

3

2017 / Vol. 13  
ISSN 2073-0438  
[cfjournal.hse.ru/en](http://cfjournal.hse.ru/en)

# JOURNAL OF CORPORATE FINANCE RESEARCH



Электронный журнал  
«Корпоративные финансы»

[www.cfjournal.hse.ru](http://www.cfjournal.hse.ru)



Новые  
исследования

Дискуссии

Корпоративная  
финансовая аналитика

Академические  
обзоры

Методология исследований  
корпоративных финансов

## Корпоративные финансы

2017. № 3, т. 13

Электронный журнал

[www.cfjournal.hse.ru](http://www.cfjournal.hse.ru)

ISSN 2073-0438

### Адрес редакции:

Высшая школа экономики,  
факультет экономических наук,

ул. Шаболовка, д. 26, корп. 4

Тел.: +7 (495) 621 9192

E-mail: [Cf@hse.ru](mailto:Cf@hse.ru)

Электронный журнал «Корпоративные финансы» издается с 2007 года. Учредителями журнала являются Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» и **Ирина Васильевна Ивашковская** (главный редактор).

**Цель журнала** – создание информационного ресурса, необходимого для развития корпоративных финансов как современной области исследований и преподавания, направленной на разработку и применение принципов финансовой теории для анализа и моделирования комплекса финансовых решений фирмы и их роли в создании ее стоимости, анализа и моделирования поведения агентов (менеджмента) и выявления роли их стимулов в создании стоимости компании, анализа финансовой архитектуры фирм и корпоративного контроля, а также других смежных направлений.

Электронный журнал «Корпоративные финансы» направлен на развитие исследований в новой для российской экономической науки области теоретических концепций финансовых решений современных компаний, апробацию и эмпирическое тестирование современных концепций корпоративных финансов на данных стран с растущими и развитыми рынками капитала, а также распространение получаемых результатов.

### Журнал выходит четыре раза в год (поквартально).

Доступ к электронному журналу постоянный, свободный и бесплатный по адресу: <https://cfjournal.hse.ru>

Журнал «Корпоративные финансы» включен в список ВАК РФ, индексируется в Российском индексе научного цитирования (РИНЦ). С 2015 года входит в топ-1000 лучших российских журналов Russian Science Citation Index (RSCI) на базе Web of Science.

Требования к авторам изложены на

[https://cfjournal.hse.ru/auth\\_req.html](https://cfjournal.hse.ru/auth_req.html)

Все статьи, поступающие в редакцию, проходят анонимное рецензирование. Плата за публикацию статей не взимается.

**С публикационной этикой** можно ознакомиться на

<https://cfjournal.hse.ru/etika>

## Journal of Corporate Finance Research

2017. Vol. 13. # 3  
e-journal

[www.cfjournal.hse.ru](http://www.cfjournal.hse.ru)  
ISSN 2073-0438

### Contacts:

Higher School  
of Economics (HSE),  
Shabolovka str., 26/4  
Tel.: +7 (495) 621 9192  
E-mail: [Cf@hse.ru](mailto:Cf@hse.ru)

Journal of Corporate Finance Research (JCFR) was established in 2007. It is founded by the National Research University Higher School of Economics (NRU HSE) and **Irina Ivashkovskaya** (chief editor). The journal is included in Web of Science Russian Science Citation Index (RSCI).

Journal of Corporate Finance Research aims to publish high quality and well-written papers that develop theoretical concepts, empirical tests and research by case studies in corporate finance.

The scope of topics that are most interesting to JCFR includes but is not limited to: corporate financial architecture, payout policies, corporate restructuring, mergers and takeovers, corporate governance, international financial management, behavioral finance, implications of asset pricing and microstructure analysis for corporate finance, private equity, venture capital, corporate risk-management, real options, applications of corporate finance concepts to family-owned business, financial intermediation and financial institutions.

JCFR targets scholars from both academia and business community all over the world.

### Frequency: 4 times per year

The Journal of Corporate Finance Research is committed to upholding the standards of publication ethics and takes all possible measures against any publication malpractices. Editors of the journal reserve the right to reject the work from publication in case of revealing any such malpractices.

### Guidelines for authors:

<https://cfjournal.hse.ru/en/for%20authors.html>

## Редакция

### Главный редактор:

Ирина Ивашковская

### Ответственный секретарь:

Елена Макеева

### Редактор:

Полина Коваленко

### Оригинал-макет:

Владимир Кремлёв

## Редакционный совет

### Ивашковская Ирина Васильевна,

доктор эконом. наук, ординарный профессор, руководитель департамента финансов НИУ ВШЭ.

### Родионов Иван Иванович,

доктор эконом. наук, профессор НИУ ВШЭ.

### Чиркова Елена Владимировна,

канд. эконом. наук, доцент НИУ ВШЭ.

### Березинец Ирина Владимировна,

канд. физ.-матем. наук, доцент Санкт-Петербургского государственного университета.

### Ружанская Людмила Станиславовна,

доктор эконом. наук, зав. кафедрой теории и практики менеджмента ВШЭМ Уральского федерального университета.

## Международный редакционный совет

### Joseph McCahery,

Ph.D., Director of Corporate governance center, Co-Director of Corporate Finance Center, Amsterdam University, Netherlands.

### Hugh Grove,

Ph.D., professor, accounting and corporate finance, University of Denver, USA.

### Elettra Agliardi,

Ph.D., Professor Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna.

### Brigitte Granville,

Ph.D., Professor, Queen Mary University of London.

### Alexander Grigoriev,

Ph.D., Associate Professor, School of Business and Economics Maastricht University.

### Eric Beutner,

Ph.D., Associate Professor, School of Business and Economics Maastricht University.

### J.H.(Henk) von Eije,

Ph.D., Associate Professor, University of Groningen.

### Eugene Nivorozhkin,

Ph.D., Lecturer, University College London.

### Willem Spanjers,

Ph.D., Doctor, Kingston University (UK).

### Nicos Koussis,

Ph.D., Frederick University, Cyprus.

## Editorial board

### Irina Ivashkovskaya,

Doctor of Economics, professor, head of Corporate Finance Center (HSE), head of Academic department of finance (HSE), Russian Federation.

### Ivan Rodionov,

Doctor of Economics, professor HSE, Russian Federation.

**Elena Chirkova**, Ph.D. in Economics, assistant professor HSE, Russian Federation.

**Irina Berezinets**, Ph.D. in Physics and Mathematics, assistant professor SPSU, Russian Federation.

### Lyudmila Ruzhanskaya,

Doctor of Economics, professor, head of Theory and practice of management Ural Federal University, Russian Federation.

## International Editorial/ Advisory Board

### Joseph McCahery,

Ph.D., Director of Corporate governance center, Co-Director of Corporate Finance Center, Amsterdam University, Netherlands.

### Hugh Grove,

Ph.D., professor, accounting and corporate finance, University of Denver, USA.

### Elettra Agliardi,

Ph.D., Professor Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna.

### Brigitte Granville,

Ph.D., Professor, Queen Mary University of London.

### Alexander Grigoriev,

Ph.D., Associate Professor, School of Business and Economics Maastricht University.

### Eric Beutner,

Ph.D., Associate Professor, School of Business and Economics Maastricht University.

### J.H.(Henk) von Eije,

Ph.D., Associate Professor, University of Groningen.

### Eugene Nivorozhkin,

Ph.D., Lecturer, University College London.

### Willem Spanjers,

Ph.D., Doctor, Kingston University (UK).

### Nicos Koussis,

Ph.D., Frederick University, Cyprus.

# Содержание

## Электронный журнал «Корпоративные финансы»

2017. №3, т. 13

[www.cfjournal.hse.ru](http://www.cfjournal.hse.ru)

---

### Новые исследования

- 7** Гетопанов Е.М., Чиркова Е.В.  
Влияние ликвидности и платежеспособности на использование ковенантов в проспектах эмиссий корпоративных облигаций эмитентов из стран БРИКС
- 34** Фёдорова Е.А., Зеленков Ю.А., Ткаченко А.А., Фёдоров Ф.Ю.  
Оценка эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями, на основе метода DEA (Data Envelopment Analysis)
- 45** Denis V. Zuev  
A Non-Gaussian Pricing Model for Structured Products
- 59** Теплова Т.В., Демидов П.А.  
Информационный эффект банковских резервов по плохим долгам
- 79** Рыбалка А.И.  
Моделирование вероятности дефолта в строительном секторе: факторы корпоративного построения
- 100** Буянова Е.А., Саркисов А.Р.  
Формирование инвестиционного портфеля на российском рынке акций при помощи непараметрического метода – искусственных нейронных сетей

### Методы

- 111** Грибанова Е.Б., Тугар-оол П.Э.  
Метод решения обратных задач экономического анализа на основе статистических данных

# Contents

## Journal of Corporate Finance Research

2017. Vol. 13. # 3

www.cfjournal.hse.ru

---

### New research

- 7** **Evgeni M. Getopanov, Elena V. Chirkova**  
The Impact of Liquidity and Solvency on the Use of Covenants in Corporate Bonds' Prospectuses of the Issuers from BRICS
- 34** **Elena A. Fedorova, Yuri A. Zelenkov, Anastasiya A. Tkachenko, Fedor Yu. Fedorov**  
Evaluating the Effectiveness of Pension Fund Management Companies Based on the DEA (Data Envelopment Analysis)
- 45** **Denis V. Zuev**  
A Non-Gaussian Pricing Model for Structured Products (In English)
- 59** **Tamara V. Teplova, Peter A. Demidov**  
The Information Effect of Bank Loan Loss Provisions
- 79** **Alexey I. Rybalka**  
Modeling the Probability of Default in the Construction Sector: Factors of Corporate Governance
- 100** **Elena A. Buyanova, Artur R. Sarkisov**  
Constructing of an Optimal Portfolio on the Russian Stock Market Using a Nonparametric Method – Artificial Neural Network

### Methods

- 111** **Ekaterina B. Gribanova, Paula E. Tugar-ool**  
The Method for Solving Inverse Problems of Economic Analysis Using Statistical Data

# The Impact of Liquidity and Solvency on the Use of Covenants in Corporate Bonds' Prospectuses of the Issuers from BRICS

**Evgeni M. Getopanov,**

independent researcher

E-mail: emgetopanov@gmail.com

**Elena V. Chirkova,**

associate professor of the School of Finance of the Faculty of Economic Sciences of the National Research University

The Higher School of Economics: 26, korp. 4, Shabolovka str., Moscow, Russian Federation, 119049

E-mail: elenachirkova@hotmail.com

## Abstract

Covenants provide advantages of the mitigation of an agency conflict related to debt including such problems as underfinancing, asset substitution and the dilution of liabilities. At the same time, covenants create costs due to the reduction of managerial and financial flexibility. Covenants serve as substitutes to some bonds' features such as built-in call options, convertibility, and the term of that also can help to mitigate the agency conflict.

This paper presents the results of an empirical study of the influence of two factors of financial instability, namely liquidity and solvency, on the use of covenants in prospectuses of 225 public issues of bonds by the issuers from BRICS. We have found a statistically significant influence of solvency, i.e. the company's ability to repay its long-term liabilities, on the use of different types of covenants. The issuers with higher solvency restrict themselves less frequently in further debt issuance, the change of management and do not as often use the early repayment clause in cases when the bonds' issue rating changes. The prospectuses of callable bonds and bonds with S&P's rating less than BBB- (high yield or junk bonds) contain more covenants limiting dividend payments and further debt issuance.

Our results are similar to ones achieved by other authors for the US, Chinese and Brazilian markets. However, the Russian issuers' prospectuses less often include a ban on the leaseback, since Russian companies do not as often limit themselves in further issuance of debt and management change, and do not use the early repayment clause for bonds in the case of an issuance of credit rating downgrade. This may be explained by the fact that covenants do not have legal force according to the Russian legislation.

**Keywords:** debt, bonds, covenants, liquidity, solvency.

**JEL:** G21, O16, P34, P37, M11.

# Влияние ликвидности и платежеспособности на использование ковенантов в проспектах эмиссий корпоративных облигаций эмитентов из стран БРИКС

**Гетопанов Евгений Михайлович,**

независимый исследователь  
E-mail: emgetopanov@gmail.com

**Чиркова Елена Владимировна,**

доцент Школы финансов факультета экономических наук НИУ ВШЭ, кандидат экономических наук: 119049,  
Российская Федерация, Москва, улица Шаболовка, д. 26, корп. 4.  
E-mail: elenachirkova@hotmail.com

## Аннотация

Ковенанты не только обеспечивают преимущества от смягчения агентского конфликта, связанного с долгом, включая проблемы недофинансирования, замещения активов и размытия долговых обязательств, но и создают издержки за счет уменьшения управленческой и финансовой гибкости. Ковенанты могут служить субститутами некоторым параметрам облигаций, таким как опцион на покупку, конвертируемость или срок погашения, которые также могут помочь в смягчении агентского конфликта.

В данной статье представлены результаты эмпирического анализа влияния двух факторов финансовой неустойчивости – ликвидности и платежеспособности – на использование ковенантов в проспектах эмиссии 225 публичных облигационных выпусков эмитентов из стран БРИКС. Нами было выявлено значимое влияние платежеспособности, которая показывает достаточность денежного потока компании погашать свои долгосрочные обязательства, на использование различных типов ковенантов увеличения платежеспособности эмитенты реже ограничивают себя в возможности выпуска последующего долга, смене управления, а также используют в проспектах условие досрочного погашения при изменении рейтинга облигационного выпуска. Проспекты отзывных облигаций и облигаций с рейтингом ниже BBB – по классификации Standard & Poor's (высокодоходные или мусорные облигации) – содержат большее количество ковенантов, ограничивающих выплаты дивидендов и выпуск последующего долга.

Наши результаты схожи с результатами, полученными ранее другими авторами на рынках США, Китая и Бразилии. Однако в проспектах российских эмитентов реже встречается запрет на обратную аренду, они не так часто ограничивают себя в выпуске последующего долга, смене управления и не используют условие досрочного погашения при понижении кредитного рейтинга эмитента. Это может быть связано с тем, что пассивные ковенанты не имеют юридической силы в соответствии с законодательством Российской Федерации.

**Ключевые слова:** долг, облигации, ковенанты, ликвидность, платежеспособность.

**JEL:** G21, O16, P34, P37, M11.



## Обзор литературы и формирование гипотез

### Выгоды и издержки, связанные с ковенантной защитой

Как известно, акционеры компании могут предпринять действия, перераспределяющие риски бизнеса в сторону кредиторов, в частности, после выпуска долга начать реализовывать более рискованные проекты, что может привести к падению рыночной стоимости долга. Кредиторы, предвидя конфликт интересов между ними и акционерами, включают потенциальные издержки в затраты на заемный капитал. Что еще хуже, согласно Майерсу [Myers, 1977], кредиторы вообще могут отказаться от финансирования проекта с положительной чистой приведенной стоимостью, если выгоды от реализации этого проекта уйдут акционерам и не улучшат позицию кредиторов, то есть возвратность их долга. Возникнет так называемая проблема недофинансирования. Майерс предлагает несколько способов для ее решения, включая использование ковенантов<sup>1</sup> при привлечении долгового финансирования в виде облигационного займа (аналогичные оговорки может содержать и кредитный договор с банком).

Ковенанты делятся на активные (*positive covenants*) – это обязательства совершить какое-либо действие – и пассивные или отрицательные (*negative covenants*) – это обязательства не совершать каких-либо действий. Иногда используется термин «ограничительные ковенанты» (*restrictive covenants*) – это близкие к пассивным ковенанты, используемые в сделках по слияниям и поглощениям компаний, прямому инвестированию и т.п. В дальнейшем мы будем пользоваться терминами «пассивный» и «ограничительный» как синонимами.

Включение в проспект эмиссии облигаций ковенантов, ограничивающих действия акционеров и менеджмента, является одним из способов смягчения конфликта акционеров и кредиторов и, тем самым, увеличения стоимости компании. Однако использование ковенантов несет в себе не только выгоды, но и издержки, возникающие вследствие снижения гибкости в принятии финансовых решений. Согласно гипотезе издержек, предложенной в [Smith, Warner, 1979], эмитент выбирает набор ковенантов, сравнительно выгоды и издержки.

Согласно [Smith, Warner, 1979] и [Myers, 1977], компании с высоким потенциалом роста для минимизации проблемы недофинансирования будут использовать дивидендные, то есть ограничивающие, выплаты дивидендов, ковенанты: ограничение дивидендных

выплат стимулирует компанию инвестировать из-за невозможности распределения свободного денежного потока среди акционеров. Проспект эмиссии также может содержать ковенанты, ограничивающие максимальную долговую нагрузку: компании с высоким уровнем долга склонны отказываться от проектов с положительной чистой приведенной стоимостью. Ковенанты, содержащие ограничения на изменение вида деятельности или инвестиционной политики компании, уменьшают вероятность изменения структуры активов и удерживают менеджмент от принятия высокорисковых инвестиций после выпуска долга. Они включают в себя запрет на сделки слияний и поглощений, запрет на продажу активов и их залог. Невыгодным для кредиторов может стать выпуск нового долга с таким же или более высоким приоритетом, так как выпуск нового долга увеличивает вероятность дефолта компании, а кроме того, в случае банкротства ее долги выплачиваются в порядке старшинства. Как было отмечено в [Masulis, 1980], когда компания берет на себя новые обязательства, то уже существующие кредиторы несут больший риск, но продолжают получать процентные платежи, оговоренные до выпуска нового долга. Этот феномен называется «размытием долга». Ковенанты, основной функцией которых является недопустить рост риска существующих кредиторов, в работе [Fama, Miller, 1972] были названы «*me-first rule*». К ним относятся, например, запрет на сделки слияний и поглощений, финансируемые в основном за счет долга. Авторы [Asquith, Wizman, 1990] установили, что в результате таких сделок кредиторы несут убытки, составляющие в среднем около 2,5% от суммы кредита, и все потери приходится на долги с самой низкой ковенантной защитой. Ограничения на аренду и обратную аренду также служат для защиты от размытия долга.

[Bodie, Taggart, 1978] показали, что недофинансирование будет усиливаться в периоды финансовых трудностей. В дополнение к этому авторы [Smith et al., 1989] заметили, что в такие периоды стоимость компании снижается, а долговая нагрузка увеличивается. Именно в эти периоды у менеджеров может возникнуть желание использовать ресурсы компании для перераспределения в пользу акционеров. Это позволяет предположить, что пассивные ковенанты с большей вероятностью будут включены в проспекты облигаций компаний, которые ближе к состоянию финансовой неустойчивости.

С другой стороны, ковенанты налагают на компанию издержки в виде ограничений на гибкость управления, которые могут превысить выгоды от уменьшения конфликта между акционерами и кредиторами. Автор [Begley, 1994] нашла эмпирическое подтверждение тому, что компании основывают свой выбор ковенантов исходя из компромисса между выгодами и издержками. Она предположила, что величина убытков от потери гибкости будет зависеть от того, играет ли ограничение активности важную роль в

<sup>1</sup> Ковенант (англ. *covenant*) в английском праве — обязательство совершить какое-либо действие или воздержаться от совершения какого-либо действия, имеющего для обязавшейся стороны юридическую силу.

максимизации стоимости компании. По ее мнению, потеря гибкости хуже сказывается на компаниях с высоким потенциалом роста и в проспектах таких компаний будет содержаться меньшее количество ограничительных ковенантов. Отрицательная корреляция между возможностями роста и использованием ковенантов подтверждает это предположение. Оно также было подтверждено авторами работы [Kahan, Yermack, 1998], которые показали, что быстрорастущие компании предпочитают использовать в облигациях возможность обмена облигаций на обыкновенные акции (возможность конвертации), так как такие возможности позволяют добиться большей управленческой гибкости. Схожие результаты были получены в исследовании [Anderson, 1999] для рынка долговых ценных бумаг Бразилии. Авторы работы [Gilson, Warner, 1998] обнаружили, что, когда компании рефинансируют банковский заем облигациями, то проспект эмиссии обычно содержит менее строгий набор ковенантов, чем был в договоре банковского займа, что они объяснили тем, что компании, нуждающиеся в дополнительной гибкости, извлекают выгоду от сокращения ограничений по долговым обязательствам.

Как отмечается в [McDaniel, 1986], гибкость должна иметь важное значение для фирм, испытывающих финансовые трудности, так как она необходима для реализации плана по выживанию. Кроме того, [Begley, 1994] утверждает, что ограничения на долговую нагрузку могут оказаться для компании, которая столкнулась с финансовыми трудностями, губительными, так как ей необходимы дополнительные заимствования для того, чтобы поддерживать платежеспособность. Авторы [Gilson, Warner, 1998] проанализировали разницу в договорах банковских займов и «мусорных» облигационных займов и обнаружили, что в проспектах «мусорных» облигаций, которые использовались для рефинансирования банковского займа, содержалось меньше запретов. Автор исследования [Anderson, 1999] обнаружил, что компании, работающие в нестабильной экономической ситуации, стремясь сохранить гибкость, стараются не использовать ковенанты. При росте вероятности возникновения финансовых трудностей у компании вероятность использования ковенантов в проспекте облигаций снижается. Для сохранения финансовой гибкости компании, близкие к банкротству, реже используют ковенанты, нежели компании со стабильной ситуацией.

### Альтернативные способы смягчения агентского конфликта

Для компаний с высокими возможностями роста или испытывающих финансовые трудности издержки, связанные с ковенантной защитой, могут превысить выгоды. Такие компании ищут другие способы минимизации конфликта между акционерами и держателями облигаций.

Как и финансовые ковенанты, **возможность обратного выкупа облигаций (наличие опциона типа «колл» у эмитента)** позволяет снизить издержки агентского конфликта, связанного с долгом, то есть с возможностью сокращения срока обращения. Наличие опциона типа «колл» означает, что эмитент имеет право по истечении определенного срока выкупить облигацию у инвестора по заранее оговоренной в проспекте эмиссии цене (цена выкупа). Таким образом, отзывные облигации в некоторой степени ограничивают права кредитора в сторону акционеров.

Авторы [Bodie, Taggart, 1978] утверждают, что выпуск отзывных (retractable) облигаций объясняется не только желанием сыграть при возможности на падении процентных ставок, он также стимулирует компанию инвестировать, так как позволяет акционерам получить все выгоды от реализации проекта с положительной NPV, не деля их с кредиторами. Немного обобщая логику авторов, можно сказать, что компания имеет возможность рефинансировать долг, если проект привел к его удешевлению. Автор [Anderson, 1999] нашел эмпирические подтверждения тому, что компании с развивающихся рынков заменяют возможностью выкупа некоторые типы ковенантов. Он также заметил, что смягчению агентского конфликта может способствовать и опцион типа «пут»: он косвенно заменяет ограничения на дивидендные выплаты и снижает проблему перераспределения выгод в пользу акционеров через эти выплаты.

В некоторых работах [Anderson, 1999; Mayers, 1998; Kahan, Yermack, 1998] было замечено, что заменить ограничительные ковенанты и позволить сохранить финансовую гибкость также может **конвертируемость долга**. Авторы [Jensen, Meckling, 1976] утверждают, что наличие у инвесторов возможности конвертировать долг в акции уменьшает стремление менеджеров перераспределять выгоды в сторону акционеров, так как владельцы долга с возможностью конвертации могут «перехватить» эти потенциальные выгоды.

**Выпуск обеспеченных облигаций** также дает эмитенту средство для снижения агентских издержек, что некоторым компаниям может быть выгоднее, чем использование ограничительных ковенантов. Авторы работ [Scott, 1977; Leeth, Scott, 1989; Opler, Titman, 1993] утверждают, что эмитент может смягчить проблему размытия долговых обязательств и недофинансирования, обеспечив долг материальными активами. Соответственно, компании с высокой вероятностью попадания в тяжелую финансовую ситуацию чаще выпускают обеспеченный долг, чем стабильные компании.

Компания может попытаться избежать агентского конфликта путем выбора **срока погашения своих облигаций**. Как и опцион на покупку, сокращение срока погашения уменьшает проблемы недофинансирования и замещения активов. Когда компания занимается замещением активов, акционеры экспроприируют выгоды держателей облигаций, поскольку увеличение дисперсии рыночной стоимости акций за счет

включения рискованного проекта уменьшает рыночную стоимость долга. Выпуск короткого долга снижает вероятность такой ситуации, поскольку сокращение срока его погашения также сокращает и чувствительность стоимости долга к дисперсии базового актива. Авторы [Barclay, Smith, 1995a] изучили связь между возможностями роста и сроком погашения облигаций. Они обнаружили, что компании с высоким потенциалом роста выпускают облигации с коротким сроком погашения для того, чтобы сохранить финансовую гибкость. Авторы [Guedes, Opler, 1996] в своей работе подтверждают результаты, полученные в [Barclay, Smith, 1995].

Агентские издержки также может снизить **старшинство долга** (его еще называют приоритетом долга), то есть, согласно [Fama, Miller, 1972], наличие у него фиксированной очередности погашения, защищающей от перераспределения рисков между держателями облигаций (правило «me-first»). Наличие очередности помогает в решении проблемы размытия долговых обязательств. С другой стороны, компании могут снизить проблему недофинансирования путем сохранения возможности выпуска дополнительного старшего долга [Berkovich, Kim, 1990]. Так как старший долг является более дешевым источником привлеченных средств, компания, привлекая его, может реализовать дополнительные проекты, увеличивающие ее стоимость. Авторы [Berkovich, Kim, 1990] заключают, что включение в условия эмиссии условия старшинства долга может частично снизить проблему недофинансирования. Авторы [Barclay, Smith, 1995b] также изучили факторы, влияющие на выпуск старшего долга. Они приходят к выводу, что компании с высокими шансами роста чаще используют возможности выпуска долга с приоритетным погашением, что помогает уменьшить проблему недоинвестирования и замещения активов. В этом случае выгоды от реализации проектов с положительным NPV не перераспределяются в пользу кредиторов. [Barclay, Smith, 1995], однако замечают, что компании с высокими возможностями роста могут выпускать низкоприоритетные долги для поддержания финансовой гибкости.

