессии, так как все введенные дамми-переменные оказались незначимыми на всех разумных уровнях.

**Тестирование на переобучаемость.** Возможным недостатком построенной логистической регрессии является тенденция к переобучаемости, т.е. высокий уровень зависимости полученных оценок и статистических свойств модели от исходной выборки. В данной работе получил развитие алгоритм перемешивания, описанный в (Hosmer, Lemeshow, 2000).

Смысл использованного алгоритма сводится к оценке финальной спецификации модели по 1 тыс. выборок, каждая из которых содержит все имеющиеся в базе данных дефолты за 1998–2009 гг. и случайным образом выбранное достаточное число наблюдений по успешно функционирующим банкам. При этом осуществляется контроль стабильности знаков и значимости коэффициентов при объясняющих переменных.

Знаки коэффициентов при всех переменных абсолютно стабильны, как и их значимость, следовательно, модель будет улавливать тренд, а не зависеть от исходной выборки. Иными словами, модель не подвержена эффекту переобучаемости.

#### 4.2. Интерпретация результатов

**Анализ влияния финансовых переменных.** Зависимость вероятности дефолта банка от доли собственных средств в чистых активах  $sk\_ca$  нелинейна. В качестве оптимального значения по результатам проведенного исследования можно считать значение отношения, приблизительно равное 0,4. Зависимость вероятности дефолта банка от доли балансовой прибыли банка относительно его чистых активов  $bp\_ca$  полностью соответствует нашим предсказаниям относительно влияния данной переменной на вероятность выживания банка: связь и для данной переменной нелинейная. Оптимальные значения лежат в районе 0,05.

Доля негосударственных ценных бумаг в активах банка связана нелинейной связью с вероятностью выживания банка. Для банков, вкладывающих умеренное количество денежных средств в негосударственные ценные бумаги (менее 10%), отсутствует негативное влияние данного показателя на вероятность дефолта. Такие вложения совершаются – как правило, из соображений управления ликвидностью – преимущественно в высоконадежные корпоративные бумаги, доходность по которым выше, чем по государственным.

Согласно результатам анализа, размер активов банка, включенный линейно, не влияет на вероятность его дефолта вопреки нашим ожиданиям. В то же время при включении в модель квадратичной объясняющей переменной мы наблюдаем опровержение гипотезы о справедливости постулата «too big to fail» в российской действительности.

В соответствии с нашими ожиданиями коэффициент при переменной  $pzs\_ke$  принял отрицательное значение. Выдача ссуд ненадежным заемщикам по причине агрессивной кредитной политики или неадекватной оценки рисков в результате приводит к повышению вероятности дефолта банка. Снижение показателя  $ln\_oks\_ca$  приводит к повышению вероятности дефолта банка. Как отмечалось ранее, падающее отношение оборотов по корреспондентским счетам к активам банка за период времени действительно сигнализирует о потенциальных проблемах в проведении платежей или о снижении активности банка.

**Анализ влияния фактора времени.** Значимой оказалась дамми-переменная  $d_{09}$  для 2009 г. Коэффициент при данной переменной положительный, т.е. в 2009 г. вероятность дефолта у банков была выше (произошла недооценка риска). Это естественно: в это время мировую экономику потряс финансовый кризис. По-видимому, важен сам механизм распространения кризисных явлений. Учет такого канала влияния, как финансирование нерезидентами (на индивидуальном уровне, для конкретных банков), или воздействия иных ненаблюдаемых факторов на российский банковский сектор интересен для развития исследования, но на сегодня релевантные данные приемлемого качества отсутствуют.

Согласно результатам построенной модели, банки допускают дефолт в I квартале каждого года с меньшей вероятностью (знак переменной  $d_{q1}$ ). Возможно, это связано с колебаниями деловой активности в банковском секторе, существующей практикой подготовки финансовой отчетности и особенностями пруденциального надзора, усиливающимися к середине и концу года.

**Анализ влияния макроэкономических переменных.** Переменная  $gdp\_gr$ , отражающая *поквартальные темпы прироста ВВП*, оказалась незначимой, что является достаточно неожиданным результатом. Возможно, причина такого результата кроется в использовании поквартальных, а не годовых темпов прироста. Потенциально это могло размыть влияние данного фактора на вероятность дефолта банка. Кроме того, положительное влияние высоких темпов экономического роста могло быть учтено неявно – через соответствующее влияние на финансовые переменные. Также наличие второй макропеременной может размывать влияние  $gdp\_gr$  на вероятность дефолта КО (Карминский и др., 2005).

В модель включен *индекс потребительских цен  $cpi$* . Оценка коэффициента при данном показателе положительная. Это означает, что с увеличением уровня инфляции вероятность дефолта банка растет. Одним из объяснений этого может служить то, что повышение уровня цен (инфляции) снижает реальную доходность банка по выданным ранее кредитам.