Согласно гипотезе издержек, при составлении проспекта эмиссии предполагается, что эмитент выбирает условия, которые несут выгоды и увеличивают стоимость компании. Ковенанты являются одним из способов, который эмитент может выбрать. Они не только обеспечивают преимущества от смягчения агентского конфликта, связанного с долгом, включая проблемы недофинансирования, замещения активов и размытия долговых обязательств, но и налагают издержки за счет сокращения управленческой и финансовой гибкости. Кроме того, ковенанты могут служить субститутами некоторых условий облигационного займа, таких как опцион на покупку, конвертируемость или срок погашения, которые также могут помочь в смягчении агентского конфликта.

## Формирование гипотез

Авторы [Jensen, Meckling, 1976] утверждают, что увеличение инвестиционной активности после выпуска компанией долга может увеличить риски возникновения финансовой неустойчивости и вызвать конфликт интересов между акционерами и кредиторами. Автор [Gryglewitz, 2011] разработал модель, которая отражает эффект двух источников финансовой неустойчивости – ликвидности и платежеспособности – на финансовые решения, которые принимает компания. Ликвидность отражает способность компании погашать краткосрочные обязательства, тогда как платежеспособность показывает, сможет ли компания погашать долгосрочные. Эти риски неплатежеспособности связаны между собой. Уменьшение ликвидности снижает ожидаемые денежные потоки компании, которые влияют на показатель ее платежеспособности. Авторы [Galai, Masulis, 1976] показали, что принятие рискованных проектов увеличивает дисперсию денежных потоков и тем самым снижает рыночную стоимость долга. Принятие рискованных инвестиционных проектов увеличивает вероятность наступления финансовых трудностей. [Bodie, Taggart, 1978] утверждают, что недофинансирование растет с увеличением финансовой неустойчивости компании. Риски, связанные с финансовой неустойчивостью, распределяются между акционерами и кредиторами и могут оказывать влияние на включение в проспект эмиссии облигаций ограничительных ковенантов. Таким образом, мы можем сформулировать гипотезу 1.

*Гипотеза 1:* Чем ниже показатель ликвидности компании, тем больше количество ковенантов в проспекте эмиссии облигаций.

Снижение ликвидности в краткосрочном периоде оказывает влияние на платежеспособность компании в долгосрочном периоде. Следовательно, платежеспособность должна оказывать схожее (с ликвидностью) отрицательное влияние на количество ограничительных ковенантов, включенных в проспект эмиссии. Итак, гипотеза 2 состоит в следующем.

*Гипотеза 2:* Чем ниже показатель платежеспособности компании, тем больше ковенантов включено в проспект эмиссии облигаций.

Выше мы описали альтернативные способы смягчения агентского конфликта, а именно субституты ковенантов, таких как возможности досрочного погашения (опционы типа «пут» и «колл») или короткий срок погашения облигаций. В частности, авторы [Barclay, Smith, 1995] утверждают, что компании, стремясь сохранить финансовую гибкость, выпускают облигации с коротким сроком погашения, и в проспектах эмиссии таких облигаций содержится меньшее количество ковенантов. Соответственно, мы можем сформулировать гипотезу 3.

*Гипотеза 3:* Облигационные выпуски с более коротким сроком погашения содержат меньшее количество ковенантов.

Автор [Anderson, 1999] заметил, что некоторые виды финансовых ковенантов может заменить опцион типа «пут». Мы проверим эту зависимость на нашей выборке при помощи гипотезы 4.

*Гипотеза 4:* Наличие опциона типа «пут» уменьшает количество используемых ковенантов в проспекте эмиссии облигаций.

Отзывные облигации или облигации с опционом типа «колл» могут быть досрочно погашены эмитентом по заранее оговоренной в проспекте цене. Облигации такого типа в некоторой степени ограничивают права кредитора в пользу акционеров. Для смягчения агентского конфликта в облигациях с опционом типа «колл» содержится большее количество ковенантов. Отсюда следует гипотеза 5.

*Гипотеза 5:* Наличие опциона типа «колл» увеличивает количество используемых ковенантов в проспекте эмиссии облигаций.

## Модель исследования, переменные, выборка

### Модель исследования

В предыдущих исследованиях влияния различных характеристик компании на использование ковенантов в проспектах эмиссии облигаций использовались линейные и вероятностные модели (probit и logit). Вероятностные модели были использованы в работах, исследующих влияние характеристик эмитента на группу или определенные типы ковенантов. Линейные – на весь набор ковенантов. Количество ковенантов в проспекте эмиссии авторы часто называют строгостью ковенантной защиты.

Для выявления влияния ликвидности и платежеспособности компании на использование ковенантов в проспекте эмиссии была выбрана модель линейной регрессии, которая использовалась в работе [Shi, Sun, 2014]. Зависимой переменной в модели является количество ковенантов, использованных в проспекте эмиссии (строгость ковенантной защиты). Независимые переменные разделены на три группы: тестируемая переменная (ликвидность, платежеспособность), контрольные переменные компании-эмитента и контрольные переменные облигационного выпуска. Модель в общем виде выглядит следующим образом:

$$\text{Number of Covenants} = \alpha + \beta X + \gamma Y + \delta Z + \varepsilon,$$

где  $X$  – ликвидность или платежеспособность;  $Y$  – вектор контрольных переменных компании эмитента;  $Z$  – вектор контрольных переменных облигационного выпуска.

В работе будет протестировано три отдельных модели: совместное влияние двух факторов финансовой неустойчивости (1) и каждого фактора отдельно (2, 3).

$$\text{Number of Covenants} =$$

$$\alpha + \beta_1 \text{Liquidity} + \beta_2 \text{Solvency} + \gamma Y + \delta Z + \varepsilon, \quad (1)$$

$$\text{Number of Covenants} = \alpha + \beta \text{Liquidity} + \gamma Y + \delta Z + \varepsilon, \quad (2)$$

$$\text{Number of Covenants} = \alpha + \beta \text{Solvency} + \gamma Y + \delta Z + \varepsilon. \quad (3)$$

Описание переменных *liquidity* и *solvency* будет дано ниже, в следующем параграфе. Ожидается, что коэффициент будет иметь отрицательный знак. Как и в работах [Chava et al., 2010; Shi, Sun, 2014], выпуски облигаций будут считаться независимыми событиями, то есть один выпуск – одно наблюдение. Для расчета контрольных переменных будут использованы данные годовых отчетов компаний на последнюю отчетную дату до выпуска облигаций и проспект эмиссии.

### Переменные

Автор [Gryglewicz, 2011] утверждает, что краткосрочные шоки денежного потока и денежных средств и их эквивалентов являются факторами, влияющими на риск ликвидности. В работе используется мера ликвидности (*liquidity*), которая в явном виде включает наличие резервов денежных средств и непосредственно учитывает краткосрочные шоки денежных потоков. [Emery, Lyons, 1991] использовали такую меру в своей работе:

$$\text{Liquidity} = \frac{\text{Cash \& Cash Equivalent} + E(\text{Net Cash Flow})}{\text{Std}(\text{Net Cash Flow})}, \quad (4)$$

где  $C\&CE$  – денежные средства и их эквиваленты;  $E(NCF)$  – математическое ожидание чистого денежного потока за пять лет;  $\text{Std}(NCF)$  – стандартное отклонение чистого денежного потока за пять лет.

Для измерения способности компании выполнять свои долгосрочные обязательства используется коэффициент платежеспособности (*solvency*). Этот коэффициент показывает, достаточен ли денежный поток компании для покрытия ее долгосрочных и краткосрочных обязательств. Чем ниже коэффициент платежеспособности, тем выше вероятность, что компания не сможет выполнить свои обязательства по долгу.

$$\mathbf{Solvency} = \frac{\mathbf{Net\ Income\ +\ Depreciation\ \&\ Amortization}}{\mathbf{Total\ Debt}}. \quad (5)$$

Автор [Malitz, 1986] утверждает, что компании с высоким риском финансовой неустойчивости стараются использовать большое количество ковенантов в проспекте эмиссии для смягчения агентского конфликта. Используя выборку из 252 публичных размещений облигационных займов, автор выявил, что размер компании отрицательно влияет на количество ковенантов в проспекте эмиссии, а коэффициент долговой нагрузки – положительно. [Billett et al., 2007] в своем исследовании также подтвердили положительное влияние коэффициента долговой нагрузки. Следовательно, в качестве контрольных переменных компании следует взять размер компании (*size*), рассчитанный как натуральный логарифм ее совокупных активов, и коэффициент долговой нагрузки (*leverage*).

$$\mathbf{Size} = \ln(\mathbf{Total\ Assets}), \quad (6)$$

$$\mathbf{Leverage} = \frac{\mathbf{Total\ Debt}}{\mathbf{Total\ Assets}}. \quad (7)$$

Автор [Begley, 1994] пришел к выводу, что компании с высокой вероятностью банкротства, низким количеством материальных активов и низкой прибыльностью стараются включить большее количество ковенантов в проспекты эмиссии корпоративных облигаций. Для определения вероятности банкротства исследователи часто используют коэффициент покрытия процентных платежей и рассчитывают его как отношение прибыли до выплаты налогов и процентов к выплате процентов по долгу. Доля материальных активов (*tangibility*), коэффициент покрытия процентов (*interest coverage*) и прибыльность (*profitability*), рассчитанная как отношение прибыли до выплаты налогов и процентов к совокупным активам, также будут использованы в качестве контрольных переменных компании:

$$\mathbf{Tangibility} = \frac{\mathbf{Property,\ Plant\ \&\ Equipment}}{\mathbf{Total\ Assets}}, \quad (8)$$

$$\mathbf{Interest\ Coverage} = \frac{\mathbf{Earnings\ before\ Interest\ \&\ Taxes}}{\mathbf{Interest\ Expenses}}, \quad (9)$$

$$\mathbf{Profitability} = \frac{\mathbf{Earnings\ before\ Interest\ \&\ Taxes}}{\mathbf{Total\ Assets}}. \quad (10)$$

Авторы [Nash et al., 2003] обнаружили, что компании с высокими возможностями роста имеют тенденцию меньше использовать ковенанты, относящиеся к выплатам дивидендов и выпуску последующего долга. Авторы [Billett et al., 2007] подтверждают, что возможности роста положительно влияют на общее количество ковенантов, включенных в проспект эмиссии. Для определения возможностей роста исследователи используют отношение затрат на исследования и разработки к балансовой стоимости совокупных активов компании. Данное соотношение будет использоваться в качестве контрольной переменной компании для определения возможностей роста.

$$\mathbf{R\ \&\ D} = \frac{\mathbf{R\ \&\ D\ Expenses}}{\mathbf{Total\ Assets}}. \quad (11)$$

Следуя работам [Qi, Wald, 2008; Chava et al. (2010)], в данном исследовании мы использовали контрольные переменные облигационного выпуска. Такими переменными являются: срок погашения (*loan maturity*), объем выпуска (*loan size*), возможность конвертации (*convertible*), возможность досрочного погашения (опционы типа «пут» и «колл», *puttable* и *callable* в уравнениях ниже) и инвестиционный класс облигации. Срок погашения рассчитывается как натуральный логарифм количества лет до погашения. Объем выпуска определяется как отношение объема выпуска к совокупному долгу эмитента. Инвестиционный класс облигационного выпуска определяется по рейтингу, присвоенному ведущими рейтинговыми агентствами (Standard & Poor's, Fitch или Moody's) на момент выпуска. Инвестиционный класс – это фиктивная переменная, которая принимает значение 1, если рейтинг ниже BBB- (S&P) и 0 в противном случае. Облигации с рейтингом ниже BBB- (High Yield) считаются более рискованными инвестиционными инструментами и содержат большее количество ковенантов в проспекте эмиссии.

$$\text{Loan Maturity} = \ln(\text{Years to Maturity}) , \quad (12)$$

$$\text{Loan Size} = \frac{\text{Bond Offering Amount}}{\text{Total Debt}} , \quad (13)$$

$$\text{Puttable} = \begin{cases} 0, \text{if not puttable} \\ 1, \text{if puttable} \end{cases} , \quad (14)$$

$$\text{Callable} = \begin{cases} 0, \text{if not callable} \\ 1, \text{if callabe} \end{cases} , \quad (15)$$

$$\text{Convertible} = \begin{cases} 0, \text{if not convertible} \\ 1, \text{if convertible} \end{cases} , \quad (16)$$

$$\text{High Yield} = \begin{cases} 0, \text{if rating higher than } BB+ \\ 1, \text{if rating lower than } BBB- \end{cases} . \quad (17)$$

В таблице 1 приведен список переменных, формула расчета и их ожидаемое влияние на использование ковенантов. Ожидаемое влияние основано на результатах предыдущих исследований влияния различных характеристик эмитента на использование ковенантов в проспектах эмиссий корпоративных облигаций.

**Таблица 1.** Список переменных

Переменная	Влияние	Гипотеза	Формула расчета	№
Liquidity	-	1	(C&CE+E(NCF))/Std(NFC)	(4)
Solvency	-	2	(NI+D&A)/TD	(5)
Size	-		Ln(TA)	(6)
Leverage	+		TD/TA	(7)
Tangibility	-		PP&E/TA	(8)
Interest Cov.	-		EBIT/IE	(9)
Profitability	-		EBIT/TA	(10)
R&D	+		R&D/TA	(11)
Loan Size	+		BOA/TD	(12)
Loan Maturity	+	3	Ln(Years to Maturity)	(13)
Puttable	-	4	0 или 1	(14)
Callable	+	5	0 или 1	(15)
Convertible	-		0 или 1	(16)
High Yield	+		0 или 1	(17)

## Выборка

Объектом данного исследования являются облигационные выпуски эмитентов из стран БРИКС. Предыдущие теоретические и практические исследования были проведены на данных развитых стран, в основном США. Исследователи не уделяли внимания развивающимся странам до 2007 г., а после появилось лишь несколько работ, посвященных домашним выпускам облигаций публичных компаний Бразилии и Китая. Частично это было связано с отсутствием доступности необходимых для проведения исследования данных по выпускам облигаций на развивающихся рынках. На данный момент существует две базы данных, которые подходят для проведения данного исследования: Mergent Fixed Income Securities Database (FISD) и Bloomberg Database. В исследовании будет использована последняя.

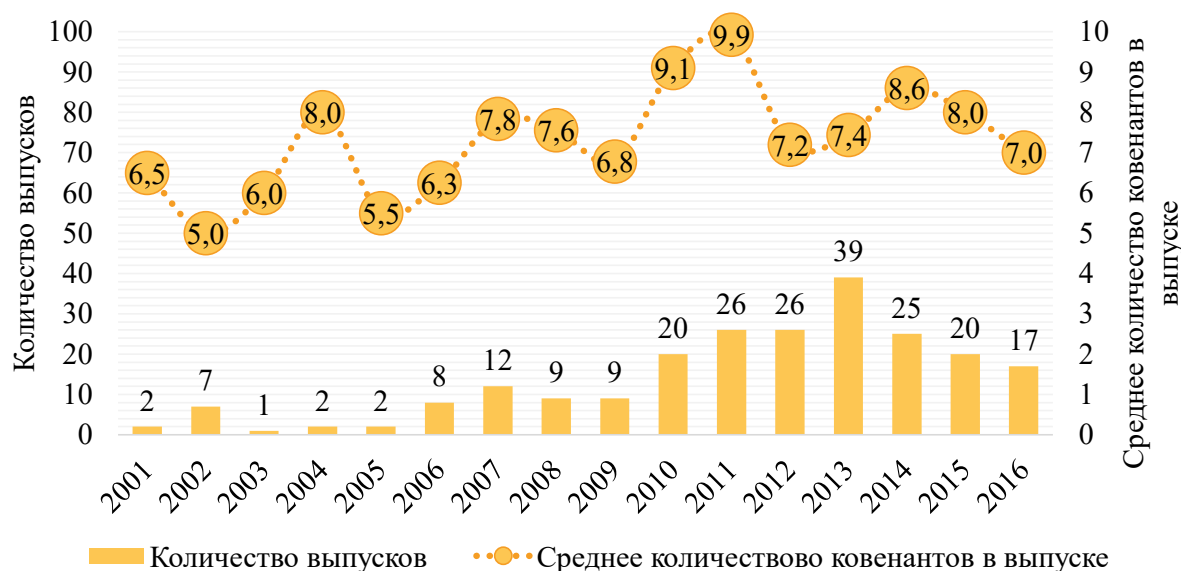
В базе данных Bloomberg содержится информация о 1 575 459 выпусках корпоративных облигаций, осуществленных в 2001–2016 гг., 236 387 из них содержат полную или частичную информацию о содержащихся в проспектах эмиссии ковенантах, 35 418 из которых выпущены эмитентами из стран БРИКС. Далее из выборки исключаются среднесрочные расписки (MTN), частные размещения (private placement), размещения финансовых и регулируемых компаний. Из полученных 5207 выпусков лишь по 225 есть все необходимые данные для расчета контрольных переменных и дальнейшего анализа. Таким образом, финальная выборка состоит из 225 облигационных выпусков эмитентов из стран БРИКС в период с 2001 по 2016 г. Описательная статистика и корреляционная матрица переменных находятся в приложениях 1 и 2.

## Анализ и результаты

### Анализ выборки

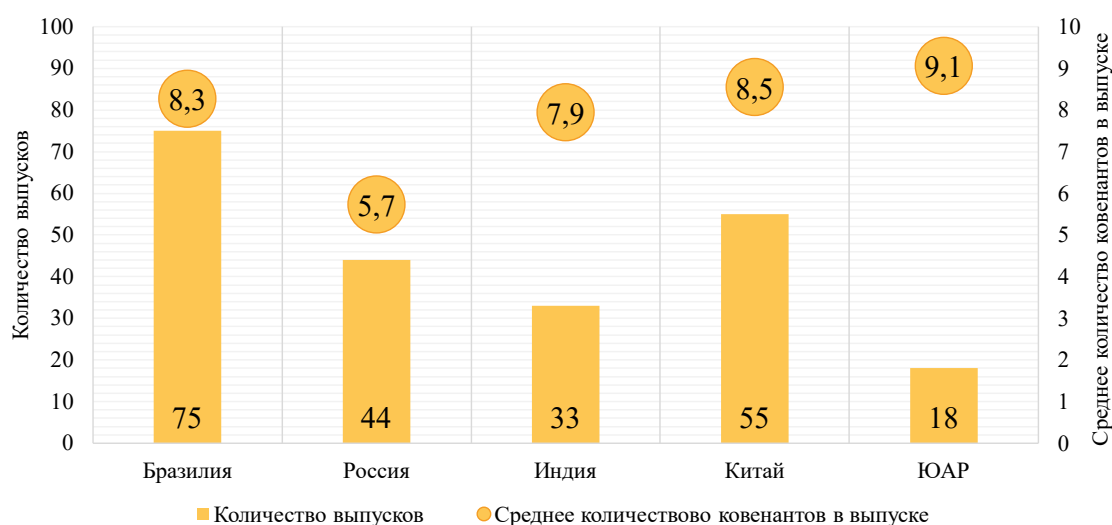
Как видно на рисунке 1, распределение облигационных выпусков по годам не сбалансировано. В исследованиях подобного типа на развивающихся рынках сбалансированности добиться трудно, и связано это с недоступностью информации по выпускам, сделанным до 2007 г. Исследователи замечают, что такой дисбаланс не оказывает значимого влияния на результаты. Подробное распределение по каждой из стран есть в приложении 3.

Рисунок 1. Распределение облигационных выпусков по годам



Далее рассмотрим распределение облигационных выпусков по странам эмитентов. Как показано на рисунке 2, среднее количество ковенантов в проспектах эмиссии компаний четырех стран, за исключением России, составляет от 7,9 до 9,1. Для компаний России этот показатель ниже и составляет 5,7<sup>2</sup>. Можно предположить, что это связано с тем, что активные ковенанты, согласно которым, например, инвесторам должна предоставляться основная финансовая информация, рассматриваются российскими судами в качестве обязательств. Пассивные ковенанты, как правило, недопустимы: суд исходит из общего принципа, по которому сторона не может отказаться от принадлежащего ей права совершения каких-либо действий. Ограничительные ковенанты не имеют исковой силы по тем же причинам, что и пассивные. Они также могут противоречить праву на труд, и их могут признать незаконными в соответствии с антимонопольным законодательством Российской Федерации. Ограничительные ковенанты могут быть включены в договор, чтобы заставить обязавшуюся сторону поступать в соответствии с договором. Тем не менее в обзоре [Туктаров, Берковская, 2011] практики вынесения арбитражными судами решений в отношении ковенантов в период с 2009 по 2011 г. было найдено, что из 29 судебных актов, где давалась трактовка ковенантов, в 26 были удовлетворены требования, возникающие из-за нарушения ковенантов. Также была отмечена положительная тенденция признания ковенантов в судебной практике Российской Федерации. Соответственно, дальнейшее развитие облигационного рынка должно привести к использованию большего количества ковенантов в проспектах облигаций российских эмитентов.

<sup>2</sup> Все выпуски облигаций российских эмитентов осуществлялись по английскому праву. Компании, зарегистрированные в Российской Федерации, использовали иностранные юридические лица для эмиссии облигаций. Эмиссии облигаций, в которых гарантом выступает материнская компания, зарегистрированная в России, содержат в среднем на две ковенанты меньше, чем эмиссии российских компаний, зарегистрированных за пределами Российской Федерации. Это объясняется тем, что гарант должен обеспечить исполнение не только финансовых обязательств, но и дополнительных условий – ковенантов.

**Рисунок 2.** Распределение облигационных выпусков по странам

### Анализ использования ковенантов

Частота использования ковенантов в страновом разрезе различна и варьируется от 0 до 1 (табл. 2). Частота рассчитывается как доля выпусков, содержащих определенный тип ковенанта, относительно всей выборки. Реже всего эмитенты используют такие условия, как коэффициент покрытия долга (Debt Service Coverage Ratio, DSCR) и денежный поток, доступный для обслуживания долга (Cash Flow Available for Debt Service, CFADS), и это характерно для всех стран. Чаще всего используются запреты и ограничения на залог активов и невыполнение долговых обязательств. Но существуют и различия в использовании ковенантов. В проспектах российских эмитентов практически отсутствует запрет на обратную аренду, тогда как в проспектах бразильских и китайских компаний он содержится почти в половине эмиссий. Второе существенное различие – это условие изменения кредитного рейтинга эмитента. В проспектах российских эмитентов оно полностью отсутствует, в проспектах эмитентов ЮАР оно также невысоко и составляет всего 11%. Российские компании редко ограничивают себя в выпуске последующего долга и смене управления. Китайские же компании используют запрет на смену управления в 89% эмиссий. Индийские компании сильно отличаются тем, что редко используют ковенанты, регламентирующие раскрытие отчетности эмитента (21%).

**Таблица 2.** Частота использования ковенантов по странам

Ковенант	Частота использования					
	Выборка	Бразилия	Россия	Индия	Китай	ЮАР
Коэффициент DSCR	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00
Коэффициент CFADS	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Ограничения на сделки M&A	0,80	0,92	0,86	0,64	0,67	0,83
Выплаты дивидендов	0,40	0,39	0,27	0,36	0,49	0,50
Продажа активов	0,81	0,89	0,89	0,73	0,67	0,83
Смена вида деятельности	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Предел долговой нагрузки	0,50	0,53	0,43	0,52	0,45	0,61
Ограничения на обратную аренду	0,31	0,41	0,02	0,15	0,49	0,33
Ограничения на выпуск долга	0,33	0,27	0,18	0,39	0,42	0,56
Ограничения на залог	0,90	0,84	0,89	0,97	0,93	1,00
Смена управления	0,63	0,56	0,25	0,82	0,89	0,72
Невыполнение обязательств	0,93	0,95	0,80	1,00	0,96	0,94



Ковенант	Частота использования					
	Выборка	Бразилия	Россия	Индия	Китай	ЮАР
Форс-мажор	0,07	0,03	0,07	0,06	0,11	0,11
Существенные события	0,02	0,01	0,02	0,00	0,02	0,06
Заявление кредиторов о дефолте	0,79	0,92	0,27	1,00	0,85	0,89
Изменение кредитного рейтинга	0,33	0,44	0,00	0,55	0,38	0,11
Коллективные действия	0,25	0,15	0,14	0,39	0,25	0,67
Предоставление отчетности	0,58	0,71	0,50	0,21	0,67	0,61
Изменение купона	0,20	0,23	0,14	0,06	0,27	0,28

Источник: Расчеты авторов.

Для анализа совместного использования различных типов ковенантов рассмотрим корреляционную матрицу (табл. 3). Компании с высоким уровнем долговой нагрузки и ограничивающие ее уровень используют ковенанты, запрещающие выпуск дополнительного долга и ограничивающие выплаты акционерам до погашения облигационного займа. Совместно используются ковенанты на запрет стратегических сделок и продажу активов. Ковенанты такого типа сдерживают менеджмент от принятия высокорисковых проектов после выпуска долга. Коэффициент корреляции между ковенантом, запрещающим смену основного вида деятельности, и ковенантом, оговаривающим в проспекте эмиссии события, которые могут оказать существенное неблагоприятное влияние на финансовые результаты, состояние или перспективы компании, составляет 0,5. Часто совместно используются ковенанты, запрещающие смену управления и оговорку, которая дает кредиторам право требовать досрочного погашения долга в случае снижения кредитного рейтинга облигационного займа. Полная корреляционная матрица ковенантов находится в Приложении 4.

Таблица 3. Корреляционная матрица ковенантов

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 Ограничения на сделки M&A	1,0								
2 Выплаты дивидендов	0,3	1,0							
3 Продажа активов	0,9	0,3	1,0						
4 Смена вида деятельности	0,0	0,1	0,0	1,0					
5 Предел долговой нагрузки	0,3	0,7	0,4	0,1	1,0				
6 Ограничения на выпуск долга	0,3	0,6	0,3	0,1	0,7	1,0			
7 Смена управления	0,0	0,3	0,0	0,1	0,3	0,3	1,0		
8 Существенные события	0,0	0,0	0,0	0,5	0,1	0,0	0,0	1,0	
9 Изменение кредитного рейтинга	0,2	0,2	0,1	0,1	0,3	0,2	0,5	0,0	1,0

## Результаты регрессионного анализа

В работе проведено тестирование трех линейных регрессионных моделей. Для проведения тестов использовался программный продукт Stata 13 SE. Результаты тестов совместного влияния двух факторов финансовой неустойчивости: ликвидности и платежеспособности (1) и каждого по отдельности (2, 3) на использование ковенантов в проспектах эмиссии представлены в таблице 4. Подробные результаты тестов находятся в Приложении 5.