**Анализ влияния институциональных переменных.** Высоким значениям индекса Лернера  $l\_index$ , которые соответствуют значительной монопольной власти банка, соответствует пониженная вероятность дефолта: в условиях низкой конкуренции вероятность выживания каждого отдельного банка выше.

Согласно полученным результатам, коэффициент при дамми-переменной  $region$  отрицательный. Это означает, что с позиции надежности для московских банков издержки агрессивной конкурентной среды превышают выгоды от развитой инфраструктуры и качественных человеческих ресурсов, а также политики отзыва лицензий Банка России.

### 4.3. Сравнение предсказательной силы полученной модели с альтернативами

Прогноз вне выборки проводился по данным за 2010–2011 гг., которые при построении моделей не использовались. Для определения качества прогноза на протяжении 2010–2011 гг. проводился контроль за числом предсказанных дефолтов и величиной среднеквартальной группы риска.

Всего за 2010–2011 гг. было зарегистрировано 19 случаев дефолта. По нашему мнению, к группе риска следует причислять те банки, вероятность дефолта которых превышает 30%. Это позволяет одновременно сократить размер группы риска и предсказать значительное число дефолтов – 63% (см. табл. 4).

Таблица 4

Тестирование предсказательной силы модели: число верно предсказанных дефолтов в зависимости от размера группы риска

Критерий причисления банка к группе риска: вероятность дефолта банка $\geq X$ , %	Размер группы риска, среднеквартальная	Число (доля) верно предсказанных дефолтов, число (%)
$X = 10$	54	16 (84%)
$X = 20$	34	12 (63%)
$X = 30$	30	12 (63%)
$X = 40$	28	10 (52%)

Для повышения точности оценивания и выявления банков, требующих повышенного внимания, мы попытались использовать несколько альтернативных моделей.

**Логистическая модель бинарного выбора с использованием панельных данных.** Мы оценили модель финальной спецификации с использованием панельных данных (фиксированный эффект) и тем самым планировали улучшить ее предсказательную силу по сравнению с той, которую продемонстрировала простая логистическая модель. Однако улучшения качества модели не произошло.

**Модель с использованием в качестве объясняющей переменной Z-индекса.** Согласно результатам (Fungacova, Solanko, 2009), увеличение Z-индекса приводит к тому, что финансовая стабильность банка улучшается и как следствие вероятность дефолта банка уменьшается.

В нашем случае включение данной переменной в модель не привело к улучшению ее качества, более того, переменная оказалась незначимой на всех разумных уровнях значимости.

Причины этого следует искать в порядке расчета индекса

$$Z = \{E(ROA) + SK / CA\} / \sigma(ROA), \quad (4)$$

где  $SK$  – величина собственного капитала банка,  $CA$  – величина чистых активов банка,  $ROA$  – рентабельность активов банка.

Данный показатель зависит от трех параметров: отношения собственного капитала банка к чистым активам банка –  $SK/CA$ , ожидаемой рентабельности его активов –  $E(ROA)$  и ее волатильности –  $\sigma(ROA)$ . Фактически первые два параметра  $SK/CA$  и  $E(ROA)$  уже учтены в модели (через переменные  $sk\_ca$  и  $bp\_ca$  соответственно), а третий, по-видимому, не имеет решающего значения.

### Заключение

В данной работе построена модель вероятности дефолта банка, которая продемонстрировала убедительную предсказательную силу при тестировании вне выборки: при умеренном числе банков в группе риска было верно предсказано более 60% произошедших в 2010–2011 гг. дефолтов. Это, в свою очередь, подтверждает применимость авто-кластеризации в совокупности с подходом CAMELS при отборе наилучших объясняющих переменных для построения моделей вероятности дефолта.

Согласно результатам нашей работы, была обнаружена квадратическая зависимость вероятности дефолта банка от ряда относительных финансовых переменных: капитализации, прибыльности, доли негосударственных ценных бумаг в активах банка, а также размера банковских активов. Особенно интересен последний результат: без учета нелинейности относительно размеров банка этот фактор оказывается незначимым. Данный вывод может оказаться полезным исследователям, учитывающим влияние размеров банка на различные характеристики его операционной деятельности.

При формировании базы данных для исследования мы столкнулись с проблемами «замусоренности» финансовой статистики, несбалансированности данных, однако нашли пути решения этих проблем. Также мы улучшили модели при помощи макроэкономических и институциональных характеристик операционной среды банка. Перспективным направлением развития модели видится использование банковских рейтингов для получения более точной оценки вероятности дефолта банка.