Таблица 4. Результаты регрессионного анализа

Переменная	Спецификация модели			Гипотеза
	1	2	3	
Liquidity	0,01	0,01		1
Solvency	-3,69 **		-3,70 **	2
Size	0,00	-0,12	0,00	
Leverage	-0,43	0,22	-0,46	
Tangibility	1,81 *	1,57 *	1,75 *	
Interest Coverage	0,01	-0,01	0,01	
Profitability	1,46	-2,85	1,07	
R&D	0,32 **	0,30 **	0,32 **	
Loan Size	1,83 **	1,10	1,84 **	
Loan Maturity	0,45 **	0,46 **	0,48 **	3
Puttable	-2,32 ***	-1,97 ***	-2,31 ***	4
Callable	2,63 ***	2,61 ***	2,61 ***	5
Convertible	-0,65	-0,68	-0,64	
High Yield	1,92 ***	2,03 ***	1,94 ***	
Macro	0,03	0,04	0,03	
Intercept	4,68 ***	5,37 ***	4,82 ***	

В моделях 1 и 2 коэффициент, отражающий влияние ликвидности (*liquidity*), оказался статистически незначим. Гипотеза 1 отвергается. На наш взгляд, это связано с тем, что средний срок погашений облигационного выпуска в выборке составляет семь лет и краткосрочная платежеспособность не оказывает сильного влияния на использование ковенантов в проспекте эмиссии. В работе [Cook et al., 2014] по рынку США в период с 2001 по 2012 г., в выборке авторов которой средний срок погашения облигаций составлял 3,5 года, исследователям удалось получить статистически значимый (на 95%-ном уровне) отрицательный коэффициент перед показателем ликвидности.

Таблица 5. Использование ковенантов в зависимости от показателя платежеспособности

Платежеспособность	Количество ковенантов	Коэффициент DSCR	Коэффициент CFADS	Ограничения на сделки M&A	Выплаты дивидендов	Продажа активов	Смена вида деятельности	Предел долговой нагрузки	Ограничения на обратную аренду	Ограничения на выпуск долга	Ограничения на залог	Смена управления	Невыполнение обязательств	Форс-мажор	Существенные события	Заявление кредиторов о дефолте	Изменение кредитного рейтинга	Коллективные действия	Предоставление отчетности	Изменение купона
до 0,10	8,9	0,0	0,0	0,7	0,6	0,8	0,0	0,7	0,4	0,4	0,9	0,8	1,0	0,0	0,0	0,9	0,4	0,3	0,7	0,3
от 0,10 до 0,17	8,3	0,0	0,0	0,8	0,3	0,9	0,0	0,5	0,3	0,3	1,0	0,7	1,0	0,0	0,0	0,9	0,4	0,3	0,7	0,2
от 0,17 до 0,33	7,6	0,0	0,0	0,7	0,4	0,7	0,0	0,5	0,4	0,4	0,9	0,7	0,9	0,1	0,0	0,7	0,4	0,3	0,5	0,2
более 0,33	6,6	0,0	0,0	0,9	0,3	0,9	0,0	0,3	0,2	0,1	0,8	0,3	0,9	0,1	0,0	0,6	0,1	0,2	0,5	0,2

В моделях 1 и 3 коэффициент, отражающий влияние долгосрочной платежеспособности (*solvency*), статистически значим на 95%-ном уровне и имеет отрицательный знак. Это означает, что при уменьшении данного показателя компании используют большее количество ковенантов в проспекте эмиссии. Гипотеза 2 не отвергается во всех моделях, анализирующих влияние платежеспособности на использование ковенантов в проспектах эмиссии корпоративных облигаций. Разделив выборку на четыре равные части (табл. 5), можно заметить, что при увеличении показателя платежеспособности компании реже ограничивают себя в возможности выпустить последующий долг, сменить управление, а также используют в проспектах условие досрочного погашения при изменении рейтинга облигационного выпуска. Общее количество ковенантов в проспекте с ростом платежеспособности, как и ожидалось, уменьшается.

Значимое положительное влияние на использование ковенантов оказали параметры, отражающие долю материальных активов и перспектив роста компании. Аналогичный результат был получен в работе [Billett et al., 2007], анализирующей использование ковенантов в проспекте эмиссии от перспектив роста компании, долговой нагрузки и срока погашения долга. Как и в работе предыдущих авторов, срок погашения оказывает значимое (на 95%-ном уровне) положительное влияние на использование ковенантов в проспекте эмиссии облигаций. Гипотеза 3, согласно которой облигационные выпуски с более коротким сроком погашения содержат меньшее количество ковенантов, не отвергается.

**Таблица 6.** Использование ковенантов в зависимости от наличия опциона типа «колл»

Опцион типа «колл»	Количество ковенантов	Коэффициент DSCR	Коэффициент CFADS	Ограничения на сделки M&A	Выплаты дивидендов	Продажа активов	Смена вида деятельности	Предел долговой нагрузки	Ограничения на обратную аренду	Ограничения на выпуск долга	Ограничения на залог	Смена управления	Невыполнение обязательств	Форс-мажор	Существенные события	Заявление кредиторов о дефолте	Изменение кредитного рейтинга	Коллективные действия	Предоставление отчетности	Изменение купона
Нет	6,6	0,0	0,0	0,7	0,2	0,7	0,0	0,3	0,2	0,2	0,9	0,5	0,9	0,1	0,0	0,7	0,2	0,3	0,5	0,1
Есть	11	0,0	0,0	1,0	0,8	1,0	0,0	0,9	0,7	0,8	1,0	0,9	1,0	0,0	0,0	1,0	0,5	0,2	0,8	0,4

Для подтверждения гипотез 4 и 5 о возможности досрочного погашения в регрессию были добавлены фиктивные переменные *Puttable* и *Callable*, которые принимают значение 1, если такие условия прописаны в проспекте эмиссии, и 0 – в противоположном случае. Для опциона типа «колл» частота использования в выборке составляет 28%. Опцион типа «пут» используется компаниями намного реже, в нашей выборке это всего лишь 2,2% (пять облигационных выпусков). Коэффициент перед фиктивной переменной *Puttable* значим на 99%-ном уровне и отрицателен, следовательно, гипотеза 4 не отвергается. К сожалению, из-за незначительного количества использования опциона типа «пут» в проспектах эмиссии оценить его влияние на конкретные виды ковенантов не представляется возможным. Коэффициент перед фиктивной переменной *Callable* значим на 99%-ном уровне и положителен, следовательно, гипотеза 5 не отвергается. Для смягчения агентского конфликта в облигациях такого типа содержится большее количество ковенантов (табл. 6). Компании, выпуская отзывные облигации, чаще других ограничивают себя в выплате дивидендов, выпуске последующего долга и устанавливают предел долговой нагрузки.

Таблица 7. Использование ковенантов в зависимости от инвестиционного класса (High Yield, HY)

Инвестиционный класс	Количество ковенантов	Коэффициент DSCR	Коэффициент CFADS	Ограничения на сделки M&A	Выплаты дивидендов	Продажа активов	Смена вида деятельности	Предел долговой нагрузки	Ограничения на обратную аренду	Ограничения на выпуск долга	Ограничения на залог	Смена управления	Невыполнение обязательств	Форс-мажор	Существенные события	Заявление кредиторов о дефолте	Изменение кредитного рейтинга	Коллективные действия	Предоставление отчетности	Изменение купона
Non-HY	6,1	0,0	0,0	0,7	0,1	0,7	0,0	0,2	0,2	0,1	0,9	0,5	0,9	0,1	0,0	0,7	0,2	0,3	0,4	0,1
HY	9,7	0,0	0,0	0,9	0,7	0,9	0,0	0,8	0,4	0,6	1,0	0,8	1,0	0,0	0,0	0,8	0,4	0,2	0,7	0,3

Коэффициент перед переменной, отражающей инвестиционный класс облигационного выпуска (High Yield), положителен и значим на 99%-ном уровне. Более рискованные облигации содержат в проспектах большее количество ковенантов (табл. 7). Эмитенты таких облигаций чаще используют ограничения на выплаты дивидендов и смену управления, устанавливают предельное значение долговой нагрузки и запрет на выпуск последующего долга. Сводная таблица частоты использования ковенантов находится в Приложении 6.

## Заключение

В теоретической части статьи был проведен анализ выгоды и издержек, связанных с использованием ковенантов в проспектах эмиссии облигаций. Ковенанты не только обеспечивают преимущества от смягчения агентского конфликта, связанного с долгом, включая проблемы недофинансирования, замещения активов и размытия долговых обязательств, но и создают издержки за счет сокращения управленческой и финансовой гибкости. Ковенанты могут служить субститутами некоторым параметрам облигаций, таким как опцион на покупку, конвертируемость или срок погашения, которые также могут помочь в смягчении агентского конфликта.

В работе был проведен эмпирический анализ влияния двух факторов финансовой неустойчивости – ликвидности и платежеспособности – на использование ковенантов в проспектах эмиссии 225 публичных облигационных выпусков эмитентов из стран БРИКС. Было выявлено значимое влияние платежеспособности, которая показывает достаточность денежного потока компании погашать свои долгосрочные обязательства, на использование различных типов

ковенантов. Было установлено, что при увеличении показателя платежеспособности эмитенты реже ограничивают себя в возможности выпуска последующего долга, смене управления, а также используют в проспектах условие досрочного погашения при изменении рейтинга облигационного выпуска. Как оказалось, показатель ликвидности не оказывает значимого влияния на использование ковенантов, что, видимо, связано с длинным средним сроком погашения облигаций в выборке. Было проверено несколько дополнительных гипотез о влиянии параметров облигационного выпуска на использование ковенантов. Отзывные облигации и облигации с рейтингом ниже BBB- по классификации Standard & Poor's (высокодоходные или мусорные облигации) содержат большее количество ковенантов, таких как ограничения на выплаты дивидендов и выпуск последующего долга.

Наши результаты схожи с результатами, полученными ранее другими авторами на рынках США, Китая и Бразилии. Но есть и различия, которые были обнаружены в облигационных выпусках российских компаний. В проспектах российских эмитентов реже встречается запрет на обратную аренду, они реже ограничивают себя в выпуске последующего долга, смене управления и не используют условие досрочного погашения при понижении кредитного рейтинга эмитента. Это может быть связано с тем, что ограничительные ковенанты не имеют юридической силы в соответствии с законодательством Российской Федерации. Также в работе была отмечена положительная тенденция признания ковенантов и то, что дальнейшее развитие облигационного рынка России должно привести к использованию большего количества ковенантов в проспектах облигаций российских эмитентов.

## Список литературы

- Туктаров Ю., Берковская М. (2011) Как ковенанты работают в российском праве? // *Cbonds Review*. Vol. 12. P. 70–73.
- Anderson C. (1999) Financial contracting under extreme uncertainty: an analysis of Brazilian corporate debentures // *Journal of Financial Economics*. Vol. 51. P. 45–84.
- Asquith P., Wizman T. (1990) Event risk, covenants, and bondholder returns in leveraged buyouts // *Journal of Financial Economics*. Vol. 27. P. 195–213.
- Bae S., Klein D., Padmaraj R. (1997) Firm characteristics and the presence of event risk covenants in bond indentures // *Journal of Financial Research*. Vol. 20. P. 373–388.
- Barclay M., Smith C. (1995a) The maturity structure of corporate debt // *Journal of Finance*. Vol. 50. P. 609–631.
- Barclay M., Smith C. (1995b) The priority structure of corporate liabilities // *Journal of Finance*. Vol. 50. P. 899–917.
- Begley J. (1994) Restrictive covenants included in public debt agreements: an empirical investigation. Working paper, University of British Columbia.
- Berkovitch E., Kim E. (1990) Financial contracting and leverage induced over and under-investment // *Journal of Finance*, vol. 45, pp. 765–794.
- Billette, M. King T., Mauer D. (2007) Growth opportunities and the choice of leverage, debt maturity, and covenants // *Journal of Finance*. Vol. 62. P. 697–730.
- Bodie Z., Taggart R. (1978) Future Investment and the value of the call provision on a bond // *Journal of Finance*. Vol. 33. P. 1187–1200.
- Chava S., Kumar P., Warga A. (2010) Managerial agency and bond covenants. *Review of Financial Studies*. Vol. 23. P. 1120–1148.
- Cook D., Fu X., Tang, T. (2014) The effect of liquidity and solvency risk on the inclusion of bond covenants // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 48. P. 120–136.
- Emery G., Lyons L. (1991) The Lambda index: beyond the current ratios // *Business Credit*. Vol. 93. P. 22–23.
- Fama E., Miller M. (1972) *The Theory of Finance*. Dryden Press, Philadelphia.
- Galai D., Masulis R. (1976) The option pricing model and the risk factor of stock // *Journal of Financial Economics*. Vol. 5. P. 53–81.
- Gilson S., Warner J. (1998) Private versus public debt: evidence from firms that replace bank loans with junk bonds. Working paper, Harvard Business School.
- Gryglewicz S. (2011) A theory of corporate financial decisions with liquidity and solvency concerns // *Journal of Financial Economics*. Vol. 99. P. 365–384.
- Guedes J., Opler T. (1996) The determinants of maturity of corporate debt issues // *Journal of Finance*. Vol. 51. P. 1809–1833.
- Jensen M., Meckling W. (1976) Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and capital structure // *Journal of Financial Economics*. No.3. P. 305–360.
- Kacperczyk M., Schnabl P. (2010) When safe proved risky: commercial paper during the financial crisis of 2007–2009 // *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 24. P. 29–50.
- Kahan M., Yermack D. (1998) Investment opportunities and the design of debt securities // *Journal of Law, Economics and Organization*. Vol. 14. P. 136–151.
- Leeth J., Scott J. (1989) The incidence of secured debt: evidence from the small business community // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 24. P. 379–394.
- Lehn K., Poulsen A. (1991) Contractual resolution of bondholder–stockholder conflicts in leveraged buyouts // *Journal of Law and Economics*. Vol. 34. P. 645–673.
- Malitz I. (1986) On financial contracting: the determinants of bond covenants // *Financial Management*. Vol. 15. P. 18–25.
- Masulis R. (1980) The effects of capital structure change on security prices // *Journal of Financial Economics*. Vol. 9. P. 139–178.
- Mayers D. (1998) Why firms issue convertible bonds: the matching of financial and real investment options // *Journal of Financial Economics*. Vol. 47. P. 83–102.
- McDaniel M. (1986) Bondholders and corporate governance // *The Business Lawyer*. Vol. 41. P. 413–460.
- Myers S. (1977) Determinants of corporate borrowing // *Journal of Financial Economics*. Vol. 5. P. 147–175.
- Nash R., Netter J., Poulsen, A. (2003) Determinants of contractual relations between shareholders and bondholders: investment opportunities and restrictive covenants // *Journal of Corporate Finance*. Vol. 9. P. 201–232.
- Opler T., Titman S. (1993) The determinants of leveraged buyout activity: free cash flow vs. financial distress costs // *Journal of Finance*. Vol. 48. P. 1985–1999.
- Qi Y., Wald J. (2008) State laws and debt covenants // *Journal of Law and Economics*. Vol. 51. P. 179–207.
- Scott J. (1977) Bankruptcy, secured debt and optimal capital structure // *Journal of Finance*. Vol. 32. P. 1–19.
- Shi G., Sun J. (2015) Corporate bond covenants and social responsibility investment // *Journal of Business Ethics*. Vol. 131. P. 285–303.
- Smith C., Warner J. (1979) On financial contracting: an analysis of bond covenants // *Journal of Financial Economics*. Vol. 7. P. 117–161.
- Smith C., Smithson C., Wilford D. (1989) Managing financial risk // *Journal of Applied Corporate Finance*. Vol. 2. P. 27–48.

## References

- Tuktarov Yu., Berkovskaya M. (2011) Kak kovenanty rabotayut v rossijskom prave? [How covenants work in the Russian law?]. *Cbonds Review*, vol. 12, pp. 70–73. (In Russ.)
- Anderson C. (1999) Financial contracting under extreme uncertainty: an analysis of Brazilian corporate debentures. *Journal of Financial Economics*, vol. 51, pp. 45–84.
- Asquith P., Wizman T. (1990) Event risk, covenants, and bondholder returns in leveraged buyouts. *Journal of Financial Economics*, vol. 27, pp. 195–213.
- Bae S., Klein D., Padmaraj R. (1997) Firm characteristics and the presence of event risk covenants in bond indentures. *Journal of Financial Research*, vol. 20, pp. 373–388.
- Barclay M., Smith C. (1995a) The maturity structure of corporate debt. *Journal of Finance*, vol. 50, pp. 609–631.
- Barclay M., Smith C. (1995b) The priority structure of corporate liabilities. *Journal of Finance*, vol. 50, pp. 899–917.
- Begley J. (1994) Restrictive covenants included in public debt agreements: an empirical investigation. Working paper, University of British Columbia.
- Berkovitch E., Kim E. (1990) Financial contracting and leverage induced over and under-investment. *Journal of Finance*, vol. 45, pp. 765–794.
- Billette, M. King T., Mauer D. (2007) Growth opportunities and the choice of leverage, debt maturity, and covenants. *Journal of Finance*, vol. 62, pp. 697–730.
- Bodie Z., Taggart R. (1978) Future Investment and the value of the call provision on a bond. *Journal of Finance*, vol. 33, pp. 1187–1200.
- Chava S., Kumar P., Warga A. (2010) Managerial agency and bond covenants. *Review of Financial Studies*, vol. 23, pp. 1120–1148.
- Cook D., Fu X., Tang T. (2014) The effect of liquidity and solvency risk on the inclusion of bond covenants. *Journal of Banking and Finance*, vol. 48, pp. 120–136.
- Emery G., Lyons L. (1991) The Lambda index: beyond the current ratios. *Business Credit*, vol. 93, pp. 22–23.
- Fama E., Miller M. (1972) *The Theory of Finance*. Dryden Press, Philadelphia.
- Galai D., Masulis R. (1976) The option pricing model and the risk factor of stock. *Journal of Financial Economics*, vol. 5, pp. 53–81.
- Gilson S., Warner J. (1998) Private versus public debt: evidence from firms that replace bank loans with junk bonds. Working paper, Harvard Business School.
- Gryglewicz S. (2011) A theory of corporate financial decisions with liquidity and solvency concerns. *Journal of Financial Economics*, vol. 99, pp. 365–384.
- Guedes J., Opler T. (1996) The determinants of maturity of corporate debt issues. *Journal of Finance*, vol. 51, pp. 1809–1833.
- Jensen M., Meckling W. (1976) Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and capital structure. *Journal of Financial Economics*, no. 3, pp. 305–360.
- Kacperczyk M., Schnabl P. (2010) When safe proved risky: commercial paper during the financial crisis of 2007–2009. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, pp. 29–50.
- Kahan M., Yermack D. (1998) Investment opportunities and the design of debt securities. *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 14, pp. 136–151.
- Leeth J., Scott J. (1989) The incidence of secured debt: evidence from the small business community. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 24, pp. 379–394.
- Lehn K., Poulsen A. (1991) Contractual resolution of bondholder–stockholder conflicts in leveraged buyouts. *Journal of Law and Economics*, vol. 34, pp. 645–673.
- Malitz I. (1986) On financial contracting: the determinants of bond covenants. *Financial Management*, vol. 15, pp. 18–25.
- Masulis R. (1980) The effects of capital structure change on security prices. *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pp. 139–178.
- Mayers D. (1998) Why firms issue convertible bonds: the matching of financial and real investment options. *Journal of Financial Economics*, vol. 47, pp. 83–102.
- McDaniel M. (1986) Bondholders and corporate governance. *The Business Lawyer*, vol. 41, pp. 413–460.
- Myers S. (1977) Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, vol. 5, pp. 147–175.
- Nash R., Netter J., Poulsen A. (2003) Determinants of contractual relations between shareholders and bondholders: investment opportunities and restrictive covenants. *Journal of Corporate Finance*, vol. 9, pp. 201–232.
- Opler T., Titman S. (1993) The determinants of leveraged buyout activity: free cash flow vs. financial distress costs. *Journal of Finance*, vol. 48, pp. 1985–1999.
- Qi Y., Wald J. (2008) State laws and debt covenants. *Journal of Law and Economics*, vol. 51, pp. 179–207.
- Scott J. (1977) Bankruptcy, secured debt and optimal capital structure. *Journal of Finance*, vol. 32, pp. 1–19.
- Shi G., Sun J. (2015) Corporate bond covenants and social responsibility investment. *Journal of Business Ethics*, vol. 131, pp. 285–303.
- Smith C., Warner J. (1979) On financial contracting: an analysis of bond covenants. *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 117–161.
- Smith C., Smithson C., Wilford D. (1989) Managing financial risk. *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 2, pp. 27–48.

## Приложение 1. Описательная статистика переменных

Таблица 9. Описательная статистика переменных

	Среднее	Медиана	Ст. Откл.	Минимум	25%	75%	Максимум
Number of Covenants	7,844	8,000	3,044	1,000	5,500	10,000	18,000
Liquidity	7,063	5,086	6,612	0,228	3,297	8,659	53,694
Solvency	0,227	0,168	0,172	0,003	0,095	0,328	0,967
Size	9,523	9,608	1,427	6,027	8,628	10,350	12,920
Leverage	0,450	0,443	0,198	0,046	0,290	0,606	0,894
Tangibility	0,442	0,437	0,198	0,012	0,313	0,605	0,888
Interest Coverage	8,969	4,911	9,420	0,167	2,263	13,175	46,900
Profitability	0,102	0,087	0,065	0,002	0,052	0,142	0,309
R&D	0,430	0,084	0,992	0,000	0,000	0,444	7,096
Loan Size	0,156	0,072	0,242	0,002	0,038	0,170	1,507
Loan Maturity	2,008	2,015	0,513	0,005	1,609	2,303	3,402
Puttable	0,022	0,000	0,148	0,000	0,000	0,000	1,000
Callable	0,280	0,000	0,450	0,000	0,000	1,000	1,000
Convertible	0,022	0,000	0,148	0,000	0,000	0,000	1,000
High Yield	0,484	0,000	0,501	0,000	0,000	1,000	1,000
Macro	4,943	4,504	3,782	-7,821	3,047	7,758	14,231

**Приложение 2. Корреляционная матрица переменных**

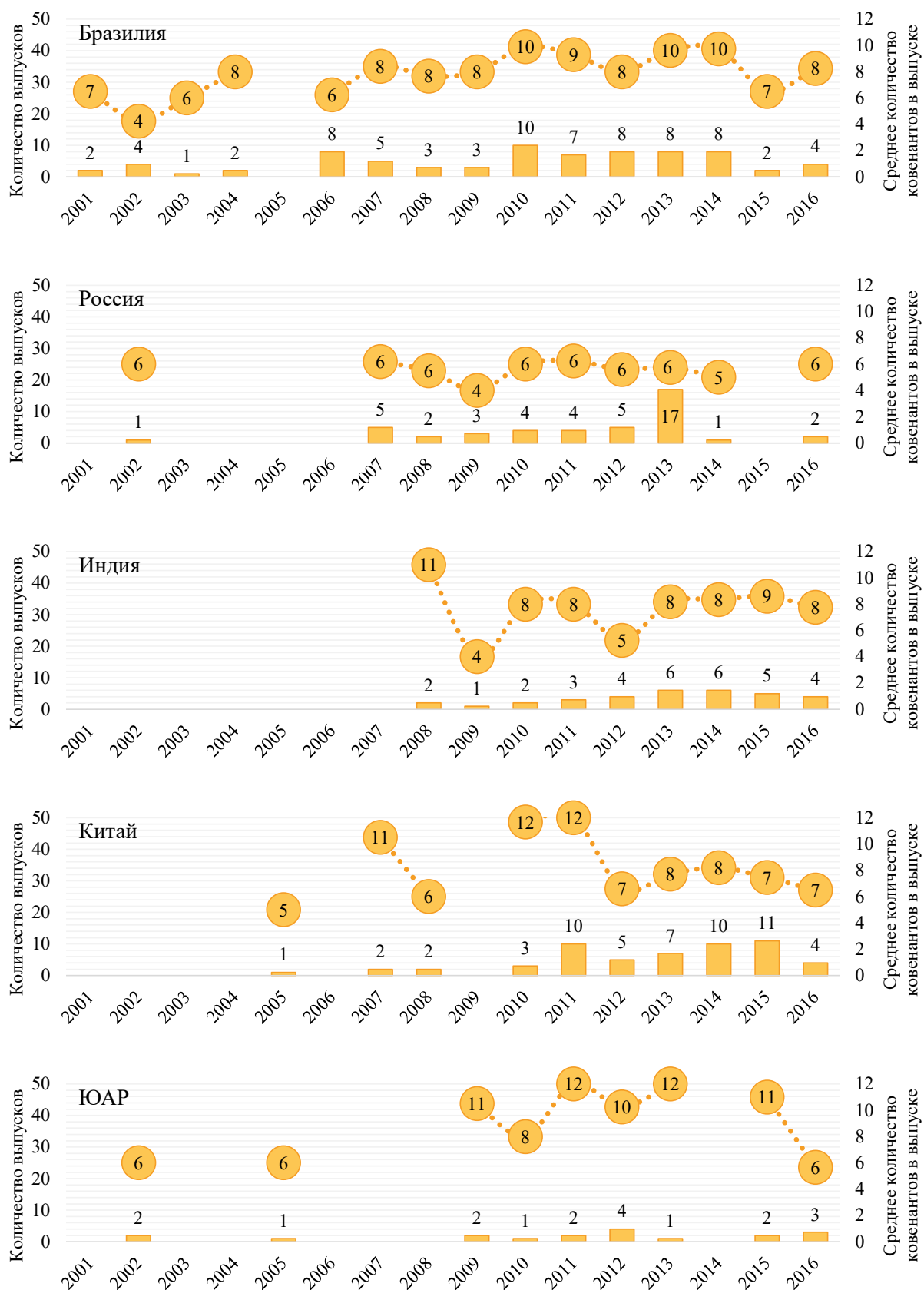
Таблица 10. Корреляционная матрица переменных

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1 Number of Covenants	1,00															
2 Liquidity	0,08	1,00														
3 Solvency	-0,26	-0,15	1,00													
4 Size	-0,46	-0,09	0,23	1,00												
5 Leverage	0,13	0,04	-0,62	0,10	1,00											
6 Tangibility	0,05	-0,15	0,30	0,14	-0,10	1,00										
7 Interest Coverage	-0,24	-0,08	0,71	0,32	-0,43	0,32	1,00									
8 Profitability	-0,18	-0,21	0,73	0,10	-0,49	0,24	0,52	1,00								
9 R&D	0,03	-0,01	0,13	-0,05	-0,17	-0,25	0,13	0,09	1,00							
10 Loan Size	0,35	0,06	0,17	-0,65	-0,31	-0,05	0,04	0,04	0,03	1,00						
11 Loan Maturity	-0,01	0,11	0,07	0,17	-0,09	0,05	-0,02	0,07	-0,06	-0,16	1,00					
12 Puttable	-0,22	-0,03	0,02	0,10	0,03	-0,03	0,04	0,17	-0,02	-0,06	-0,06	1,00				
13 Callable	0,63	0,02	-0,26	-0,48	0,18	-0,02	-0,28	-0,23	0,00	0,34	-0,05	-0,09	1,00			
14 Convertible	-0,21	-0,02	0,02	0,07	0,01	-0,01	0,02	0,12	-0,03	-0,05	-0,10	0,80	-0,09	1,00		
15 High Yield	0,58	0,09	-0,27	-0,48	0,22	0,03	-0,30	-0,06	-0,13	0,28	-0,13	-0,09	0,48	-0,09	1,00	
16 Macro	0,11	0,02	-0,01	-0,17	-0,03	-0,03	0,18	-0,08	0,15	0,27	-0,20	-0,06	0,04	-0,17	0,03	1,00



### Приложение 3. Статистика выпусков по странам

Рисунок 5. Статистика выпусков облигаций по странам



## Приложение 4. Корреляционная матрица ковенантов

Таблица 11. Корреляционная матрица ковенантов

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
1 Коэффициент DSCR	1,00																			
2 Коэффициент CFADS	0,00	1,00																		
3 Ограничения на сделки M&A	-0,13	0,03	1,00																	
4 Выплаты дивидендов	-0,05	0,08	0,29	1,00																
5 Продажа активов	0,03	0,03	0,89	0,25	1,00															
6 Смена вида деятельности	0,00	1,00	0,03	0,08	0,03	1,00														
7 Предел долговой нагрузки	0,07	0,07	0,34	0,74	0,42	0,07	1,00													
8 Ограничения на обратную аренду	-0,04	0,10	0,31	0,36	0,30	0,10	0,29	1,00												
9 Ограничения на выпуск долга	0,10	0,10	0,30	0,63	0,32	0,10	0,67	0,41	1,00											
10 Ограничения на залог	0,02	0,02	0,17	0,08	0,30	0,02	0,15	0,19	0,17	1,00										
11 Смена управления	0,05	0,05	-0,01	0,30	0,03	0,05	0,28	0,14	0,32	0,12	1,00									
12 Невыполнение обязательств	0,02	0,02	0,08	0,01	0,09	0,02	-0,04	0,00	0,05	0,32	0,18	1,00								
13 Форс-мажор	-0,02	0,25	0,04	0,00	0,04	0,25	-0,05	-0,03	-0,07	0,09	0,02	0,00	1,00							
14 Существенные события	-0,01	0,50	-0,02	0,03	-0,02	0,50	0,07	0,05	0,05	0,04	0,03	0,04	0,10	1,00						
15 Заявление кредиторов о дефолте	0,03	0,03	0,15	0,20	0,16	0,03	0,17	0,33	0,18	0,23	0,32	0,28	-0,08	-0,01	1,00					
16 Изменение кредитного рейтинга	-0,05	0,10	0,21	0,23	0,15	0,10	0,27	0,24	0,23	0,04	0,54	0,19	0,04	-0,02	0,27	1,00				
17 Коллективные действия	0,12	0,12	-0,33	-0,17	-0,27	0,12	-0,12	-0,32	-0,10	-0,16	0,12	0,12	-0,07	0,08	0,00	-0,07	1,00			
18 Предоставление отчетности	0,06	0,06	0,31	0,23	0,36	0,06	0,24	0,21	0,23	0,17	0,22	0,15	-0,06	0,05	0,13	0,04	-0,15	1,00		
19 Изменение купона	-0,03	0,13	0,14	0,21	0,16	0,13	0,19	0,12	0,12	0,01	0,18	0,10	0,00	0,02	0,23	0,08	0,02	0,29	1,00	

## Приложение 5. Результаты тестирования – Stata 13 SE

Source	SS	df	MS	Number of obs = 225		
Model	1169.60219	15	77.9734795	F( 15, 209) =	17.99	
Residual	905.953363	209	4.33470509	Prob > F =	0.0000	
Total	2075.55556	224	9.26587302	R-squared =	0.5635	
				Adj R-squared =	0.5322	
				Root MSE =	2.082	

cov	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
liquidity	.0122418	.0223043	0.55	0.584	-.0317285	.0562121
solvency	-3.694709	1.750076	-2.11	0.036	-7.144773	-.2446458
size	.0008511	.1679481	0.01	0.996	-.3302384	.3319406
leverage	-.434816	1.008464	-0.43	0.667	-2.42288	1.553249
tangibility	1.80614	.815883	2.21	0.028	.1977251	3.414555
interestcoverage	.0096891	.0234026	0.41	0.679	-.0364463	.0558244
profitability	1.458187	3.611321	0.40	0.687	-5.661098	8.577471
rd	.3249401	.1542383	2.11	0.036	.0208779	.6290023
loansize	1.832858	.9256439	1.98	0.049	.0080629	3.657654
loanmaturity	.4528877	.2938839	1.54	0.125	-.1264689	1.032244
putable	-2.323164	1.610861	-1.44	0.151	-5.497206	.8508778
callable	2.63403	.3946164	6.67	0.000	1.856091	3.411968
convertible	-.6486782	1.608672	-0.40	0.687	-3.819982	2.522626
highyield	1.916232	.3700451	5.18	0.000	1.186732	2.645731
gdpgrowth	.0264429	.0423584	0.62	0.533	-.0570615	.1099473
_cons	4.682773	1.820262	2.57	0.011	1.094345	8.271201

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of cov

H0: model has no omitted variables

F(3, 206) = 5.84

Prob > F = 0.0008

Variable	VIF	1/VIF
solvency	4.66	0.214503
size	2.97	0.337064
putable	2.92	0.342030
convertible	2.92	0.342621
profitabil-y	2.86	0.349547
loansize	2.59	0.386171
interestco-e	2.51	0.398194
leverage	2.06	0.486155
highyield	1.78	0.563311
callable	1.63	0.613672
tangibility	1.34	0.743542
gdpgrowth	1.33	0.754099
rd	1.21	0.827138
loanmaturity	1.18	0.849845
liquidity	1.12	0.889678
Mean VIF	2.21	

**Приложение 5 (продолжение)****White's test for Ho: homoskedasticity**

against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(108) = 152.20

Prob &gt; chi2 = 0.0033

**Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test**

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	152.20	108	0.0033
Skewness	38.01	15	0.0009
Kurtosis	2.77	1	0.0958
Total	192.98	124	0.0001

**Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity**

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of cov

chi2(1) = 0.45

Prob &gt; chi2 = 0.5020

**Linear regression**

Number of obs = 225

F( 15, 209) = 31.83

Prob &gt; F = 0.0000

R-squared = 0.5635

Root MSE = 2.082

cov	Robust			P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	t			
liquidity	.0122418	.0485148	0.25	0.801	-.0833993	.1078828
solvency	-3.694709	1.533682	-2.41	0.017	-6.718179	-.6712396
size	.0008511	.1537453	0.01	0.996	-.3022392	.3039413
leverage	-.434816	1.046344	-0.42	0.678	-2.497558	1.627926
tangibility	1.80614	.8816568	2.05	0.042	.068806	3.54422
interestcoverage	.0096891	.0178007	0.54	0.587	-.0254029	.0447811
profitability	1.458187	3.773795	0.39	0.700	-5.981395	8.897768
rd	.3249401	.1329705	2.44	0.015	.0628049	.5870753
loansize	1.832858	.7581435	2.42	0.016	.3382697	3.327447
loanmaturity	.4528877	.2195041	2.06	0.040	.0201619	.8856136
putable	-2.323164	.7984319	-2.91	0.004	-3.897176	-.7491518
callable	2.63403	.4512197	5.84	0.000	1.744504	3.523555
convertible	-.6486782	.7700936	-0.84	0.401	-2.166825	.8694685
highyield	1.916232	.42241	4.54	0.000	1.083501	2.748962
gdpgrowth	.0264429	.0362141	0.73	0.466	-.0449489	.0978346
_cons	4.682773	1.758938	2.66	0.008	1.215239	8.150308

## Приложение 5 (продолжение)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	225
Model	1150.28223	14	82.1630161	F( 14, 210) =	18.65
Residual	925.27333	210	4.40606348	Prob > F =	0.0000
Total	2075.55556	224	9.26587302	R-squared =	0.5542
				Adj R-squared =	0.5245
				Root MSE =	2.0991

cov	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
liquidity	.012278	.0224872	0.55	0.586	-.0320515 .0566075
size	-.1157868	.159901	-0.72	0.470	-.4310036 .19943
leverage	.2196353	.9675032	0.23	0.821	-1.687628 2.126898
tangibility	1.566331	.8145601	1.92	0.056	-.0394312 3.172094
interestcoverage	-.0079514	.0220392	-0.36	0.719	-.0513979 .0354951
profitability	-2.849912	3.003939	-0.95	0.344	-8.771653 3.071828
rd	.3010744	.1550844	1.94	0.054	-.0046474 .6067961
loansize	1.1004	.8651993	1.27	0.205	-.6051889 2.805989
loanmaturity	.4577581	.2962839	1.54	0.124	-.1263136 1.04183
putable	-1.970311	1.61449	-1.22	0.224	-5.152995 1.212373
callable	2.607364	.3976474	6.56	0.000	1.823472 3.391256
convertible	-.6831149	1.621776	-0.42	0.674	-3.880162 2.513932
highyield	2.026625	.369335	5.49	0.000	1.298546 2.754704
gdpgrowth	.0373046	.0423894	0.88	0.380	-.0462587 .1208679
_cons	5.373718	1.805277	2.98	0.003	1.814931 8.932505

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of cov

Ho: model has no omitted variables

F(3, 208) = 4.09

Prob > F = 0.0076

Variable	VIF	1/VIF
convertible	2.92	0.342703
putable	2.89	0.345794
size	2.64	0.379171
loansize	2.23	0.449329
interestco-e	2.16	0.462234
leverage	1.86	0.537871
profitabil-y	1.84	0.543910
highyield	1.71	0.585446
callable	1.61	0.620185
gdpgrowth	1.31	0.765675
tangibility	1.30	0.771132
rd	1.20	0.831893
loanmaturity	1.14	0.873728
Mean VIF	1.91	

**Приложение 5 (продолжение)****White's test for Ho: homoskedasticity**

against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2 (81) = 87.92

Prob &gt; chi2 = 0.2807

**Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test**

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	87.92	81	0.2807
Skewness	11.35	13	0.5816
Kurtosis	3.68	1	0.0552
Total	102.94	95	0.2713

**Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity**

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of cov

chi2 (1) = 0.05

Prob &gt; chi2 = 0.8180

Linear regression

Number of obs = 225

F( 14, 210) = 33.63

Prob &gt; F = 0.0000

R-squared = 0.5542

Root MSE = 2.0991

cov	Robust			P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	t			
liquidity	.012278	.0477603	0.26	0.797	-.081873	.106429
size	-.1157868	.1483872	-0.78	0.436	-.4083062	.1767326
leverage	.2196353	1.012052	0.22	0.828	-1.775447	2.214718
tangibility	1.566331	.8661555	1.81	0.072	-.1411425	3.273805
interestcoverage	-.0079514	.0164777	-0.48	0.630	-.0404343	.0245315
profitability	-2.849912	3.116514	-0.91	0.362	-8.993573	3.293748
rd	.3010744	.1354508	2.22	0.027	.0340569	.5680919
loansize	1.1004	.8240805	1.34	0.183	-.5241302	2.72493
loanmaturity	.4577581	.2237705	2.05	0.042	.0166338	.8988825
putable	-1.970311	.6571287	-3.00	0.003	-3.265725	-.6748968
callable	2.607364	.4498007	5.80	0.000	1.720661	3.494067
convertible	-.6831149	.662164	-1.03	0.303	-1.988455	.6222255
highyield	2.026625	.4167781	4.86	0.000	1.20502	2.84823
gdpgrowth	.0373046	.0375897	0.99	0.322	-.0367969	.1114061
_cons	5.373718	1.697718	3.17	0.002	2.026963	8.720472

## Приложение 5 (продолжение)

Source	SS	df	MS	Number of obs = 225		
Model	1168.29641	14	83.4497439	F( 14, 210) =	19.32	
Residual	907.259142	210	4.32028163	Prob > F =	0.0000	
Total	2075.55556	224	9.26587302	R-squared =	0.5629	
				Adj R-squared =	0.5337	
				Root MSE =	2.0785	

cov	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
solvency	-3.695448	1.747161	-2.12	0.036	-7.13967	-.2512257
size	-.0040347	.1674328	-0.02	0.981	-.3340991	.3260298
leverage	-.4574991	1.005939	-0.45	0.650	-2.440531	1.525533
tangibility	1.74885	.807831	2.16	0.032	.1563528	3.341347
interestcoverage	.0110437	.0232333	0.48	0.635	-.0347567	.0568441
profitability	1.072422	3.536365	0.30	0.762	-5.898903	8.043747
rd	.3233748	.1539551	2.10	0.037	.0198792	.6268703
loansize	1.837397	.9240657	1.99	0.048	.0157636	3.659031
loanmaturity	.4795248	.2893662	1.66	0.099	-.0909101	1.04996
putable	-2.313995	1.607294	-1.44	0.151	-5.482494	.8545029
callable	2.61295	.392089	6.66	0.000	1.840015	3.385885
convertible	-.638362	1.605884	-0.40	0.691	-3.804081	2.527357
highyield	1.943337	.3661241	5.31	0.000	1.221588	2.665087
gdpgrowth	.0259958	.04228	0.61	0.539	-.0573518	.1093434
_cons	4.81976	1.800068	2.68	0.008	1.271243	8.368278

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of cov

H0: model has no omitted variables

F(3, 207) = 4.98

Prob > F = 0.0023

Variable	VIF	1/VIF
solvency	4.66	0.214503
size	2.96	0.338014
putable	2.92	0.342067
convertible	2.92	0.342668
profitabil-y	2.75	0.363309
loansize	2.59	0.386202
interestco-e	2.48	0.402672
leverage	2.05	0.486972
highyield	1.74	0.573526
callable	1.61	0.619541
gdpgrowth	1.33	0.754378
tangibility	1.32	0.755915
rd	1.21	0.827421
loanmaturity	1.14	0.873671
Mean VIF	2.26	

## Приложение 5 (продолжение)

White's test for Ho: homoskedasticity

against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(94) = 98.23

Prob &gt; chi2 = 0.3624

Cameron &amp; Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	98.23	94	0.3624
Skewness	10.09	14	0.7558
Kurtosis	3.23	1	0.0723
Total	111.54	109	0.4145

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of cov

chi2(1) = 0.13

Prob &gt; chi2 = 0.7154

Linear regression

Number of obs = 225

F( 14, 210) = 31.25

Prob &gt; F = 0.0000

R-squared = 0.5629

Root MSE = 2.0785

cov	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
solvency	-3.695448	1.526222	-2.42	0.016	-6.704127	-.6867689
size	-.0040347	.1471829	-0.03	0.978	-.2941799	.2861106
leverage	-.4574991	1.069813	-0.43	0.669	-2.566448	1.65145
tangibility	1.74885	.9375769	1.87	0.064	-.0994186	3.597119
interestcoverage	.0110437	.0176303	0.63	0.532	-.0237114	.0457988
profitability	1.072422	3.398365	0.32	0.753	-5.626859	7.771702
rd	.3233748	.1347451	2.40	0.017	.0577484	.5890012
loansize	1.837397	.7511852	2.45	0.015	.3565672	3.318227
loamaturity	.4795248	.2153092	2.23	0.027	.0550803	.9039692
putable	-2.313995	.7830573	-2.96	0.003	-3.857656	-.7703352
callable	2.61295	.4102021	6.37	0.000	1.804308	3.421591
convertible	-.638362	.7614421	-0.84	0.403	-2.139412	.8626877
highyield	1.943337	.4335836	4.48	0.000	1.088603	2.798071
gdpgrowth	.0259958	.035627	0.73	0.466	-.0442365	.0962282
_cons	4.81976	1.645529	2.93	0.004	1.575888	8.063633



## Приложение 6. Частота использования ковенантов

Таблица 12. Частота использования ковенантов

	Платежеспособность		Опцион типа «колл»				Инвестиционный класс	
	до 0,10	от 0,10 до 0,17	от 0,17 до 0,33	более 0,33	No	Yes	Non-ИУ	ИУ
Количество ковенантов	8,86	8,30	7,65	6,57	6,64	10,94	6,14	9,66
Коэффициент DSCR	0,00	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00
Коэффициент CFADS	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,01
Ограничения на сделки M&A	0,73	0,79	0,74	0,95	0,73	0,97	0,72	0,88
Выплаты дивидендов	0,59	0,30	0,42	0,27	0,24	0,79	0,14	0,67
Продажа активов	0,75	0,86	0,70	0,93	0,75	0,97	0,71	0,92
Смена вида деятельности	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,01
Предел долговой нагрузки	0,71	0,46	0,49	0,32	0,33	0,92	0,20	0,82
Ограничения на обратную аренду	0,38	0,30	0,35	0,21	0,16	0,70	0,19	0,44
Ограничения на выпуск долга	0,45	0,34	0,39	0,14	0,16	0,76	0,09	0,58
Ограничения на залог	0,91	0,96	0,89	0,84	0,88	0,97	0,85	0,95
Смена управления	0,84	0,73	0,67	0,29	0,52	0,90	0,46	0,82
Невыполнение обязательств	0,96	0,98	0,89	0,88	0,92	0,95	0,90	0,96
Форс-мажор	0,00	0,02	0,11	0,14	0,07	0,05	0,09	0,05
Существенные события	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Заявление кредиторов о дефолте	0,91	0,95	0,72	0,57	0,70	1,00	0,74	0,83
Изменение кредитного рейтинга	0,45	0,36	0,37	0,14	0,25	0,54	0,22	0,44
Коллективные действия	0,25	0,29	0,26	0,20	0,28	0,16	0,27	0,23
Предоставление отчетности	0,66	0,68	0,46	0,52	0,48	0,84	0,43	0,73
Изменение купона	0,25	0,21	0,18	0,16	0,14	0,37	0,10	0,30

# Evaluating the Effectiveness of Pension Fund Management Companies Based on the DEA (Data Envelopment Analysis)

**Elena A. Fedorova,**

doctor of economic sciences, professor, corporate finance and corporate governance department, Financial University under the Government of the Russian Federation:  
49, Leningradski prospect, Moscow, GSP-3, Russian Federation, 125993;  
professor of the Department of Finance, the Higher School of Economics:  
20, Myasnitskaya str., Moscow, Russian Federation, 101000  
E-mail: ecolena@mail.ru

**Yuri A. Zelenkov,**

doctor of technical sciences, National Research University Higher School of Economics:  
20, Myasnitskaya str., Moscow, Russian Federation, 101000  
E-mail: yuri.zelenkov@gmail.com

**Anastasiya A. Tkachenko,**

leading specialist of budget control of OJSC "Renaissance credit":  
14, Kozhevnickeskaya str., Moscow, Russian Federation, 115114  
E-mail: anastasia270791@yandex.ru

**Fedor Yu. Fedorov,**

specialist of data management department of RedSys LLC:  
15, p. 43, Rochdelskaya str., Moscow, Russian Federation, 123022  
E-mail: Project@RedSys.ru; fedorovfedor92@mail.ru

**Abstract**

This paper features the non-parametric DEA method and its practical applications for the efficiency estimation of Russian pension fund management companies. The theoretical aspects of the five DEA models are studied, including the constant returns to scale model (CRS), the increasing, decreasing, and varying returns to scale (DRS, IRS and VRS), and the free disposal hull (FDH). A comparative analysis of the models features an example of 39 pension fund management companies from 2004 to 2016. Their efficiency has been estimated taking into account the management companies' specifications. The financial indicators responsible for the financial activity of the companies have been studied along with those of the pension fund portfolio management. The model under consideration is characterized by one input variable (the investment amount in the first quarter) and three output variables: net assets value (NVA), return on investment (quarterly), and the account balance of a credit organization. The external factors that impact the company performance in the sector have been the focus of the recent research, rather than the company efficiency estimation itself.

The returns and the risk of the company portfolio, as well as the net assets and the crisis indicators of the economy have been chosen as the qualitative criteria for estimating the efficiency of the companies.

The selected DEA algorithm modifications can be used for further investment and the management decision-making process.

**Keywords:** technical efficiency; DEA; modifications DEA; pension funds management companies.

**JEL:** C02.

# Оценка эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями, на основе метода DEA (Data Envelopment Analysis)

**Фёдорова Елена Анатольевна,**

доктор экономических наук, профессор, департамент корпоративных финансов и корпоративного управления, Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации: 125993, Российская Федерация, Москва, ГСП-3, Ленинградский просп., д. 49; профессор департамента финансов, НИУ ВШЭ: 101000, Российская Федерация, Москва, ул. Мясницкая, д. 20  
E-mail: ecolena@mail.ru

**Зеленков Юрий Александрович,**

доктор технических наук, НИУ ВШЭ: 101000, Российская Федерация, Москва, ул. Мясницкая, д. 20  
E-mail: yuri.zelenkov@gmail.com

**Ткаченко Анастасия Андреевна,**

ведущий специалист бюджетного контроля ОАО «Ренессанс-кредит»: 115114, Российская Федерация, Москва, ул. Кожевническая, д. 14  
E-mail: anastasia270791@yandex.ru

**Фёдоров Фёдор Юрьевич,**

специалист отдела управления данными ООО RedSys: 123022, Российская Федерация, Москва, ул. Рочдельская, д. 15, стр. 43  
E-mail: Project@RedSys.ru; fedorovfedor92@mail.ru

## Аннотация

Цель исследования – рассмотреть непараметрический метод DEA и его практическое применение для оценки эффективности российских компаний, управляющих пенсионными накоплениями. В статье представлены теоретические аспекты пяти моделей DEA: модель с постоянной отдачей от масштаба (CRS); модель с убывающим, возрастающим и переменным эффектом от масштаба (DRS, IRS и VRS) и модель непроизводительного расходования ресурсов (FDH). Проведен сравнительный анализ этих моделей на примере оценки эффективности 39 компаний, управляющих пенсионными накоплениями, за период с I квартала 2004 г. по I квартал 2016 г. Учитывая специфику деятельности управляющих компаний, для оценки их эффективности в настоящем исследовании выбраны показатели, связанные как с финансовой деятельностью компании, так и с управлением пенсионным портфелем. Поэтому в рассматриваемом случае модель будет иметь один вход – объем инвестирования за квартал и три выхода: стоимость чистых активов (СЧА), доходы от инвестирования за квартал и денежные средства на счетах в кредитных организациях.

Сама по себе оценка эффективности компаний не всегда является целью, гораздо чаще исследователей интересуют внешние факторы, влияющие в целом на производительность компаний в отрасли. В роли критериев качества оценки эффективности в соответствии с различными моделями выбраны сочетание доходности и риска портфеля управляющей компании, стоимость ее чистых активов, а также индикаторы кризисного состояния экономики. Выбранные модификации DEA можно использовать в дальнейшем при принятии управленческих и инвестиционных решений.

**Ключевые слова:** эффективность; DEA; модификации модели DEA; компании, управляющие пенсионными накоплениями.

**JEL:** C02.

## Введение

Оценка эффективности деятельности компании является сегодня одной из самых актуальных проблем в корпоративном менеджменте. Для сравнительной оценки фирм часто используются количественные показатели их деятельности: рентабельность, выручку, производительность труда и т.д. Однако такой подход является ограниченным, так как подобные показатели строятся только на основе данных финансовой отчетности и базируются на небольшом количестве параметров. При этом не учитывается уровень конкуренции, ограничения по максимально достижимому уровню производительности и т.д.

Эти ограничения могут быть преодолены с помощью подходов, основанных на оценке эффективности некоторого множества компаний, рассматриваемых одновременно, через производственную функцию. Такие методы оценки эффективности разделяются на две группы: параметрические и непараметрические. Основной характеристикой параметрического подхода к оценке эффективности (и, возможно, его главным недостатком [Seiford, Thrall, 1990]) является гипотеза о явной форме производственной функции. Непараметрический подход, известный также как Data Envelopment Analysis (DEA), предложенный в [Charnes, Cooper, Rhodes, 1978], не требует явного задания этой функции. Эффективность фирмы оценивается относительно других фирм, действующих в аналогичных условиях. При этом решаются две задачи: 1) определение стандарта (максимально достигнутой производительности) на базе данных всего множества исследуемых фирм; и 2) оценка эффективности конкретной фирмы на основе этого стандарта.

В нашем исследовании рассматривается непараметрический метод DEA и его практическое применение для оценки эффективности российских компаний, управляющих пенсионными накоплениями. Модель DEA используется для оценки эффективности различных экономических субъектов: например, региональных банков [Ohsato, Takahashi, 2015], транспортных систем [Bray, Caggiani, Ottomanelli, 2015]. DEA также применяется для оценки рисков банкротства [Ампилогов, 2011] и исследования вкладов прямых иностранных инвестиций в техническую эффективность фирм [Ghali, Rezgui, 2011]; [Федорова, Коркмазова, Муратов, 2015], для оценки эффективности оборонной промышленности [Федорова, Ткаченко, Мазалов, Федоров, 2015]. Однако в данных исследованиях не обосновывается выбор конкретной модификации DEA. В настоящей работе мы предлагаем ряд критериев для выбора конкретной модели оценки эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями.