### Литература

- Карминский А.М., Пересецкий А.А., Петров А.Е. (2005). Рейтинги в экономике: методология и практика. М.: Финансы и статистика.
- Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. (2007). Эконометрика: Начальный курс. М.: Дело.
- Пересецкий А.А. (2007). Методы оценки вероятности дефолта банков // *Экономика и мат. методы*. Т. 43. № 3. С. 37–62.
- Пересецкий А.А. (2010). Модели причин отзыва лицензий у российских банков. Препринт #WP/2010/085. М.: Российская экономическая школа.

- Полтерович В.М., Волчкова Н.А., Денисова И.А.** и др. (2010). Стратегия модернизации российской экономики. Ред.: Полтерович В.М. СПб.: Алетейя.
- Тотьмянина К.М.** (2011). Обзор моделей вероятности дефолта // *Управление финансовыми рисками*. № 1 (25).
- ФЗ (1990). Федеральный закон «О банках и банковской деятельности» от 02.12.1990 № 395–1. [Электронный документ] Статья 20. Режим доступа: <http://www.consultant.ru/popular/bank/>, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: январь 2013 г.).
- Anzoategui D., Peria M., Melecky M.** (2012). Bank Competition in Russia: An Examination at Different Levels of Aggregation // *Emerging Markets Review*. Vol. 13. No. 1. P. 52–53.
- Bluhm C., Overbeck L., Wagner C.** (2010). Introduction to Credit Risk Modeling. Chapman and Hall/CRC.
- Bock R., Demyanets A.** (2012). Bank Asset Quality in Emerging Markets: Determinates and Spillovers. IMF Working Paper WP/12/71. International Monetary Fund.
- Chernykh L., Theodossiou A.** (2011). Determinants of Bank Long-Term Lending Behavior: Evidence From Russia // *Multinational Finance J.* No. 15. P. 193–216.
- Claeys S., Schoors K.** (2007). Bank Supervision Russian Style: Evidence of Conflicts between Micro- and Macro-Prudential Concerns // *J. of Comparative Econ.* Vol. 35. No. 3. P. 63–657.
- Clarke G., Cull R., Shirley M.** (2005). Bank Privatization in Developing Countries: A Summary of Lessons and Findings // *J. of Banking and Finance*. Vol. 29. No. 8–9. P. 1905–1930.
- Fungacova Z., Solanko L.** (2009). Risk-Taking by Russian Banks: Do Location, Ownership and Size Matter? BOFIT Discussion Papers 21/2008. Bank of Finland. Institute for Economies in Transition.
- Fungacova Z., Weill L.** (2009). How Market Power Influences Bank Failures: Evidence From Russia. BOFIT Discussion Papers 12/2009. Bank of Finland. Institute for Economies in Transition.
- He H., Eduardo A.** (2009). Learning from Imbalanced Data // *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering*. Vol. 21. No. 9. P. 1263–1284.
- Hosmer D., Lemeshow S.** (2000). Applied Logistic Regression. N.Y.: John Wiley and Sons.
- Lanine G., Vennet R.** (2006). Failure Prediction in the Russian Bank Sector with Logit and Trait Recognition Models // *Expert Systems with Applications*. Vol. 30. No. 3. P. 463–478.
- Mannasoo K., Mayes D.** (2009). Explaining Bank Distress in Eastern European Transition Economies // *J. of Banking and Finance*. Vol. 33 No. 2. P. 244–253.
- Micco A., Panizza U., Yanez M.** (2007). Bank Ownership and Performance. Does politics matter? // *J. of Banking and Finance*. Vol. 31. No. 1. P. 219–241.
- Peresetsky A.A., Karminsky A.M., Golovan S.V.** (2011) Probability of Default Models of Russian Banks // *Economic Change and Restructuring*. Vol. 44. No. 4.

- Tabak B., Craveiro G., Cajueiro D.** (2011). Bank Efficiency and Default in Brazil: Causality Tests. Working paper series 253. The Central Bank of Brazil.
- Vernikov A.** (2011). Government Banking in Russia: Magnitude and New Features. IWH Discussion Papers. Halle Institute for Economic Research.

*Поступила в редакцию 17 сентября 2012 года*

**A.M. Karminsky**

Higher School of Economics, Moscow

**A.V. Kostrov**

Higher School of Economics, Moscow

## **Modeling the Default Probabilities of Russian Banks: Extended Abilities**

Using binary choice logistic regression with quasi panel data (1998–2011) to develop a probability of default model for Russian banks we have found that: 1) there is a quadratic interaction between bank's capital adequacy ratio and its default probability; 2) there is a negative relationship between the bank's monopoly power and its PD; 3) macroeconomic, institutional and time factors significantly improve the model quality. We believe that these results will be useful for national financial regulatory authorities as well as for commercial banks in risk management.

**Keywords:** *probability of default (PD), banks, Russia, risk-management, internal ratings, IRB approach, Basel II.*

JEL classification: G21, G24, G32.