Статья построена следующим образом: в теоретической части кратко описывается методология DEA и

ее модификации. В практической части исследуется техническая эффективность компаний, управляющих пенсионными накоплениями на основе различных моделей DEA.

## Теоретические аспекты DEA-анализа

### Методология DEA

Предположим, что имеется  $K$  фирм, индексированных  $k=1, \dots, K$ . Фирма  $k$  использует ресурсы (входы)  $x_i^k$  для производства результата (выходов)<sup>1</sup>  $y_j^k$  ( $x_i^k \geq 0$ ,  $y_j^k \geq 0$ ,  $i=1, \dots, m$ ,  $j=1, \dots, n$ ), и как минимум один вход и один выход имеют положительные значения.

Результат (выходы), который может быть получен при различных комбинациях используемых ресурсов (входов), определяется производственной функцией  $F: x \rightarrow y$ , задающей технологию преобразования  $m$  входов  $x = (x_1, \dots, x_m) \in \mathbb{R}_+^m$  в  $n$  выходов  $y = (y_1, \dots, y_n) \in \mathbb{R}_+^n$ , где  $\mathbb{R}_+ = \{a \in \mathbb{R} \mid a > 0\}$  – множество реальных чисел, которые больше нуля. Если предположить, что производственная функция задает максимальную производительность, достижимую при имеющемся наборе ресурсов, то, зная эту функцию, можно попытаться определить, добивается ли конкретная фирма  $k$ , использующая входы  $x^k = (x_1^k, \dots, x_m^k)$  максимально возможного при этом значения выходов  $y^k = (y_1^k, \dots, y_n^k)$ , и таким образом оценить эффективность фирмы. Однако на практике вид производственной функции обычно неизвестен, имеются лишь эмпирические наблюдения значений входов и выходов, поэтому возникает задача оценки эффективности преобразования входы-выходы на основе наблюдаемых данных.

Зависимость выходов от входов для конкретной фирмы определяется ее производственными возможностями или технологией [Bogeloft, Otto, 2010]. Обозначим множество технологий через  $T = \{(x, y) \in \mathbb{R}_+^m \times \mathbb{R}_+^n\}$ . Технология показывает, как входы могут быть превращены в выходы; могут ли входы быть замещены друг другом; как выходы зависят от входов; и могут ли выходы быть результатом совместного или единого процесса. Технология определяется социальными, техническими, физическими, химическими, биологическими и другими условиями, в которых происходит процесс производства. Очевидно, что сравнительный анализ эффективности возможен только для фирм, технологии которых принадлежат одному множеству  $T$ .

В общем случае полное множество  $T$  неизвестно, имеются лишь данные о нескольких фирмах, осуществляющих одну и ту же деятельность в одинако-

<sup>1</sup> Термины «входы» (inputs) и «выходы» (outputs) предложены в статье [Charnes, Cooper and Rhodes, 1978] и с тех пор являются стандартными в литературе, посвященной DEA.

вых условиях. На основании имеющихся наблюдений необходимо оценить множество технологий этих фирм и построить его границу  $\partial(T)$ , определяющую максимальную достигнутую производительность. Граница  $\partial(T)$  включает множество недоминируемых комбинаций входов и выходов. В этом случае эффективность конкретной фирмы может рассматриваться как ее расстояние до границы  $\partial(T)$ . В DEA задача оценки множества технологий решается на основе принципа минимальной экстраполяции [Bogerlof, Otto, 2010]: строится  $T^*$  – наименьшее подмножество  $\mathbb{R}_+^m \times \mathbb{R}_+^n$ , содержащее данные  $(x^k, y^k)$ ,  $k = 1, \dots, K$ , при этом налагаются следующие условия, определяющие вид модели.

**A1: Предположение о непроизводительном расходовании ресурсов** заключается в возможности свободно распоряжаться излишками входов и выходов. Фирма может произвести тот же объем выходов с большим объемом входов или использовать имеющиеся входы для получения меньшего объема выходов. Если  $(x, y)$  – реализуемая комбинация входов и выходов, то любая комбинация, осуществленная либо за счет увеличения входов, либо за счет уменьшения выходов, также реализуема:  $(x, y) \in T \wedge x' \geq x \wedge y' \leq y \Rightarrow (x', y') \in T$ .

**A2: Предположение о выпуклости:** любая средневзвешенная (выпуклая) комбинация допустимых технологий также является возможной:  $(x, y) \in T \wedge (x', y') \in T \wedge \lambda \in [0, 1] \Rightarrow (1 - \lambda)(x, y) + \lambda(x', y') \in T$ .

**A3: Предположение об эффекте масштаба:** производство можно масштабировать с любым фактором масштабирования  $Z$ :  $(x, y) \in T \wedge Z \geq 0 \Rightarrow Z \cdot (x, y) \in T$ .

В условиях A1 – A3 минимальная экстраполяция множества определяется как:

$$T^* = \left\{ (x, y) \in \mathbb{R}_+^m \times \mathbb{R}_+^n \mid \exists \lambda \in \Lambda^K: x \geq \sum_{k=1}^K \lambda^k x^k, y \leq \sum_{k=1}^K \lambda^k y^k \right\}, \quad (1)$$

Коэффициенты  $\lambda^k \in \Lambda^K$  определяют модель DEA (см. раздел 2.2).

На основании границы  $\partial(T^*)$  можно оценить эффективность фирмы. Наиболее распространенным подходом к измерению эффективности в случае со многими входами и выходами является подход, предложенный в работе [Farrell, 1957]. Идея состоит в том, чтобы оценить возможность сокращения входов, без изменения выходов.

Согласно этому подходу, для фирмы с индексом 0, эффективность которой оценивается, можно записать:

$$E^0 = E((x^0, y^0); T^*) = \inf \{ E \in \mathbb{R}_+ \mid (Ex^0, y^0) \in T^* \}. \quad (2)$$

Таким образом,  $E$  – это сокращение всех входов  $x^k$ , которое позволяет производить прежний объем  $y^k$ . Отсюда эффективность фирмы можно определить в результате решения задачи линейного программирования

$\min_{\lambda^1, \dots, \lambda^K, E} E$   
с ограничениями

$$Ex_i^0 \geq \sum_{k=1}^K \lambda^k x_i^k; y_j^0 \leq \sum_{k=1}^K \lambda^k x_j^k; i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n; \lambda \in \Lambda^K. \quad (3)$$

Аналогично, если рассматривать  $F$  – максимальное увеличение выходов  $y^k$ , которое достижимо без увеличения входов  $x^k$ :

$$F^0 = F((x^0, y^0); T^*) = \sup \{ F \in \mathbb{R}_+ \mid (x^0, Fy^0) \in T^* \} \quad (4)$$

можно сформулировать задачу определения эффективности:

$$\max_{\lambda^1, \dots, \lambda^K, F} F$$

при

$$x_i^0 \geq \sum_{k=1}^K \lambda^k x_i^k; Fy_j^0 \leq \sum_{k=1}^K \lambda^k x_j^k; i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n; \lambda \in \Lambda^K. \quad (5)$$

## Модификации модели DEA

Как сказано выше, модификации, модели DEA отличаются предположениями, при которых определяется эмпирическая граница множества технологий  $\partial(T^*)$ . В таблице 1 представлена информация о пяти моделях DEA: модель с постоянной отдачей от масштаба (CRS – Constant Return to Scale); модели с убывающим, возрастающим и переменным эффектом от масштаба (соответственно, DRS – Decreasing Return to Scale, IRS – Increasing Return to Scale и VRS – Variable Return to Scale) и модель непроизводительного расходования ресурсов (FDH – Free Disposability Hull).

Таблица 1. Модификации DEA

Модель	Условия, определяющие вид модели			Множество параметров $\lambda \in \Lambda^K$
	A1 Непроизводительное расходование ресурсов	A2 Выпуклость	A3 Эффект от масштаба	
CRS	+	+	$Z \geq 0$	$\Lambda^K = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^K \mid \sum_{k=1}^K \lambda^k \text{ не ограничена} \right\}$
DRS	+	+	$Z \leq 1$	$\Lambda^K = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^K \mid \sum_{k=1}^K \lambda^k \leq 1 \right\}$
IRS	+	+	$Z \geq 1$	$\Lambda^K = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^K \mid \sum_{k=1}^K \lambda^k \geq 1 \right\}$
VRS	+	+	$Z = 1$	$\Lambda^K = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^K \mid \sum_{k=1}^K \lambda^k = 1 \right\}$
FDH	+		$Z = 1$	$\Lambda^K = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^K \mid \sum_{k=1}^K \lambda^k = 1 \right\}$

Отметим, что множество  $\Lambda^K$  определяет количество исследуемых фирм, показатели которых будут формировать границу  $\partial(T^*)$ . Эта граница будет построена по наибольшему количеству фирм в модификации FDH и по наименьшему – в модификации CRS, другие модификации занимают промежуточное положение. Модель CRS позволяет вычислить эффективность преобразования входов в выходы без учета эффекта масштаба, ее часто называют технической эффективностью или эффективностью производственного процесса. Модель VRS учитывает масштаб, поэтому разность эффективностей по этим моделям  $E^{VRS} - E^{CRS}$  рассматривают как эффективность масштабирования. Модели IRS и DRS описывают локальные эффекты, которые могут наблюдаться в рамках модели VRS. Поэтому в дальнейшем при исследовании эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями, ограничимся рассмотрением моделей CRS, VRS и FDH.

## Оценка эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями

Инвестиционная политика компаний, управляющих пенсионными накоплениями, должна обеспечивать получение максимальной доходности при соблюдении условий высокой надежности и ликвидности активов. Перечень активов для инвестирования пенсионных накоплений регламентируется Федеральным законом от 24 июля 2002 г. №111-ФЗ «Об инвестировании средств для финансирования накопительной части трудовой пенсии в Российской Федерации», а также постановлением Правительства Российской Федерации от 30 июня 2003 г. № 379 «Об установлении дополнительных ограничений на инвестирование средств пенсионных накоплений в отдельные классы активов и определении максимальной доли отдельных классов активов в инвестиционном портфеле» в соответствии со статьями 26 и 28 Федерального закона №111-ФЗ и статьей 36.15 Федерального закона «О негосударственных пенсионных фондах». В более раннем исследовании авторов с помощью панельной регрессии были выявлены внешние факторы (курс валюты, фондовый индекс ММВБ, ставки межбанковского сектора по размещению кредитов) и внутренние факторы (сбалансированная стратегия управления инвестиционным портфелем, срок жизни этого портфеля и сезонность), влияющие на эффективность деятельности управляющих компаний.

Рассмотрим пример применения модели DEA для оценки эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями (далее – УК). В качестве эмпирической базы исследования использованы ежеквартальные данные по 39 УК<sup>2</sup> за период с I квартала 2004 г. по II квартал 2016 г.

Первый вопрос, который возникает при использовании DEA, – это вопрос о выборе входов и выходов для анализа. Чем их больше, тем больше фирм находится на границе  $\partial(T^*)$ , следовательно, метод теряет

<sup>2</sup> [http://www.pfrf.ru/grazdanam/pensions/pens\\_nak/osnov\\_sved\\_invest](http://www.pfrf.ru/grazdanam/pensions/pens_nak/osnov_sved_invest)

дискриминационную способность. В настоящее время разработаны эмпирические правила, задающие минимальное число исследуемых объектов в зависимости от числа входов и выходов. Эти правила задаются неравенствами  $K > 3(m + n)$  и  $K > m * n$ , т.е. количество исследуемых фирм должно в три раза превышать сумму количеств входов и выходов и число входов и выходов.

Учитывая специфику деятельности УК, для оценки их эффективности в настоящем исследовании выбраны показатели, связанные как с финансовой деятельностью компании, так и с управлением пенсионным портфелем. Поэтому в рассматриваемом случае модель будет иметь один вход – объем инвестирования за квартал и три выхода: стоимость чистых активов (СЧА), доходы от инвестирования за квартал и денежные средства на счетах в кредитных организациях.

После определения входов и выходов исследователь должен решить вопрос о выборе модификации модели. В таблице 2 приведены оценки средней эффективности по отрасли по различным модификациям модели (VRS, DRS, FDH) ориентированной на вход, для всех УК поквартально за последние три года, полученные с помощью пакета benchmarking [Bogerlof, Otto, 2010] в системе R. Наибольшую среднюю эффективность, равную 0,84, дает модификация FDH, наименьшую (0,45) – CRS.

**Таблица 2.** Средняя эффективность УК

Период	VRS	CRS	FDH
I кв. 2013 г.	0,43	0,36	0,72
II кв. 2013 г.	0,64	0,51	0,81
III кв. 2013 г.	0,63	0,49	0,85
IV кв. 2013 г.	0,51	0,43	0,90
I кв. 2014 г.	0,47	0,39	0,84
II кв. 2014 г.	0,56	0,55	0,85
III кв. 2014 г.	0,57	0,48	0,87
IV кв. 2014 г.	0,59	0,44	0,86
I кв. 2015 г.	0,51	0,40	0,80
II кв. 2015 г.	0,66	0,54	0,86
III кв. 2015 г.	0,65	0,53	0,87
IV кв. 2015 г.	0,52	0,35	0,90
I кв. 2016 г.	0,44	0,37	0,85
Среднее значение	0,55	0,45	0,84

Необходимо отметить, что сама по себе оценка эффективности компаний не всегда является целью, гораздо чаще исследователей интересуют внешние факторы, влияющие в целом на производительность компаний в отрасли, например, для выявления уровня конкурентоспособности какой-либо компании, оценки падения эффективности в результате общего кризиса и т.д. [Barrientos, Boussoufiane, 2005] представили результаты двухэтапного анализа чилийских компаний, управляющих пенсионными фондами. На первом этапе была вычислена эффективность по DEA, на втором – исследованы детерминанты эффективности по рынку в целом. В исследовании [Babalos et al., 2012] оценивалось влияние возраста компании и стоимости активов на ее эффективность. Для этого была построена пробит-модель, задающая порог отсека по значению эффективности. Очевидно, что для моделей FDH такой порог будет явно выше. Поэтому учет механизма формирования оценки эффективности в различных модификациях также является важным аспектом. Разброс эффективности (разница между наибольшим и наименьшим значением) по модификациям DEA (табл. 3) также различается.

**Таблица 3.** Разброс показателей эффективности по разным модификациям, %

Модификация	VRS	CRS	FDH
Разброс	51	61	68

Для выбора модификации DEA, наиболее соответствующей целям нашего исследования, мы будем опираться на

следующие критерии:

1. Стандартная оценка эффективности УК на основе доходности и риска. Обычно компании с более высокой доходностью имеют более высокий риск и наоборот. В качестве критерия будем использовать ранжирование по комбинациям значений доходности и риска.
2. Оценка финансового состояния компании, в качестве критерия будет использоваться СЧА.
3. Оценка эффективности УК в зависимости от состояния финансового рынка, критерий – индекс давления валютного рынка (EMPI), который вычисляется, как в работе [Федорова, Лукасевич, 2012]:

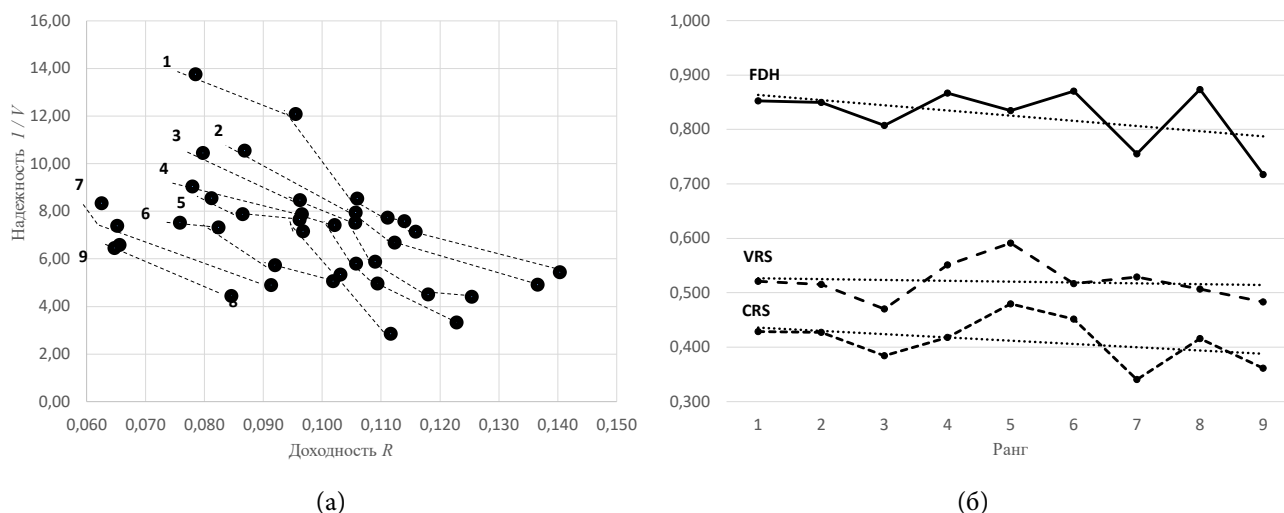
$$EMPI_{i,t} = \frac{\Delta e_{i,t}}{e_{i,t}} - \frac{\sigma_e}{\sigma_r} \frac{\Delta r_{i,t}}{r_{i,t}} + \frac{\sigma_e}{\sigma_{int}} \Delta i_{i,t}, \quad (6)$$

где  $EMPI_{i,t}$  – индекс давления валютного рынка для страны  $i$  в период  $t$ ;  $e_{i,t}$  – курс обмена валюты страны  $i$  к валюте базовой страны за период времени в период  $t$ ;  $\sigma_e$  – стандартное отклонение обменного курса  $\frac{\Delta e_{i,t}}{e_{i,t}}$ ;  $r_{i,t}$  – иностранные международные резервы страны  $i$  в период  $t$ ;

$\sigma_r$  – стандартное отклонение изменения иностранных международных резервов  $\frac{\Delta r_{i,t}}{r_{i,t}}$ ,  
 $\Delta i_{i,t}$  – изменение номинальной процентной ставки

в стране  $i$  за период времени  $t$ ;  $\sigma_i$  – стандартное отклонение величины изменения номинальной процентной ставки.

**Рисунок 1.** Ранжирование УК по доходности и надежности (а), средние значения эффективности для разных групп УК (б)



Рассмотрим ранжирование компаний по доходности и риску. Для этого используем среднюю доходность компаний за период с I квартала 2004 г. по I квартал 2016 г. В качестве меры риска возьмем стандартное отклонение доходности за этот же период. Очевидно, что управляющая компания  $k$  с доходностью  $R_k$  и риском  $\sigma_k$  является более предпочтительной для инвестирования, чем управляющая компания  $m$  с доходностью  $R_m$  и риском  $\sigma_m$ , если она обеспечивает большую доходность и меньший риск, т.е. одновременно выполняются условия  $R_k > R_m$  и  $\sigma_k < \sigma_m$ . Это отношение называется отношением доминирования и обозначается  $k \succ m$ . Если отношение доминирования между двумя компаниями отсутствует (т.е.  $R_k > R_m$  и  $\sigma_k > \sigma_m$  или  $R_k < R_m$  и  $\sigma_k < \sigma_m$ ), то невозможно сделать однозначный выбор между ними без привлечения дополнительных критериев. Таким образом, можно считать, что компании, отношение доминирования между которыми отсутствует, имеют одинаковый ранг. Множество компаний, соответствующее  $i$ -му рангу, определяется рекурсивно как  $\forall k \in K_i : \neg \exists m \in K_i : k \prec m$ , где  $K_i = K \setminus K_{i-1}$ ;  $K$  – все множество рассматриваемых компаний;  $K_{i-1}$  – множество компаний, вошедших в группы более высокого ранга, т.е.  $1 \dots i-1$ . На рисунке 1а представлены девять групп компаний, выделенные в соответствии с описанной процедурой. Для простоты восприятия вместо риска  $\sigma$  на рисунке 1а используется величина  $1/\sigma$  (надежность). В этом случае доминирующая компания должна располагаться на графике выше и правее, чем второстепенная.

На рисунке 1б представлена средняя эффективность по выделенным девяти группам:



$$E_i^M = \frac{1}{n} \sum_t \frac{1}{|K_i|} \sum_{k \in K_i} E_{kt}^M, \quad (7)$$

где:  $E_{kt}^M$  – эффективность компании  $k$  на множестве  $K$  по модели  $M = \{CRS, VRS, FDH\}$  в период времени  $t$ ,  $n$  – количество периодов времени,  $E_i^M$  – средняя эффективность в группе  $i$ -го ранга по модели  $M$ .

Из рисунка 16 следует, что нет такой модели DEA, результаты которой полностью соответствовали бы ранжированию по риску и доходности. Однако модель FDH демонстрирует наиболее выраженный тренд к снижению эффективности по мере перехода к менее доходным и более рискованным группам компаний. Следовательно, среднее значение эффективности по модели FDH может быть использовано в качестве ориентира при выборе наиболее эффективных управляющих компаний.

Чтобы оценить учет внешних факторов в различных модификациях DEA, рассмотрим динамику изменений средней эффективности по всем моделям совместно с изменениями критериев СЧА, EMPI и доходности (рис. 2).

Средняя эффективность  $E^M = \frac{1}{|K|} \sum_{k \in K} E_k^M$  множества  $K$  компаний по модели  $M$  может быть интерпретирована следующим образом.

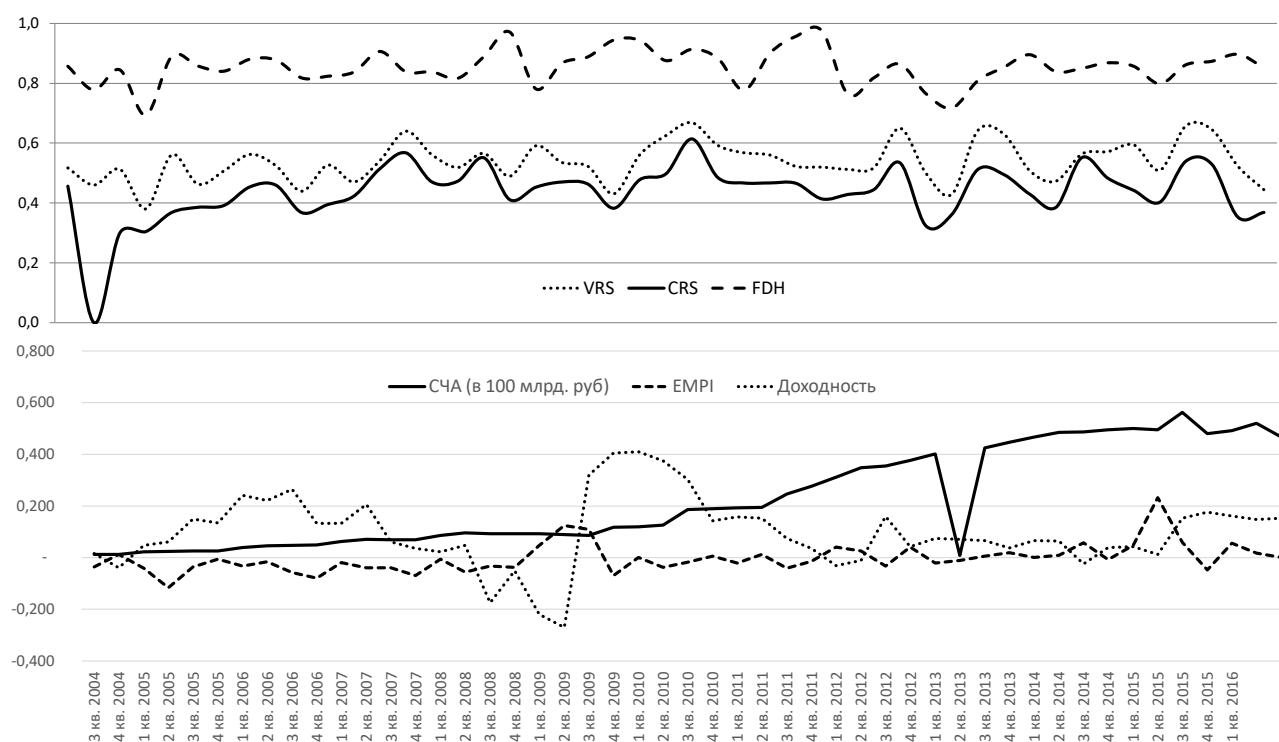
Чем большее число компаний находится вблизи границы  $\partial(T^*)$ , тем выше значение  $E^M$ . Это соответствует ситуации, когда: все компании эффективно преобразуют входы в выходы; они действуют в условиях стабильного высококонкурентного рынка; отсутствуют внешние шоки; происходит трансфер технологий, знаний и лучших практик от лидеров к преследователям. В условиях нестабильного рынка и тем более кризисных ситуаций должно наблюдаться большее расслоение компаний по эффективности, что ведет к снижению значения  $E^M$ .

Отметим: снижение  $E^M$  возможно также в случае, когда менеджмент одной или нескольких компаний совершает ошибки, ведущие к потере эффективности.

На основе анализа рисунка 2 можно отметить следующее. Что касается СЧА, то на первый взгляд падение в 2013 г. отражают все рассматриваемые модели, однако СЧА растет начиная с III квартала 2004 г., этот аспект ни одна модификация не отражает.

Доходность во II квартале 2009 г. имеет наименьшее значение, что отражает модель FDH. Эта же модификация улавливает «всплеск» IV квартала 2009 г. Что касается кризиса, выраженного через EMPI (чем выше EMPI, тем сильнее кризис), то все модификации моделей в той или иной степени идентифицируют кризисы 2008 г. и 2013–2014 гг. Однако при этом имеется ряд артефактов, например, падение средней эффективности по моделям VRS и FDH во II квартале 2005 г. одновременно со снижением EMPI.

**Рисунок 2.** Изменение средней эффективности УК с 2004 по 2016 г.



Для того чтобы оценить учет внешних факторов в рассматриваемых моделях DEA, были построены пробит-

модели эффективности УК по всем модификациям от выбранных критериев. Результаты расчетов показали, что любую модификацию DEA можно использовать для оценки эффективности УК. Все модели «отражают» изменения СЧА, доходности и риска. Однако в данном случае предпочтительнее модель FDH, так как эта модификация улавливает еще и кризисное состояние финансового рынка, выраженного через EMPI.

Сравним эффективность по DEA с другими рейтингами управляющих компаний. Известные рейтинги УК обычно основаны на таких оценках, как доходность<sup>3</sup> или объем средств пенсионных накоплений граждан<sup>4</sup>. Чаще всего они строятся по одному году, но компания, которая показывает высокие результаты по доходности на момент составления рейтинга, может показать другие результаты в следующий период. В таблице 4 представлены компании с наибольшей эффективностью по модели FDH по данным на конец 2015 г. Там же приведены данные по средней доходности и риску (стандартному отклонению доходности) за 2015 г., рейтинг по этим показателям определен по процедуре, описанной выше. Кроме того, в таблице 4 представлен рейтинг УК по данным национального рейтингового агентства (НРА).

**Таблица 4.** Сравнение эффективности по модели FDH и других рейтингов

Наименование инвестиционного портфеля управляющей компании	Эффективность 2015 г. (FDH)	Средняя доходность за 2015 г., %	Риск за 2015 г.	Место в рейтинге по доходности и риску	СЧА (млрд руб.)	Место в рейтинге по СЧА	Рейтинг надежности управляющих компаний индивидуальный на 31.12.2015 (НРА)
АЛЬФА-КАПИТАЛ	1	22,8	0,032	2	1,029	12	AAA
ОТКРЫТИЕ УК	1	14,0	0,010	2	0,497	17	AAA
ВТБ КАПИТАЛ ПЕНСИОННЫЙ РЕЗЕРВ	1	19,1	0,024	3	7,227	3	AAA
ВЭБ УК (ГУК)	1	12,1	0,010	3	1989722	1	Нет информации
АК БАРС КАПИТАЛ	1	15,1	0,013	3	2,628	5	AA
БФА	1	14,5	0,014	4	1,340	9	Нет информации
РЕГИОН ТРАСТ (РН-ТРАСТ)	1	12,8	0,023	7	1,221	10	AAA
РФЦ-КАПИТАЛ	1	9,6	0,024	8	1,462	8	Нет информации
ПРОМСВЯЗЬ УК	1	8,2	0,028	9	0,242	23	Нет информации
МЕТАЛЛИНВЕСТТРАСТ	0,976	14,1	0,034	7	0,569	16	Нет информации
ВТБ КАПИТАЛ УПРАВЛЕНИЕ АКТИВАМИ	0,975	20,7	0,025	2	1,070	11	AAA
ПРОФЕССИОНАЛ	0,928	19,6	0,013	1	0,442	21	Нет информации
РЕГИОН ПОРТФЕЛЬНЫЕ ИНВЕСТИЦИИ	0,919	18,8	0,018	2	0,478	19	AAA

<sup>3</sup> Навигатор пенсионного рынка, сайт по выбору НПФ. URL: <http://www.pensiamarket.ru/Ranking.aspx?rank=dohod&type=uk>.

<sup>4</sup> Инструменты инвестиций. URL: <http://npf.investfunds.ru/ratings>.

Можно отметить, что ранжирование по значению эффективности по FDH, а затем по доходности и риску почти точно совпадает с рейтингом национального агентства. При этом предложенный метод позволяет оценить те компании, которые не имеют действующего договора с НРА<sup>5</sup>.

## Заключение

В работе представлены теоретические аспекты пяти моделей DEA: модель с постоянной отдачей от масштаба (CRS); модель с убывающим, возрастающим и переменным эффектом от масштаба (DRS, IRS и VRS) и модель непроизводительного расходования ресурсов (FDH). Проведен сравнительный анализ модификаций DEA на примере оценки эффективности компаний, управляющих пенсионными накоплениями. С точки зрения комбинированной оценки доходности и риска предпочтительными являются модель FDH. В динамике все модели DEA отражают изменения СЧА и доходности, однако предпочтительной является также модель FDH, т.к. эта модификация учитывает ещё и внешние факторы финансового рынка, выраженные через EMPI.

Таким образом, можно сказать, что оценка эффективности УК по методу DEA соответствует общепринятым критериям качества и ее можно использовать в дальнейшем при принятии управленческих и инвестиционных решений.

## Список литературы

Ампологов А.И. (2011) Оценка рисков банкротства предприятий-производителей нефтехимического оборудования // Сборник лучших выпускных работ. М.: НИУ «Высшая школа экономики». С. 5–29.

Федорова Е.А., Коркмазова Б.К., Муратов М.А. (2015) Оценка эффективности компаний с прямыми иностранными инвестициями: отраслевые особенности в Российской Федерации // Пространственная экономика. № 2. С. 47–63.

Федорова Е.А., Мазалов Е.С., Ткаченко А.А., Фёдоров Ф.Ю. (2015) Оценка технической эффективности компаний оборонно-промышленного комплекса // Корпоративные финансы. № 4, т. 36. С. 138–148

Федорова Е.А., Лукасевич И.Я. (2012) Индекс давления на валютный рынок (EMP): особенности развивающихся рынков // Журнал новой экономической ассоциации. № 2, т. 14. С. 51–66.

Babalos V. et al. (2012) Efficiency evaluation of Greek equity funds // Research in International Business and Finance. No. 26. P. 317– 333.

Barrientos A., Boussofiene A. (2005) “How efficient are pension fund managers in Chile?” // Revista de Economia Contemp~o~a nea. P. 289–311.

Bogerlof P., Otto L. (2010) Benchmarking with DEA, SFA, and R. New York. Springer. – 368 p.

Bray S., Caggiani L., Ottomanelli M. (2015) Measuring transport systems efficiency under uncertainty by fuzzy sets theory based Data Envelopment Analysis: theoretical and practical comparison with traditional DEA model // Transportation Research Procedia. No. 5. P. 186–200.

Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978) Measuring the efficiency of decision making units // European Journal of Operational Research. No. 2. P. 429–444.

Farrell M.J. (1957) The Measurement of Productive Efficiency. Journal of the Royal Statistical Society. No. 120. P. 253–281.

Ghali S., Rezgui S. (2011) FDI Contribution to Technical Efficiency in The Tunisian Manufacturing Sector // International Economic Journal. No. 25. Iss. 2. P. 319–339.

Ohsato S., Takahashi M. (2015) Management Efficiency in Japanese Regional Banks: A Network DEA // Procedia – Social and Behavioral Sciences. No. 172. P. 511–518.

Seiford L.M., Thrall R.M. (1990) Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis // Journal of econometrics. Vol. 46. No. 1. P. 7–38.

## References

Ampilogov A.I. (2011) *Ocenka riskov bankrotstva predpriyatij proizvoditelej nefteximicheskogo oborudovaniya* [The assessment of risk of bankruptcy of enterprises-manufacturers of petrochemical equipment]. A collection of the best graduate work. Moscow, HSE, pp. 5–29. (In Russ.)

Fedorova E.A., Korkmazova B.K., Muratov M.A. (2015) *Ocenka effektivnosti kompanij s pryamymi inostrannymi investitsiyami otraslevye osobennosti v Rossijskoj Federacii* [Evaluation of companies with foreign direct investment: industry especially in the Russian Federation]. *Spatial Economics*, no. 2, pp. 47–63. (In Russ.)

Fedorova E.A., Mazalov E.S., Tkachenko A.A., Fedorov F. (2015) *Ocenka texnicheskoj effektivnosti kompanij oboronno promyshlennogo kompleksa* [Yu Evaluation of technical efficiency of enterprises of defense-industrial complex]. *Korporativnye finansy*, vol. 36, no. 4, pp. 138–148. (In Russ.)

Fedorova E.A., Lukasiewicz I.J. (2012) *Indeks davleniya na valyutnyj rynek EMP osobennosti razvivayushhixsya rynkov* [Index pressure on the currency market (EMP): especially in emerging markets]. *Journal of the New Economic Association*, vol. 14, no. 2, pp. 51–66. (In Russ.)

Babalos V. et al. (2012) Efficiency evaluation of Greek equity funds. *Research in International Business and Finance*, no. 26, pp. 317– 333.

<sup>5</sup> <http://www.ra-national.ru/ru/taxonomy/term/109?type=rating>.

- Barrientos A., Boussofiane A. (2005) "How efficient are pension fund managers in Chile?". *Revista de Economia Contemporanea*, pp. 289–311.
- Bogerlof P., Otto L. (2010) *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. New York. Springer – 368 p.
- Bray S., Caggiani L., Ottomanelli M. (2015) Measuring transport systems efficiency under uncertainty by fuzzy sets theory based Data Envelopment Analysis: theoretical and practical comparison with traditional DEA model. *Transportation Research Procedia*, no. 5, pp. 186–200.
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978) Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, no. 2, pp. 429–444.
- Farrell M.J. (1957) The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, no. 120, pp. 253–281.
- Ghali S., Rezgui S. (2011) FDI Contribution to Technical Efficiency in The Tunisian Manufacturing Sector. *International Economic Journal*, no. 25, iss. 2, pp. 319–339.
- Ohsato S., Takahashi M. (2015) Management Efficiency in Japanese Regional Banks: A Network DEA. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, no. 172, pp. 511–518.
- Seiford L.M., Thrall R.M. (1990) Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. *Journal of econometrics*, vol. 46, no. 1, pp. 7–38.

# A Non-Gaussian Pricing Model for Structured Products

**Denis V. Zuev,**

PhD in Economics, Section Head at the Department of Finance, Moscow Exchange (MOEX):  
13, Bolshoy Kislovsky lane, Moscow, Russian Federation, 125009  
E-mail: denconvert@mail.ru

## Abstract

The paper aims to reconstruct the empirical premia of the structured products with two underlying assets. We apply various models that differ in probability distributions of the underlying price processes.

Pricing techniques, currently worldwide accepted, are based on the Black–Scholes model modifications with Gaussian distributions. Conventionally a correlation between underlying price processes is not considered. In order to achieve the overall objective the paper suggests a pricing model of structured products. The model considers a non-Gaussian realistic market framework for pricing the underlying assets and takes into account their correlation.

The theoretical and methodological basis of our research is quantitative finance, evolutionary equations, dynamical systems and field theory.

The paper presents an example of pricing a range of structured products.

We find that the approach to the theoretical premium valuation of the complex financial instrument is interrelated bijectively with statistical properties of the underlying assets. In particular, the paper presents the effectiveness of our model with regard to the structured derivatives with the correlated assets that obey non-Gaussian distributions. The fair value of the structured product evaluated using our model outperforms estimates obtained by means of other methods as it allows lower fair price of the derivatives.

The results of our research may be beneficial to academics, market participants including market analysts, risk-managers and developers of financial products.

We have concluded that market participants carry extra costs due to the simple models of the structured products' fair value pricing they apply.

The proposed model looks especially promising within the context of the complex derivatives market which growth has been accompanied by low liquidity and high premia, in the absence of a unique framework for pricing the structured products that would be consistent with financial market practice.

**Keywords:** fair value, non-Gaussian joint probability density function with skew, payout function, structured derivatives market, structured product, structured products pricing methodology.

**JEL:** G12, G13.

## State of the art

During the last two decades the world has witnessed strong growth in structured derivatives turnover and expansion of product range. These flexible instruments offer a variety of investment solutions for different types of investors to enhance performance or reduce risk. Investment banks and companies issue structured products with varying terms, payouts and risk profiles tracking the performance of underlying assets which can be equities, indexes, commodities, currencies or baskets. Structured products offer exposure to a diverse range of markets and underlying assets.

Nevertheless, liquidity of the structured derivatives market is miniscule in comparison with standardized instruments boards (futures, options and swaps markets). The main problem is the absence of a unique framework for pricing the structured products that would be consistent with financial market practice – a non-Gaussian stochastic behavior of the underlying assets premia [Voit, 2005; Bollerslev, Todorov, 2011; Bollerslev, Todorov, 2014]. Pricing techniques, currently worldwide accepted, are based on Gaussian distributions. Conventionally a correlation between underlying price processes is not considered. Due to the two fiascos of pricing models (lack of a non-Gaussian framework and disregard of assets correlation) fair values in the structured derivatives market are hard to estimate. Professional participants and financial institutions perceive the absence of fair value as an extra uncertainty. Hence follows that structured products premia contain an excess value as a market price of this extra risk. Since the market price of risk is systematically overestimated, an overall level of structured products premia is high. This empirical fact explains low liquidity of the complex derivatives market.

The paper aims to suggest a solution to the fair-value-absence problem that cripples the structured products market. We propose a pricing model based on bivariate non-Gaussian skewed joint probability distributions of underlying assets price processes. The proposed approach is invariant to the structured product type. An implementation of the model shall provide a fair pricing, a decrease in overall level of structured products premia and an impetus to liquidity. Investors that merely regard structured products as a potential investment solution shall get a more welcoming gate to the complex derivatives market.

A structured product is a complex financial instrument with two or more underlying assets. Therefore, the model shall be based on multivariate probability distributions. As part of the model construction, we develop a mathematical tool for pricing a theoretical value of structured products with two underlying assets. It is a challenging research problem.

In the empirical part of the paper, we present the structured products that replicate a range of standardized derivatives based on univariate price processes. The components of proposed financial instruments are derivatives. It provides an opportunity to compare a theoretical premium of the structured product with a sum of prices of replicated derivatives.

## The model

Suppose the structured product has two underlying assets. Then the value  $F$ , considered as a function of current time  $t$ , states  $x$  and  $y$ , solves the Kolmogorov backward equation (the Dynkin infinitesimal operator) [Baz, Chacko, 2004; Björk, 2009]:

$$-\frac{dF(x, y, t)}{dt} = \frac{1}{2}\sigma_1^2(x, y) \times \frac{d^2F(x, y, t)}{dx^2} + \frac{1}{2}\sigma_2^2(x, y) \times \frac{d^2F(x, y, t)}{dy^2} + \sigma_1(x, y) \times \sigma_2(x, y) \times \rho_{12} \times \frac{d}{dy} \left( \frac{dF(x, y, t)}{dx} \right) + \mu_1(x, y) \times \frac{dF(x, y, t)}{dx} + \mu_2(x, y) \times \frac{dF(x, y, t)}{dy} - r \times F(x, y, t), \quad (1)$$

where  $F(x, y, t)$  – unknown function of two financial variables  $x$  and  $y$  that characterize the dynamics of underlying assets market premia (i.e.  $F$  determines a time evolution of the structured product's fair value);  $\mu_1(x, y)$  and  $\mu_2(x, y)$  – drift functions;  $\sigma_1^2(x, y)$  and  $\sigma_2^2(x, y)$  – diffusion functions;  $\rho_{12}$  – correlation coefficient;  $r$  – real number (risk-free interest rate)

with the terminal payout condition at expiry:

$$F(x, y, T) = \Phi(x, y), \quad (2)$$

where  $\Phi(x, y)$  – payout function at expiry  $T$  of the structured product.

In accordance with Feynman–Kac formula [Baz, Chacko, 2004; Björk, 2009] the general solution  $F$  of (1) with the terminal payout condition (2) may be written in the form:

$$F(x, y, t) = \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \gamma_n(x, y) \times e^{-\lambda_n(T-t)} \times \int_{K_2^y}^b \int_{K_1^x}^a \gamma_n(x, y) \times w(x, y) \times \Phi(x, y) dx dy \right), \quad (3)$$

where  $\gamma_n(x, y)$  – eigenfunctions;  $\lambda_n$  – corresponding eigenvalues;  $n$  – serial number of the eigenfunction  $\gamma(x, y)$  and the corresponding eigenvalue  $\lambda$ ;  $T$  – expiry;  $t$  – time from entry until expiry  $T$ ;  $w(x, y)$  – weighting function;  $\Phi(x, y)$  – payout function;  $K_1^x$  и  $K_2^y$  – separated strikes;  $a$  – minimum value of  $x$  with regard to the contract period and given prior period;  $b$  – maximum value of  $y$  with regard to the contract period and given prior period.

Let's take a closer look at each component of the formula (3).

**1) Weighting function  $w(x, y)$ .** The nature of underlying price processes diffusion is indeterminate. It is impossible to identify a pair of uniquely specified diffusion functions  $\sigma_1^2(x, y)$  and  $\sigma_2^2(x, y)$ . It seems more convenient for the market purposes to define an approximation of time evolution of the probability density function of the structured product's underlying price processes in terms of the Liouville first-order partial differential equation in I. Prigogine's and G. Nicolis' specification (hereinafter referred to as "the Prigogine equation") [Nicolis, Prigogine, 1989]:

$$\frac{d\rho(x, y, t)}{dt} = -\frac{d\rho(x, y, t)}{dx} \times E(x, y) - \rho(x, y, t) \times \frac{dE(x, y)}{dx} - \frac{d\rho(x, y, t)}{dy} \times G(x, y) - \rho(x, y, t) \times \frac{dG(x, y)}{dy}, \quad (4)$$

where  $\rho(x, y, t)$  – unknown time-evolving bivariate non-Gaussian skewed joint probability density function of two random variables  $x$  and  $y$  that characterize the dynamics of underlying assets market premia;  $E(x, y)$  and  $G(x, y)$  – right parts of the equations of motion (dynamical system).

In other words, we define a time evolution by applying a dynamical system for the logarithms of empirical average prices of financial assets. The solution of the Prigogine equation (4) after separation of variables is a weighting function  $w(x, y)$  that stands for bivariate non-Gaussian skewed joint probability density function of two underlying price processes:

$$\rho(x, y, t) = w(x, y) \times \tilde{T}(t),$$

$$E(x, y) \cdot \frac{dw(x, y)}{dx} + G(x, y) \cdot \frac{dw(x, y)}{dy} + w(x, y) \cdot \left( \frac{dE(x, y)}{dx} + \frac{dG(x, y)}{dy} - \alpha \right) = 0, \quad (5)$$

$$\tilde{T}(t) = A \cdot e^{-\alpha t},$$

where  $\alpha$  – eigenvalue that corresponds to a weighting function  $w(x, y)$ ;  $A$  – arbitrary constant.

It raises the fundamental question: why are we allowed to use the solution of the Prigogine equation (5) for the view of a time-evolving fair value of the structured product (3)?

The Prigogine equation (5) is a field for the Dynkin equation (1) if a certain function  $\psi(w(x, y), x, y)$  satisfies the bivariate Hamilton–Jacobi equation for the Dynkin equation. Thus, specifying a field of the Dynkin equation in some region  $V$  defines an  $n$ -parameter family of solutions of the Dynkin equation, such that one and only one curve from the family passes through each point of  $V$ . Given that the Prigogine equation is a field for the Dynkin equation (with a certain function  $\psi(w(x, y), x, y)$  – solution of the Hamilton–Jacobi equation), we are allowed to conclude that the solution of the Dynkin equation (1) is identical with the formula (3). Last-mentioned (3) is based on the probability density function  $w(x, y)$  as a solution of the Prigogine equation (5).

The equation (5) contains, in its left part, the nonlinear right parts of the equations of motion (dynamical system)  $E(x, y)$  and  $G(x, y)$ . These functions describe a time evolution of financial variables underlain the structured product that are distributed not in accordance to the Gauss's law. In our research we have developed an approach to setting the dynamical system. The main point of the approach is following.

A price process after the trend elimination is irregularly cyclical. At a qualitative level it is closer to the Ornstein–Uhlenbeck processes that consider a mean reversion. The simplest formalism applied to describing real natural cyclical processes with mean reversion (e.g. a Belousov–Zhabotinsky chemical reaction) is a typical non-linearity that provides a Poincaré–Andronov–Hopf bifurcation [Marsden, McCracken, 1976]. This bifurcation is related to the appearance (or disappearance) of limit cycle from a multiple focus of finite-dimensional dynamical system. A minimal model in which a Poincaré–Andronov–Hopf bifurcation is conceivable shall consist of two equations. Applying the methods of normal forms theory in typical case leads the equations to the form [Guckenheimer, Holmes, 2002; Marsden, McCracken, 1976]:

$$\begin{aligned}\frac{dx(t)}{dt} &= E(x,y) = (d \cdot q + u \cdot (x^2 + y^2)) \cdot x - (m + c \cdot q + v \cdot (x^2 + y^2)) \cdot y, \\ \frac{dy(t)}{dt} &= G(x,y) = (m + c \cdot q + v \cdot (x^2 + y^2)) \cdot x + (d \cdot q + u \cdot (x^2 + y^2)) \cdot y,\end{aligned}\quad (6)$$

where  $c, d, m, q, u, v$  – scalar parameters (see below).

In the literature on dynamical systems theory [Guckenheimer, Holmes, 2002; Marsden, McCracken, 1976] it is the most typical non-linearity among all candidate for right parts of the equations of motion in the sense that it fits a very broad class of objects. Thus, we apply it to the description of price processes that are qualitatively similar to some processes well-studied in natural sciences.

The parameters of dynamical system (6)  $c, d, m, q, u, v$  are numerically defined using market prices of the underlying assets that form a structured product (while financial variables  $x$  and  $y$  in (6) characterize the dynamics of underlying assets market premia). For this purpose, we use the method of projection on the center manifold [Mathews, Walker, 1970], similarity transformation, and minimization of the mean squared error [Duda, Hart, 1973] (numerical revaluation on a finite number of points is performed repeatedly with new available market information).

By setting the right parts of the equations of motion as in (6), the Prigogine nonhomogeneous first-order partial differential equation (5) with two nontrivially correlated variables is solved with regard to a bivariate non-Gaussian skewed joint probability density function  $w(x,y)$ . It is impossible to find an analytical (closed-form) solution of the equation (5) with given right parts of the equations of motion (6). Thus, the initial differential equation (5), which is a Sturm–Liouville problem, is solved in its equivalent form of a problem in the calculus of variations. The equation (5) with a given natural boundary conditions (Feller's boundary classification [Feller, 1968; Feller, 2015]) is solved numerically by means of the direct (Ritz) method.

In what follows, basis functions  $\gamma(x,y)$  shall be generated using power moments of the probability density function,  $w(x,y)$ , obtained as a solution to the Prigogine equation (5).

**2) Basis functions (eigenfunctions)  $\gamma(x,y)$ .** Basis is responsible for a time evolution of price process. The projection on a chosen basis is a solution of the initial differential equation.

We form basis functions (a set of orthonormal polynomials of two variables, i.e. basis)  $\gamma(x,y)$  using a modified (fitted to multivariable functions) operator that is based on determinants of Hankel matrices (the Hamburger's approach) of power moments  $M(x,y,n,k)$  of a weighting function (a probability density function)  $w(x,y)$ :

$$M(x,y,n,k) = \iint_0^\Gamma x^{n-k} \cdot y^k \cdot w(x,y) dx dy, \quad (7)$$

where  $\Gamma$  – an upper limit of integration domain that corresponds to an upper limit of a weighting function domain (i.e. an upper limit of integration domain where a volume under the surface of a weighting function equals to one).

A formula for orthonormal polynomials is written in the form:

$$\gamma_{nk}(x,y) = \frac{1}{\sqrt{\Delta_{n,k-1} \cdot \Delta_{nk}}} \cdot P_{nk}(x,y) \quad (8)$$

(if  $k = 0$  we have  $\Delta_{n-1,n-1} \cdot \Delta_{n0}$  under the radical sign), where (the values of power moments from the formula (7) are denoted there as  $M$ ):

$$\Delta_{nk} = \begin{vmatrix} M_{00} & M_{10} & M_{11} & \dots & M_{nk} \\ M_{10} & M_{20} & M_{21} & \dots & M_{n+1,k} \\ M_{11} & M_{21} & M_{22} & \dots & M_{n+1,k+1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ M_{nk} & M_{n+1,k} & M_{n+1,k+1} & \dots & M_{2n,2k} \end{vmatrix}, \dots; \quad (9)$$



$$P_{nk}(x, y) = \begin{vmatrix} M_{00} & M_{10} & \dots & M_{n,k-1} & M_{nk} \\ M_{10} & M_{20} & \dots & M_{n+1,k-1} & M_{n+1,k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ M_{n,k-1} & M_{n+1,k-1} & \dots & M_{2n,2(k-1)} & M_{2n,2k-1} \\ 1 & x & \dots & x^{n-k+1} y^{k-1} & x^{n-k} y^k \end{vmatrix}. \quad (10)$$

Each basis function has a power  $n$  and contains a unique number of monomials of the form  $\{x^n, x^{n-1}y, \dots, xy^{n-1}, y^n\}$ . Therefore, the symmetry is broken for the whole set of polynomials. It means that in the subsequent expansion of the payout function (3) we escape “a trap”, i.e. there is no longer need for us to replace the original payout with replication. The obtained set of orthonormal polynomials of two variables  $\gamma(x,y)$  is a basis of the linear space that provides a time evolution of the structured product's fair value.

The basis is applied to forming a degenerate kernel for obtaining a spectrum of eigenvalues  $\lambda$  that are responsible for velocity and sign of increment of a fair value of the structured product (3).

**3) Eigenvalues  $\lambda$ .** The expression (3) for a time-evolving fair value of the complex financial instrument contains eigenvalues  $\lambda$  that correspond to eigenfunctions  $\gamma(x,y)$ . Recall the way the spectrum has been obtained.

We start with a basis constructed on power moments of the density function that solves the Prigogine equation. Thus, we escape cumbersome calculation of eigenvalues otherwise unavoidable.

We then set up a degenerate kernel and represent it in a matrix form. The entries of the matrix are double integrals of pairwise products of the basis functions  $\gamma(x,y)$  that originate from Hankel determinants following the Hamburger method, as shown earlier:

$$\lambda_i = \iint_V (\gamma_i(x, y) \cdot \gamma_j(x, y)) dx dy. \quad (11)$$

The eigenvalues of that matrix are taken as eigenvalues  $\lambda$  from the formula (3). Thus, we obtain a spectrum as the eigenvalues of the matrix which entries are pairwise products of the basis functions  $\gamma(x,y)$ , i.e. double integrals.

This approach provides a monotonicity of spectrum of eigenvalues fitting to the min-max principle of R. Courant (the Courant theorem).

**4) Payout function  $\Phi(x,y)$ .** Alongside with a probability density function  $w(x,y)$ , basis functions  $\gamma(x,y)$  and eigenvalues  $\lambda$  the expression (3) for a time-evolving fair value  $F(x,y,t)$  of the structured product contains weighting coefficients  $A_n$ . They are coefficients of expansion of the payout function  $\Phi(x,y)$  by the basis in the corresponding integration domain:

$$A_n = \int_{K_2^y} \int_{K_1^x} \gamma_n(x, y) \cdot w(x, y) \cdot \Phi(x, y) dx dy, \quad (12)$$

where  $K_1^x, K_2^y, a, b$  – defined above, see (3).

The payout function of structured products with two underlying stochastic price processes determines the financial result of a deal at expiry. It is a function of two financial variables  $x$  and  $y$ . E.g.:

$$\Phi(x, y) = \begin{cases} (y-x) - K, & \text{if } (y-x) > K; \\ 0, & \text{if } (y-x) \leq K, \end{cases}$$

where  $K$  – a strike price of the structured product.

The integration domain in (12) is, in turn, determined by a payoff profile of the contract. Thus, the entire integration domain or either lower or upper limits of integration of the double integral in (12) may be variable.

It should be emphasized here that the weighting coefficients  $A_n$  (12) in the formula (3) depend on the specification of payout function  $\Phi(x,y)$  and payoff profile of the structured product. In other words, a choice of a payout function and setting the accessory (terminal or terminal and boundary) conditions of the problem influence the weighting coefficients  $A_n$  and therefore predetermine fair value of the structured product.

Given the probability density function  $w(x,y)$ , basis functions  $\gamma(x,y)$ , eigenvalues  $\lambda$ , weighting coefficients  $A_n$  and the integration domain in the expression (3) we obtain the sought-after function  $F(x,y,t)$  of two financial variables  $x$  and  $y$ ; the latter describe the dynamics of the underlying assets' market premia.  $F(x,y,t)$  determines time evolution of the structured product's fair value.

Inserting the values of financial variables  $x$  and  $y$  (i.e. market prices of the underlying assets) at moment  $t$  into the function  $F(x,y,t)$  we get a fair value of the complex financial instrument at time  $t$ .

Two essential remarks are required here.

Firstly, the real-life financial markets we consider are marked by imperfect (incomplete) efficiency. It means that market participants are challenged by a time delay in data handling. Consequently there is a delayed response to incoming information.

The prices of complex financial instruments depend on the underlying assets premia. Setting the latter precedes setting the former. It is a natural prerequisite for prices forecasting of the structured products by means of the proposed model. Inserting the market prices of the underlying assets at time  $t$  into the function  $F(x,y,t)$ , we get a premium of the structured derivative at a point in time with a small increment,  $t+\varepsilon$ .

Secondly, we obtain a probability density function  $w(x,y)$ , basis functions  $\gamma(x,y)$  and eigenvalues  $\lambda$  exogenously as regards the Dynkin equation (1). Identification of the relationship linking the Dynkin and the Prigogine equations is a valuable output of the research we have embarked on.

## Empirical analysis and results

The models of a fair value<sup>1</sup> pricing of financial instruments make it possible to reconstruct their empirical premia. A mean squared deviation of the theoretical price from its empirical observation (i.e. a precision of estimate) stands for consistency measure of the reconstruction. The efficiency of the model is determined by comparing mean squared deviations of premia from the empirical prices. The premia are obtained by applying various models that differ in probability distributions of the underlying price processes. The higher precision of a fair value estimate and the higher statistical reliability of all solution parameters with the Lyapunov stability are, the more effective the model is. But with regard to the structured products, we face the following institutional problem.

The complex financial instruments are bargained in an over-the-counter (OTC) market. Investment banks and management companies do not disclose their pricing. Hence, current and historical prices of the structured products are not available for the providers of financial information, in particular Bloomberg agency [The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal)].

Nevertheless, we have a range of empirical net prices<sup>2</sup> of the concluded deals with the structured product of the largest Swiss financial conglomerate. The product is based on two price processes. This data gives us an opportunity to identify the convergence of theoretical prices<sup>3</sup> of the existing complex financial instrument to the empirical premia. We propose the following inductive logic for projection of the results of these particular deals' pricing on the structured derivatives market in general. It is aimed to solve two tasks – estimate an efficiency of the proposed model and define the key results of our research.

First we estimate the standardized exchange-traded instruments by applying three models that differ in probability distributions of the underlying price processes (Black–Scholes option pricing model [Black, Scholes, 1973]; non-Gaussian option pricing model with skew [Borland, 2002a]; an application of the proposed model for univariate case). The pricing of the liquid standardized instruments (that are based on univariate stochastic process) is close to a fair<sup>4</sup>. Thereby an analytical estimation of the theoretical premia (e.g. option premium) is the empirics' reconstruction. A consistency measure of the reconstruction is a mean squared deviation of the theoretical price from its empirical observation. Make sure that the proposed model for the bivariate case performs advantageous results<sup>5</sup> in the univariate case where the empirical observation is a benchmark. Prove a non-Gaussian stochastic behavior of the underlying assets pricing<sup>6</sup>.

Then we estimate the existing structured product based on two price processes by applying several approaches (Black–Scholes model modifications for the bivariate case [Mattoo, 1996; Wystup, 2006; Cheuk, Vorst, 1996; Davydov, Linetsky, 2002; Douady, 1998; Fu, Madan, Wang, 1997; Geman, Yor, 1993, 1996; Hui, 1997; Lasserre, Prieto-Rumeau, Zervos, 2006;

<sup>1</sup> The terms "fair value" and "theoretical premium/price/value" are used interchangeably here.

<sup>2</sup> Bank margin is eliminated.

<sup>3</sup> The prices are obtained by applying various models.

<sup>4</sup> In contrast to the complex products that are traded in the OTC market.

<sup>5</sup> The highest precision of estimate and the highest statistical reliability of all solution parameters with the Lyapunov stability.

<sup>6</sup> VIX options [The Chicago Board Options Exchange (CBOE)] are involved in testing the model; VIX index [S&P Dow Jones Indices; The Chicago Board Options Exchange (CBOE)] is one of the underlying assets of the proposed product range of the complex financial instruments.

Linetsky, 2004; Pelsser, 2000; Risk magazine (Incisive Media); Structured Retail Products]; the proposed model). The estimation of the theoretical premium of the complex financial instrument is the reconstruction of the bank pricing techniques<sup>7</sup>, not the empirics in canonical sense (i.e. when we obtain the fair values of the liquid standardized exchange-traded instruments). An empirical data on the deals with the structured products is a result of the specific bank pricing models application. Comparing the theoretical values<sup>8</sup> with the empirics, we shall speak not about a precision rate of the theoretical estimates with regard to the market premia but about a sign of the expected value of difference between them. With the aim of this comparing it is important to note that the empirical data has to be eliminated from the bank margin (i.e. the fees that contain, in particular, the client default risk). Comparing the theoretical prices of the existing complex financial instruments with the real market deals' prices provides us an opportunity to answer the question about the expensiveness of the structured products.

Finally we estimate the proposed product range of the complex financial instruments based on two price processes by applying several approaches (Black–Scholes model modifications for the bivariate case [Mattoo, 1996; Wystup, 2006; Cheuk, Vorst, 1996; Davydov, Linetsky, 2002; Douady, 1998; Fu, Madan, Wang, 1997; Geman, Yor, 1993, 1996; Hui, 1997; Lasserre, Prieto-Rumeau, Zervos, 2006; Linetsky, 2004; Pelsser, 2000; Risk magazine (Incisive Media); Structured Retail Products]; the proposed model). These instruments are not exchange-traded. We suppose that the underlying assets' (that form a structured product) pricing is almost fair. Market participants have identical estimates of the theoretical values of the derivatives based on univariate price processes. We also assume that the upper limit of a set of the complex product's estimates is close to a sum of empirical premia of the components of a scheme related to the product. The given model of product's fair value pricing influences the difference between the theoretical price and a sum of empirical premia. The results of estimates are compared with a sum of empirical premia of the underlying assets, i.e. the components of an investment strategy related to the given complex financial instrument. This approach for the empirical testing is applicable to all types of structured products in miniscule liquidity and in the absence of a fair pricing.

The proposed product range satisfies a financial market requirement of the participants for the bundle instrument that combines several multipartite deals. As shown below, the proposed complex financial instruments are the lower cost analogues of the existing structured products. They shall provide an impetus to liquidity of a range of instruments in the financial market. Moreover, the structured products development is essential for the empirical testing of the proposed model within the context of the absence of current and historical prices data of the existing complex financial instruments.

Let's turn to the inductive logic implementation.

Table 1 presents the results of theoretical premia estimation of the liquid six-month European-style call and put VIX options traded in 2010–2015 and the first half of 2016 by applying:

- Black–Scholes option pricing model based on Gaussian distribution [Black, Scholes, 1973];
- non-Gaussian option pricing model with skew based on Tsallis distributions [Borland, 2002b];
- an application of the proposed model for univariate case.

**Table 1.** The results of VIX options estimates (over a period of 2010–2015 and the first half of 2016)

No	Model	Mean squared deviation of the theoretical options premia from their empirical observations
1	Black–Scholes model	1.27
2	Non-Gaussian option pricing model with skew based on Tsallis distribution	0.65
3	An application of the proposed model for univariate case	0.27

Sources: author's development; [The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal); The Chicago Board Options Exchange (CBOE); U.S. Department of the Treasury (Daily Treasury Yield Curve Rates); Yahoo! Finance] – empirical data.

<sup>7</sup> Each bank uses its own unique pricing methods, the exchange quotations are absent.

<sup>8</sup> The values are obtained by applying various models.

Having considered the results of estimates of the standardized exchange-traded instruments (options) based on univariate stochastic process, we are ready to summarize our findings as follows:

- the proposed new non-Gaussian approach for the theoretical premium valuation of the structured products provides the highest precision of the options<sup>9</sup> estimate in comparison with the methods, currently worldwide accepted;
- the proposed approach and the non-Gaussian model with skew (based on Tsallis distribution) provide the higher precision of the options fair values' estimate in comparison with the Black–Scholes model. This empirical fact proves a non-Gaussian stochastic behavior of the underlying assets pricing.

Let's estimate now the theoretical premia of the existing structured product – Dual Digital Option with two underlying assets (EUR/AUD and EUR/GBP currency pairs). Table 2 demonstrates the results of estimation one of the Dual Digital Options involved in testing the model.

**Table 2.** The results of Dual Digital call Option estimates (at the entry day 18/03/2015)

No	Estimation method \ Model	Black model modification based on Gaussian distribution			Proposed model based on non-Gaussian distribution		
		F	$\Delta$	k	F	$\Delta$	k
Empirical price (bank margin is eliminated): 10.42%							
1	Product estimation as a sum of theoretical prices of replicated derivatives	10.54%	-0.12%	0.99	9.43%	0.99%	1.10
2	Product estimation by applying multiplication of two univariate distributions	10.45%	-0.03%	1.00	9.35%	1.07%	1.11
3	Product estimation by applying a bivariate distribution	10.43%	-0.01%	1.00	8.47%	1.95%	1.23

where F – theoretical Dual Digital call option premium (% of Notional principal amount);  $\Delta$  – difference between empirical and theoretical premia; k – ratio of empirical premium to theoretical

Sources: author's development; [OANDA (exchange rates archive); The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal); U.S. Department of the Treasury (Daily Treasury Yield Curve Rates)], empirical data of a Swiss bank.

Having considered the results of estimates of the existing structured products based on two price processes, we are ready to summarize our findings as follows:

- a set of theoretical premia of the complex derivatives that are obtained by applying Black–Scholes model modifications is close to the concluded deals' prices with a bank margin eliminated. This fact evidences that market participants apply the approaches based on Gaussian distribution for the structured products valuation. Meanwhile all three estimation methods within the framework of the proposed model based on non-Gaussian distributions lead to the lower theoretical premia as compared to the empirics and Black–Scholes model modifications;
- the theoretical price of the existing structured product that is obtained by applying the bivariate distributions in each model (Black modification and the proposed model) is lower than a sum of theoretical prices of its components (replicated derivatives). This implies that the bundle instrument development that combines two deals with the correlated assets reduces an overall derivatives price level. Thus, we can define a sum of theoretical premia of the components of the structured product as the upper limit of a set of its estimates.

We draw an inductive inference that is applicable to estimation of the financial instruments without exchange quotation: the upper limit of a set of the complex product's theoretical estimates is close to a sum of empirical premia of the components of a scheme related to the product. The given method of structured product's fair value pricing influences tangibly the difference between the theoretical price and a sum of empirical premia, i.e. the price of the underlying assets correlation. Let's verify the inference by the example of the proposed range of the structured products.

One essential remark is required here.

Choosing the underlying assets we follow a general principle: the structured product has to be characterized by a managed risk-return ratio. Otherwise the product shall translate a destructive force that would be manifested in a risk infusion and expansion in the financial market. Formally, the supervision is provided by a nonlinear correlation between stochastic processes that characterize the dynamics of underlying assets market premia of the developed structured product.

<sup>9</sup> These options are components of the developed range of the complex financial instruments.

The dependence between stochastic processes can be defined in terms of information entropy. A Hellinger–Matusita–Bhattacharya distance measure  $S$  [Granger, Maasoumi, Racine, 2004] should be applied for the complex financial instruments that are based on two price processes:

$$S = \frac{1}{2} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \sqrt{f(x,y)} - \sqrt{g(x) \cdot h(y)} \right)^2 dx dy, \quad (13)$$

where  $f(x,y)$  – joint probability density function of the bivariate random variable;  $g(x)$  – probability density function of the random variable  $x$ ;  $h(y)$  – probability density function of the random variable  $y$ .

The positive value of  $S$  testifies to a correlation between the random variables (financial variables)  $x$  and  $y$ . The higher the value  $S$ , the stronger the correlation.

This measure is applicable for the two different variables' case in comparison with the Kullback–Leibler distance. The latter characterizes a distinction between two distributions on the same training set.

Nonlinear correlation between the price processes is provided by fundamental market laws, in particular those grasped by the Mundell–Fleming model [Fleming, 1962; Mundell, 1963], also known as the IS–LM–BoP model. As shown below, the structured product that accounts for the fundamental market laws is cheaper than conclusion of several deals – the components of the product. This complex financial instrument is beneficial to the market.

Table 3 presents the examples of the proposed structured products.

**Table 3.** The proposed structured products

No	Product name	Short description of the product	Financial market requirements that are satisfied by the product
1	2	3	4
1	The Barrier Bermuda Foreign Exchange EUR/USD INTEREST-Swapping	The product is an agreement between the buyer and the seller that gives the holder the right to buy (or sell) at expiry $T$ a difference between two underlying assets at a specified strike value. The first (variable $x$ ) is a ratio of EURIBOR 3M to EUR/USD currency quote. The second (variable $y$ ) is LIBOR USD 3M. An expiry $T$ is defined by the underlying assets motion with regard to a complex structure of knock-in and knock-out barriers	<ul style="list-style-type: none"> <li>– requirement of the market participants for the lower cost analogues of the existing instruments;</li> <li>– requirement of the traders for the bundle instrument that combines several multipartite deals in the foreign exchange and money markets. A long (or a short) position with the structured product substitutes three open positions with the standardized contracts: one FX option, two interest rate swaptions (e.g. the structured product may be beneficial to the trader that has the liabilities linked to LIBOR USD 3M, and the yield depended on EURIBOR 3M)</li> </ul>
2	Structured Volatility Indices Strangle Swaption with a swap settlement at expiry	The product is an agreement between the buyer and the seller that gives the holder the right to buy (or sell) at expiry $T$ a difference between two underlying assets at a specified strike value. The first (variable $x$ ) is a market value of the CBOE Volatility Index VIX. The second (variable $y$ ) is a market value of the EURO STOXX 50 Volatility Index VSTOXX	<ul style="list-style-type: none"> <li>– requirement of the traders for the integration of several frequently concluded multipartite deals into one standardized contract. Payout functions of the structured product are identical to the corresponding payout functions of the long/short Strangle position that joins buy/sell of the call and put volatility indices options; both options have the same expiry;</li> <li>– requirement of the financial institutions for an impetus to liquidity of a range of instruments in the financial market (in particular, VSTOXX options)</li> </ul>

3	Structured Volatility Indices Risk reversal Swaption with a swap settlement at expiry, (Structured Volatility Collar – when trader has open positions with underlying assets)	The product is an agreement between the buyer and the seller that gives the holder the right to buy (or sell) at expiry T an aggregate value (a sum) of two underlying assets at a specified strike value. The first (variable x) is a market value of the CBOE Volatility Index VIX. The second (variable y) is a market value of the EURO STOXX 50 Volatility Index VSTOXX	– requirement of the traders for the integration of several frequently concluded multipartite deals into one standardized contract. Payout functions of the structured product are identical to the corresponding payout functions of the long/short Risk reversal position that joins buy/sell of the call and sell/buy of the put volatility indices options; both options have the same expiry; – requirement of the financial institutions for an impetus to liquidity of a range of instruments in the financial market (in particular, VSTOXX options)
---	---	--	---

Sources: author's development.

We have estimated the fair values of the proposed products by applying a Black model modification based on Gaussian distribution and the proposed model based on non-Gaussian distribution.

Relating to the Structured six-month Volatility Indices Risk reversal call Swaption (the product No 3; entry: 20.11.2014, expiry: 20.05.2015, strike price: 44 percentage points). The Hellinger–Matusita–Bhattacharya distance  $S(13)$  equals 0,71. This fact testifies a strong correlation between the financial variables  $x$  and  $y$  that characterize the dynamics of the volatility indices VIX and VSTOXX respectively. The non-Gaussian skewed joint probability density function  $w(x,y)$  that is the solution of the bivariate Prigogine equation (5) with given right parts of the dynamical system is following:

$$w(x, y) = 1 - y + 34,2 \cdot (x - 1) \cdot y - 376,0 \cdot (x^2 - 1) \cdot y - 175,8 \cdot (x^3 - 1) \cdot y + 461,5 \cdot (x^4 - 1) \cdot y.$$

The right parts of the equations of motion (6) describe a time evolution of the volatility indices VIX and VSTOXX:

$$\frac{dx(t)}{dt} = E(x, y) = 0,233 \cdot x - 0,041 \cdot y + 0,293 \cdot x \cdot (x^2 + y^2) - 0,183 \cdot y \cdot (x^2 + y^2);$$

$$\frac{dy(t)}{dt} = G(x, y) = 0,041 \cdot x + 0,233 \cdot y + 0,183 \cdot x \cdot (x^2 + y^2) + 0,293 \cdot y \cdot (x^2 + y^2).$$

The first five basis functions  $\gamma(x,y)$  constructed on power moments of the probability density function  $w(x,y)$  are following:

$$\gamma(x, y) = \begin{pmatrix} 1 \\ 3,464x \\ -0,152x + 0,234y - 10,983x^2 + 0,339 \\ -0,06x + 0,2y + 4,584x^2 + 10,808y^2 - 0,075xy - 1,77 \\ -1,26x + 0,07y + 0,6x^2 + 28,8x^3 + 0,153y^2 - 3,363xy - 0,05 \\ 0,227x - 1,602y + 58,85x^2y - 13,835x^2 + 4,871x^3 - 5,62y^2 - 2,113xy + 1,153 \end{pmatrix}.$$

The payout function for the long position with a call swaption:

$$\Phi_{call}^S(y, x) = \begin{cases} (y + x) - K_{Scall}, & \text{if } (y + x) > K_{Scall}; \\ 0, & \text{if } (y + x) \leq K_{Scall}. \end{cases}$$

Table 4 demonstrates the results of estimating the range of the proposed structured financial products.

**Table 4.** The results of the proposed structured products' estimates (over a period of 2014–2015)

Estimation method	Financial product	$\bar{F}$	Emp	$\Delta$	$\sigma$
Analytical product estimation by applying bivariate non-Gaussian distributions (the proposed model)	I	7.3% (*)	7.8%	0.5%	–
	II	10.52 pp (**)	11.22 pp	0.7 pp	–
	III	3.26 pp	3.42 pp	0.16 pp	–
Analytical non-Gaussian product estimation as a sum of theoretical prices of replicated derivatives	I	7.7%	7.8%	0.1%	0.154
	II	11.72 pp	11.22 pp	-0.5 pp	2.70
	III	3.63 pp	3.42 pp	-0.21 pp	0.38
Product estimation as a sum of theoretical prices of replicated derivatives by applying a Black–Scholes model modification	I	8.1%	7.8%	-0.3%	0.506
	II	12.08 pp	11.22 pp	-0.86 pp	7.10
	III	4.33 pp	3.42 pp	-0.91 pp	1.49

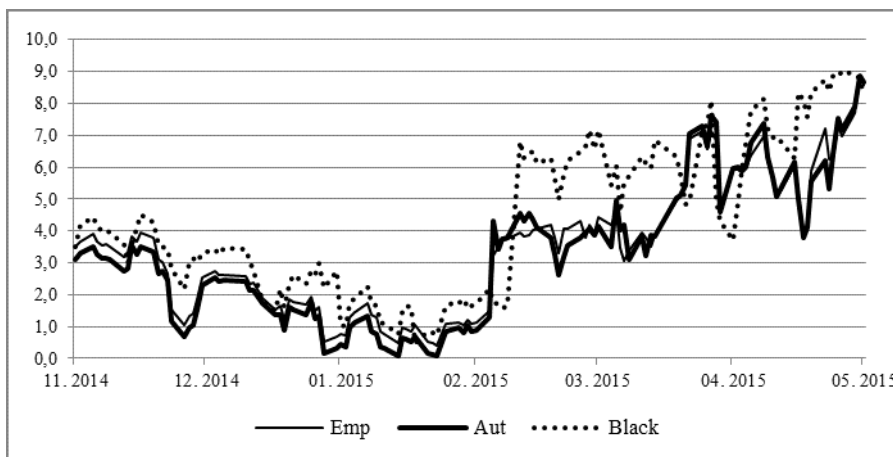
where I – The Barrier Bermuda Foreign Exchange EUR/USD INTERESTing Swaption, call; II – Structured Volatility Strangle, call; III – Structured Volatility Risk reversal, call;  $\bar{F}$  – mean value of the theoretical price of the structured product; Emp – mean value of a sum of empirical premia of the replicated derivatives;  $\Delta$  – difference between Emp and  $\bar{F}$ ;  $\sigma$  – mean squared deviation of the theoretical structured product price (as a sum of theoretical prices of the replicated derivatives) from a sum of empirical premia of the replicated derivatives; (\*) % of Notional principal amount; (\*\*) pp – percentage point.

Sources: author's development; [European Exchange; European Money Markets Institute (EURIBOR rates archive); Federal Reserve Bank of St. Louis Economic research (LIBOR rates archive); OANDA (exchange rates archive); STOXX Limited; The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal); The Chicago Board Options Exchange (CBOE); U.S. Department of the Treasury (Daily Treasury Yield Curve Rates); Yahoo! Finance] – empirical data.

Figure 1 presents the curves that describe a time evolution of the product III fair value  $F(x,y,t)$  estimated by applying: – the proposed model (*Aut curve*) based on the density function  $w(x,y)$ , basis functions  $\gamma(x,y)$ , see the formula (3); – Black–Scholes model modification (*Black curve*) based on a net theoretical premium as a difference between the theoretical premia of the options that form a Risk reversal strategy (theoretical options prices are estimated by a standard Black–Scholes model for the univariate price processes).

Figure 1 also demonstrates the *curve Emp* that describes a time evolution of the difference between the empirical prices: – six-month put volatility index VIX option (entry: 20.11.2014, expiry: 20.05.2015, strike: 25 percentage points) – Ticker VIX UO 05/20/15 P25 Index (sell put trader's position) [The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal); The Chicago Board Options Exchange (CBOE); Yahoo! Finance]; – eight-month call volatility index VSTOXX option (entry: 18.09.2014, expiry: 20.05.2015, strike: 19 percentage points); – Ticker V2X 05/20/15 C19 Index (buy call trader's position) [European Exchange; STOXX Limited; The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal)].

The product's price in percentage points is on the axis of ordinates.

**Figure 1.** The curves that describe a time evolution of Structured Volatility Risk reversal call Swaption price

Sources: author's development; [European Exchange; STOXX Limited; The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal); The Chicago Board Options Exchange (CBOE); U.S. Department of the Treasury (Daily Treasury Yield Curve Rates); Yahoo! Finance] – empirical data.

Having considered the results of estimates of the proposed structured products based on two price processes, we are ready to summarize our findings as follows:

- the theoretical price of the structured product that is obtained by applying the bivariate non-Gaussian distribution based on the proposed model is lower than a sum of empirical prices of the replicated derivatives and is lower than a sum of theoretical prices of the components<sup>10</sup>. Moreover, a fair value of the structured product that is received as a sum of the theoretical prices of the replicated derivatives<sup>11</sup> is higher than a sum of their empirical premia;
- mean squared deviation of a sum of the theoretical premia<sup>12</sup> from the empirics is essentially lower than those obtained by the Black–Scholes model.

We have verified the Lyapunov stability of the proposed solution that is based on the bivariate non-Gaussian probability distributions of the underlying price processes of the structured products. Within the framework of each approach we have estimated the statistical reliability of all solution parameters.

## Work in progress

The absence of a worldwide accepted model of an analytical estimation of the complex financial products is equal to the absence of the mechanism of their fair pricing. This situation suggests the higher risks and hence the overestimated premia.

The existing pricing techniques do not consider a correlation between underlying assets premia and the key characteristic of the financial market – a non-Gaussian stochastic behavior of price processes. As a solution to these fiascos we propose a crucially new model for an analytical estimation of a fair value of the structured financial products that is based on bivariate non-Gaussian skewed joint probability distributions of underlying assets price processes. The new approach considers a correlation between underlying assets and a non-Gaussian stochastic behavior of price processes.

We have reconstructed empirical premia of the structured products by applying various models that differ in characteristics of probability distributions of underlying price processes.

Having considered the results of reconstruction of a fair value of the complex financial instruments (both the existing and the proposed), we are ready to summarize our findings as follows:

- the proposed new theoretical approach provides the higher precision of estimate of the derivatives based on univariate stochastic price process (in comparison with the methods, currently worldwide accepted). Since these contracts are traded in the financial market, the efficiency of the application of the proposed model for the existing derivatives is verified;
- the estimate of the structured products that are not traded in the financial market is obtained. This estimate is compared with the replicated strategies that reproduce the structured contract by a set of traded instruments. The proposed approach provides the higher precision of estimating the replica in comparison with the Black–Scholes model;

<sup>10</sup> Each component is estimated on its own univariate non-Gaussian distribution.

<sup>11</sup> Each derivative is estimated by the Black–Scholes model.

<sup>12</sup> The premia are received by the proposed non-Gaussian model.



– the empirical performance of the proposed model proves a hypothesis about a non-Gaussian stochastic behavior of underlying price processes of the complex financial instruments;

– the proposed new theoretical approach reduces essentially the estimate of a fair value of the structured product with regard to the empirical premium, a sum of its underlying assets prices, and in comparison with the estimates received by other methods (Black–Scholes model modifications). This fact implies that the bundle instrument development that combines several deals with the correlated assets reduces essentially an overall structured derivatives price level.

Consequently, the development of an analytical estimation model based on a non-Gaussian distribution of the correlated underlying price processes is appealed to solve a problem of a fair pricing absence. It leads to reduction of premia level and provides an impetus to liquidity of the structured products market. These circumstances determine a demand of professional participants and financial institutions on the results of our research.

## References

- Baz J., Chacko G. (2004) *Financial derivatives. pricing, applications and mathematics*. Cambridge University Press. – 338 p.
- Björk T. (2009) *Arbitrage theory in continuous time*. Oxford Finance Series. – 560 p.
- Black F., Scholes M. (1973) The Pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, no. 81, pp. 637–654.
- Bollerslev T., Todorov V. (2011) Estimation of jump tails. *Econometrica*, no. 79, pp. 1727–1783.
- Bollerslev T., Todorov V. (2014) Time varying jump tails. *Journal of Econometrics*, no. 183, pp. 168–180.
- Borland L. (2002a) A theory of non-gaussian option pricing. *Quantitative Finance*, no. 2, pp. 415–431.
- Borland L. (2002b) Option pricing formulas based on a non-Gaussian stock price model. *Physical Review Letters*, vol. 89, no. 9, pp. 1–12.
- Cheuk T.H.F., Vorst T.C.F. (1996) Complex barrier options. *Journal of Derivatives*, no. 4, pp. 8–22.
- Davydov D., Linetsky V. (2002) Structuring, pricing and hedging double-barrier step options. *Journal of Computational Finance*, winter, pp. 55–87.
- Douady R. (1998) Closed-form formulas for exotic options and their lifetime distribution. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, no. 2, pp. 17–42.
- Duda R.O., Hart P.E. (1973) *Pattern classification and scene analysis*. Wiley. – 512 p.
- European Exchange. Available at: <http://www.eurexchange.com/exchange-en/products/vol/vstoxx/vstoxx--futures-and-options/VSTOXX-Futures/14566>.
- European Money Markets Institute (EURIBOR rates archive). Available at: <http://www.euribor-ebf.eu/euribor-org/euribor-rates.html>.
- Federal Reserve Bank of St. Louis Economic research (LIBOR rates archive). Available at: <https://research.stlouisfed.org/fred2/release?rid=253>.
- Feller W. (1968) *An introduction to probability theory and its applications*. Wiley, 3ed edition. – 527 p.
- Feller W. (2015) *Selected Papers I & II*. Springer Verlag International. – 1605 p.
- Fleming J.M. (1962) Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, no. 9, pp. 369–379.
- Fu M., Madan D., Wang T. (1997) Pricing Asian options: a comparison of analytical and Monte Carlo methods. *Computational Finance*, no 2, pp. 49–74.
- Geman H., Yor M. (1993) Bessel Processes, Asian Options and Perpetuities. *Mathematical Finance*, no. 3, pp. 349–375.
- Geman H., Yor M. (1996) Pricing and Hedging Double barrier Options: a Probabilistic Approach. *Mathematical Finance*, no. 6, pp. 365–378.
- Granger C.W., Maasoumi E., Racine J. (2004) A Dependence metric for possibly nonlinear processes. *Journal of time series analysis*. Blackwell Publishing Ltd., vol. 25, no. 5, pp. 649–669.
- Guckenheimer J., Holmes P. (2002) *Nonlinear oscillations, dynamical systems, and bifurcations of vector fields*. Springer. – 462 p.
- Hui H.C. (1997) Time-dependent barrier option values. *The Journal of Futures Markets*, no. 17, pp. 667–688.
- Hull J.C. (2014) *Options, futures and other derivatives*. Prentice Hall, 9th Edition. – 896 p.
- Lasserre J.B., Prieto-Rumeau T., Zervos M. (2006) Pricing a class of exotic options via moments and SDP relaxations. *Blackwell Publishing Inc.*, no. 3, pp. 469–494.
- Linetsky V. (2004) Lookback Options and Diffusion Hitting Times: a spectral expansion approach. *Finance and Stochastics*, no. 8, pp. 373–398.
- Linetsky V. (2004) Spectral expansions for Asian (Average Price) options. *Operations Research*, no 52, pp. 856–867.
- Marsden J.E., McCracken M. (1976) *The hopf bifurcation and its applications*. Springer-Verlag. – 409 p.
- Mathews J., Walker R.L. (1970) *Mathematical methods of physics*. W.A. Benjamin, 2nd edition. – 501 p.
- Mattoo M. (1996) *Structured derivatives: a handbook of structuring. Pricing & Investor Applications*. Financial Times Series. – 320 p.

Mundell R.A. (1963) Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economic and Political Science*, vol. 29, no. 4, pp. 475–485.

Nicolis G., Prigogine I. (1989) *Exploring complexity: an introduction*. St. Martin's Press. – 328 p.

OANDA (exchange rates archive). Available at: <http://www.oanda.com/lang/ru/currency/historical-rates>.

Pelsser A. (2000) Pricing double barrier options using analytical inversion of Laplace transforms. *Finance and Stochastics*, no. 4, pp. 95–104.

Risk magazine (Incisive Media). Available at: <http://www.risk.net/structured-products>.

S&P Dow Jones Indices. Available at: <http://eu.spindices.com/index-finder>.

Structured Retail Products. Available at: <http://www.structuredretailproducts.com>.

STOXX Limited. Available at: <https://www.stoxx.com/index-details?symbol=V2TX>, <https://www.stoxx.com/document/Bookmarks/CurrentComponents/SX5GT.pdf>.

The Bloomberg Professional Service (Bloomberg Terminal). Available at: <http://www.bloomberg.com/professional>.

The Chicago Board Options Exchange (CBOE)/ Available at: <http://www.cboe.com/products/snp500.aspx>, <http://www.cboe.com/micro/vix/part2.aspx>, <http://www.cboe.com/micro/vix-options-and-futures.aspx>.

U.S. Department of the Treasury (Daily Treasury Yield Curve Rates). Available at: <http://www.treasury.gov/resource-center/data-chart-center/interest-rates/Pages/TextView.aspx?data=yield>.

Voit J. (2005) *The Statistical Mechanics of Financial Markets*. Springer-Verlag. – 385 p.

Yahoo! Finance. Available at: <http://finance.yahoo.com>.

Wystup U. (2006) *FX Options and Structured Products*. The Wiley Finance Series. – 343 p.

# The Information Effect of Bank Loan Loss Provisions

**Tamara V. Teplova,**

doctor of economic Sciences, Professor, faculty of Economics HSE:  
43066, 26, Shabolovskaya str. Moscow, Russian Federation, 119049  
E-mail: tteplova@hse.ru

**Peter A. Demidov,**

analyst LAFR HSE:  
43020, 26, Shabolovskaya str. Moscow, Russian Federation, 119049  
E-mail: demidov@mail.ru

## Abstract

The analysis of financial reporting for banks is of great interest for risk assessment and for understanding the potential for an increase in market value. Following the quantitative decomposition of the size of bank reserves on bad debts, the article concludes that there is the existence of a “subjective component” that acts as a qualitative signal for market investors. The paper analyses information on the significance for market investors of a number of indicators of financial reporting of 989 commercial public banks associated with credit risk. The paper focuses on the consideration of three financial statement items: non-performing loans, loan charge-offs, and loan loss provisions.

The study provides an analysis of statistical data on the Russian market and the results of the empirical research on the global bank market with sub-samples on the developed and emerging markets, and the Eastern European and CIS banks. The analysis scale is from 2011 to 2015, in quarterly observations. It is shown that the share of non-performing loans, loan loss provisions and loan charge-offs can be informative for market investors not only in the risk assessment of a bank, but also in the diagnosis of management behavior, but also of expectations on the valuation of a public bank (market capitalization). The emphasis in this paper is placed on loan loss provisions, as this item is highly exposed to manipulations from bank managers, according to previously conducted research. In this study, it was attempted to empirically distinguish the “objective” and “subjective” components of loan loss provisions in financial reporting based on a large sample of banks in the global market. The influence of a “subjective” element on the reservation of the market value of a public bank was quantitatively evaluated. In fact, the reasons for the detection of a positive influence in the overstatement of established reserves on the market capitalization of a bank are revealed, despite a decrease of its current profit measure. Positive correlation can be explained by the impact of the signal effects from the bank management towards the market investors regarding the future sustainability of a bank.

**Keywords:** bank, loan loss provisions, bank’s financial statement, signaling theory.

**JEL:** G15, G21, G28, G34; M41.

# Информационный эффект банковских резервов по плохим долгам

**Теплова Тамара Викторовна,**

доктор экономических наук, профессор факультета экономических наук НИУ ВШЭ:  
119049, Российская Федерация, Москва, ул. Шаболовская, д. 26, 43066  
E-mail: tteplova@hse.ru

**Демидов Петр Александрович,**

аналитик ЛАФР НИУ ВШЭ:  
119049, Российская Федерация, Москва, ул. Шаболовская, д. 26, 43020  
E-mail: demidov@mail.ru

## Аннотация

Анализ финансовой отчетности банков представляет большой интерес для оценки рисков и понимания потенциала наращивания рыночной стоимости. В статье на основе количественной декомпозиции величины банковских резервов по плохим долгам делается вывод о наличии «субъективной компоненты», которая выступает качественным сигналом для рыночных инвесторов. В статье анализируется информационная значимость для рыночных инвесторов ряда показателей финансовой отчетности 989 коммерческих публичных банков, связанных с кредитным риском. Акцент сделан на рассмотрение трех статей: просроченные займы (non-performing loans), суммы списания займов (loan charge-offs), отчисления в резервы на потери по ссудам (loan loss provisions).

В работе представлен анализ статистических данных по российскому рынку и результаты эмпирического исследования по глобальному банковскому рынку с выделением подвыборок на развитых и развивающихся рынках, банках Восточной Европы и СНГ. Горизонт анализа – с 2011 по 2015 г., квартальные наблюдения. Показано, что доля просроченных займов, отчислений в резервы на потери по ссудам и списаний займов могут быть информативны для рыночных инвесторов не только в плане оценки риска банка, но и в диагностировании поведения менеджмента, ожиданий по стоимостной оценке публичного банка (рыночной капитализации). Акцент в работе делается на отчисления в резервы на потери по ссудам, поскольку именно эта статья по ранее проведенным исследованиям в большей степени подвержена манипуляциям со стороны менеджмента банка. В работе сделана попытка на большой выборке банков глобального рынка эмпирически выделить «объективную» и «субъективную» составляющие по статье отчисления в резервы по плохим долгам в финансовой отчетности. Количественно оценено влияние «субъективного» элемента резервирования на рыночную стоимость публичного банка. Более того, раскрыты причины выявленного положительного влияния завышения создаваемых резервов на рыночную капитализацию банка, несмотря на снижение показателя его текущей прибыли. Положительная зависимость может быть объяснена действием сигнальных эффектов со стороны менеджмента банка рыночным инвесторам относительно будущей устойчивости банка.

**Ключевые слова:** банк, резервы по плохим долгам, финансовая отчетность банков, сигнальные эффекты, манипулирование отчетностью.

**JEL:** G15, G21, G28, G34; M41.

## Введение

Вопросы рыночной оценки финансовых институтов, раскрытия факторов, которые влияют на ее изменение, сохраняют свою актуальность [Huizinga, Laeven, 2012, Basel Committee 2015]. Финансовая отчетность банков и факторы, влияющие на рыночную капитализацию компаний финансового сектора экономики, достаточно своеобразны и представляют отдельный интерес исследований в финансовой экономике. Традиционно в одну выборку для диагностирования факторов влияния на краткосрочную и долгосрочную эффективность деятельности не объединяются финансовые и нефинансовые компании. Наша работа посвящена специфике функционирования банков и раскрытия информации по ним. Для диагностирования кредитного риска и потенциала роста прибыли большое значение имеет раскрытие информации, в том числе в рамках стандартной финансовой отчетности [Jones et al., 2012]. Но эту отчетность инвесторам и аналитикам еще нужно уметь читать. Раскрытию скрытых сигналов для рыночных инвесторов в этой финансовой отчетности посвящено данное исследование.

Напомним основные особенности финансовой модели банков. Объем кредитного портфеля коммерческого банка, как правило, в 7–9 раз превышает балансовую оценку собственного капитала. Банки самостоятельно оценивают кредитное качество выдаваемых ссуд по пяти категориям (пятая категория – самая низкая, отражающая безнадежные ссуды и требующая 100%-ного резервирования). Систему оценки кредитного риска банк отражает в своих внутренних документах. Денежные потоки, связанные с кредитным портфелем и кредитными рисками, имеют значительное влияние на финансовую устойчивость и рыночную капитализацию публичных банков. Индикаторы кредитного риска, отражаемые в финансовой отчетности, являются ценной информацией для рыночных инвесторов и аналитиков. Часть этих индикаторов фиксируется в отчетности жестко и не подлежит творческому переосмыслению, а часть статей допускает оценочные суждения менеджмента коммерческого банка, может базироваться на их собственном видении и ожиданиях. Более того, менеджмент может, преследует свои собственные интересы и цели, манипулировать финансовыми результатами (в той степени, в какой это возможно в условиях контроля со стороны регуляторов и институциональных характеристик рынка). Для инвестора и аналитика актуальна задача распознать реальную ситуацию с финансовой устойчивостью банка по статьям баланса в финансовой отчетности и сделать выводы о перспективах функционирования банка на краткосрочном и среднесрочном горизонтах. Наше исследование развивает методологию такого анализа и указывает на те статьи баланса финансовой отчетности, которые должны быть внимательно проанализированы. Более того, важна правильная трактовка наблюдаемых соотношений с учетом наличия скрытых сигналов в ситуации асимметрии информации.

Наращение кредитного риска в банке негативно влияет на его текущую и будущую прибыль, на рыночную стоимость собственного капитала. В связи с этим логично ожидать негативного влияния роста значений по таким традиционным индикаторам кредитного риска, как списание займов, рост просроченных долгов, нарастание резервов, на рыночную оценку. На первый взгляд можно предположить, что чем больше просроченных долгов, чем больше резервов создается, тем выше кредитный риск и ниже должна быть рыночная стоимость банка. Наше исследование подчеркивает, что в случае с отчислениями в резервы на потери по ссудам ожидаемый результат влияния на капитализацию не так однозначен и аналитики должны проявлять осторожность в прямолинейных трактовках. Объясняется это тем, что общий объем отчислений в резервы является «творческой статьей баланса», которую можно разделить на отчисления, непосредственно связанные с покрытием ожидаемых кредитных рисков (далее мы будем говорить об «объективных отчислениях»), и отчисления, которые носят субъективный характер, зависят как от профессионального мнения, так и от возможных манипуляций со стороны менеджмента банка для достижения тех или иных целей. Целью манипулирования частью отчислений могут быть: сглаживание динамики прибыли, подача сигнала рыночным инвесторам об устойчивости банка, соблюдение требований регулятора и т.п.

Объект нашего исследования – публичные коммерческие банки глобального рынка, по которым выделены следующие подвыборки: банки развитых и развивающихся рынков капитала, банки регионов (включая регионы Восточной Европы и СНГ). Предмет исследования – выявление информационной составляющей по статьям кредитного риска в балансе банков (прежде всего – отчислений в резервы), которая диагностирует для рыночных инвесторов потенциал успешности банка на рынке. Мы предполагаем, что создание избыточных («субъективных») резервов может рассматриваться как положительный сигнал со стороны менеджмента рыночным инвесторам в ситуации асимметрии информации.

В финансовой отчетности банка аналитики традиционно обращают внимание на следующие статьи, характеризующие уровень кредитного риска:

- просроченные займы (*non-performing loans*),
- суммы списания займов (*loan charge-offs*),
- отчисления в резервы на потери по ссудам (*loan loss provisions*).

Модельные конструкции традиционно базируются на том, что чем выше кредитный риск, тем дороже обходятся банку привлекаемые средства, ниже текущая прибыль из-за создаваемых резервов, соответственно, ниже рыночная стоимость банка и соотношение рыночной и балансовой стоимостей капитала (MV/BV). Различные рыночные трения (включая систему страхования вкладов, политику регулятора по поддержке крупных банков через докапитализацию, послабления в части реструктурирования кредитов без ухудшения категории качества и т.п.) зачастую искажают поведение и менеджеров банка, и основных стейкхолдеров. Например, вкладчики перестают обращать внимание на уровень риска при гарантировании выплат в определенных размерах. Требование увеличения доли кредитования реального сектора (что имело место в Российской Федерации в 2008–2009 гг. как условие предоставления помощи со стороны государства) порождает ослабление требований к качеству заемщиков. Излишнее регулирование, включая огромные отчетные формы и сложные системы контроля рисками, наоборот, фактически замораживает выдачи кредитов. Глобальный кризис 2008–2009 гг., кризис европейского долга 2010 г. нанесли мощные удары по банкам практически всех стран. Произошло как ужесточение регулирования со стороны мегарегуляторов, так и масштабное списание плохих активов и проблемных долгов. Падение прибыли и капитализации публичных банков продолжается и в 2016 г. Например, 65% крупнейших европейских банков по 2016 г. потеряли 20% капитализации. Европейский индекс STOXX Europe 600 Banks потерял в 2016 г. 610 млрд евро капитализации. Хотя американские банки чувствуют себя несколько лучше европейских, но и для них проблема низкой прибыльности и поиска новой модели роста в ситуации низкой инфляции и слабого роста экономики остается актуальной. Отметим, что летом 2016 г. 33 крупнейших американских банка, которые формируют 80% рынка, успешно прошли стресс-тесты Федеральной резервной системы (ФРС) США. И это несмотря на то, что в составе «большой четверки» (Bank of America, Citigroup, JP Morgan Chase и Wells Fargo) осенью 2016 г. выявились масштабные манипуляции со стороны менеджмента Wells Fargo, связанные с припиской числа открытия счетов физических лиц.

Сохраняются проблемы и в российском банковском секторе. На апрель 2017 г. активы банковского сектора Российской Федерации достигли 79,3 трлн рублей (79,5 трлн рублей на середину 2016 г.). Это сокращение активов обусловлено падением кредитов в целом на 5% и кредитов нефинансовым организациям на 6,2%. На апрель 2017 г. доля вкладов населения в пассивах банков (суммарно 24,3 трлн рублей) превысила долю корпоративных ресурсов (депозитов и средств организаций — 23,7 трлн рублей).

Удельный вес просроченной задолженности по кредитам нефинансовым организациям на апрель 2017 г. составил 6,7%, а по кредитам физическим лицам — 8,1%. Доля реструктурированных кредитов в портфелях банков составляет не менее 15%. По данным ЦБ РФ<sup>1</sup>, резервы российских банков на возможные потери по ссудам начали резко расти с третьего квартала 2008 г. (рис. 1). Резервы на возможные потери по ссудам (РВПС), как их показывает ЦБ РФ, — это резервы, формируемые в пассивах банка за счет чистого процентного дохода банка (как части прибыли, а значит, и собственного капитала) против обесцененных (точнее — частично обесцененных) ссуд в активной части баланса. Чем больше обесценивается ссуда, тем большую долю от ее объема формируют резервы. По правилам международного учета, полностью обесцененные ссуды списываются.

Отметим, что размер резерва на возможные потери по ссудам фиксируется банками ежедневно в соответствии с изменением величины и качества кредитного портфеля (выдачей или погашением кредитов, переходом кредитов из одной категории качества в другую, изменением ставки риска по отдельным ссудам). Еще одна особенность, которую имеет смысл учитывать при анализе резервов, — отличие российских стандартов учета (РСБУ) от международных (МСФО). Отличия касаются как фиксации сроков непогашенной задолженности, так и базы для создания резервов. По РСБУ 100%-ные резервы по плохим долгам требуются только на величину собственно просроченного платежа<sup>2</sup>. МСФО требует признания на отчетную дату в форме просроченного кредита всей суммы задолженности (и тела, и процентов, и комиссионных) и соответствующего создания резервов на всю величину этого плохого долга.

<sup>1</sup> <https://www.cbr.ru/analytics/?PrId=bnksyst>. Динамические ряды показателей отдельных таблиц «Обзора банковского сектора Российской Федерации» ЦБ РФ.

<sup>2</sup> Банк России проверяет кредитные организации с двух позиций: 1) правильной классификации выданных ссуд, 2) формирования достаточных резервов на возможные потери по этим ссудам. Учет в банках резервов на возможные потери по ссудам производится в соответствии с Положением ЦБ РФ № 302 от 26 марта 2007 г. «О правилах ведения бухгалтерского учета в кредитных организациях в Российской Федерации» и Положением № 254 от 26 марта 2004 г. «О порядке формирования кредитными организациями резервов на возможные потери по ссудам, по ссудной и приравненной к ней задолженности», включая Указание Банка России № 2993-У от 15 апреля 2013 г. «О внесении изменений в Положение Банка России от 26 марта 2004 г. № 254-П «О порядке формирования кредитными организациями резервов на возможные потери по ссудам, по ссудной и приравненной к ней задолженности» // СПС «ГАРАНТ»: [http://base.garant.ru/70403862/#block\\_110#ixzz4VHJXehIO](http://base.garant.ru/70403862/#block_110#ixzz4VHJXehIO)

**Рисунок 1.** Помесячная динамика накопленных резервов российских банков на потери по ссудам, млрд рублей

Источник: Данные ЦБ РФ.

С января 2009 г. объем накопленных резервов в банковском секторе Российской Федерации превысил 1 трлн рублей, а к 2017 г. приблизился к отметке в 6 трлн рублей (рис. 1). Максимальные годовые суммы (в млрд рублей), направляемые в резервы, на российском рынке фиксировались в 2014 и 2015 гг. (рис. 2). Драматичная ситуация в 2015 г. сложилась и с доходностью по банковскому сектору Российской Федерации. Если на начало 2015 г. ROE фиксировалось на уровне 7,9%, то на ноябрь 2015 г. опустилась до 0,4%. С 2016 г. по 2017 г. наблюдался рост ROE, и значение показателя отдачи на собственный капитал на середину 2017 г. составило 12,5%.

**Рисунок 2.** Ежегодные суммы, направляемые на создание резервов по российскому банковскому сектору.

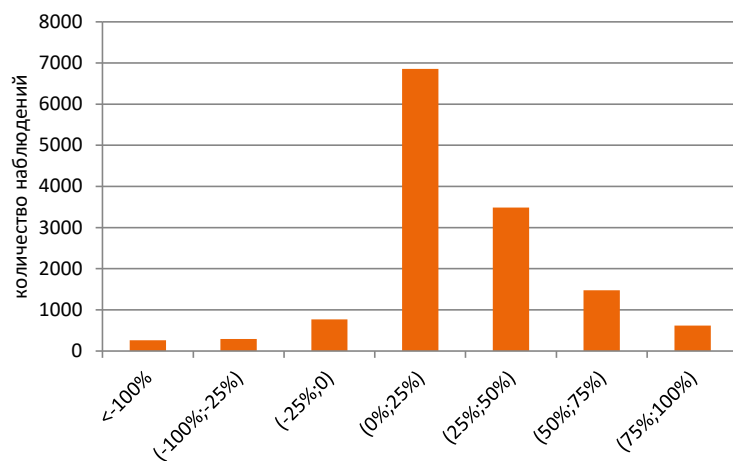
Источник: Данные ЦБ РФ. <https://www.cbr.ru/analytics/?PrtId=bnksyst>.

В связи с фиксацией большого числа проблемных активов на балансах банков приоритетным направлением деятельности российского мегарегулятора – ЦБ РФ – стал кредитный риск. Из годового отчета ЦБ по 2015 г. следует, что в результате 647 проверок банков выявлено, что в 65% случаев имела место недооценка кредитного риска. Эта недооценка прикрывалась сокрытием реального срока просроченной задолженности, выдачей кредитов на основе недостоверных сведений о доходах физических лиц, выдачей новых ссуд корпоративным клиентам на погашение ранее выданных ссуд, которые сформировали безнадежный долг, и т.п. Все эти манипуляции позволяли не создавать дополнительные резервы и не уменьшать прибыль, т.е. сохраняли собственный капитал банка. И, несмотря на эти манипуляции, вновь создаваемые резервы по банковскому сектору Российской Федерации впечатляют. Кризисный 2009 г. потребовал создания резервов на 1 трлн рублей по отчетности РСБУ (рис. 2). По 2010 и 2012 гг. годовой объем новых резервов не превышал 200 млрд рублей. По 2015 г. официально созданные резервы банков составили 1,325 трлн рублей (и это с учетом тех послаблений, которые банкам предоставил ЦБ в плане отражения ухудшения качества активов в балансе), по 2016 г. ожидается 1 трлн рублей. При этом по отражению резервов сталкиваются интересы ЦБ и налоговой службы. Если для ЦБ важно не занизить кредитный риск, то налоговые органы тщательно отслеживают, не завышена ли сумма сформированных резервов и не имеет ли место на этом основании уклонение от налогов.

Отметим, что оценка резервов в 1 трлн рублей по 2016 г. не отражает такого управленческого решения менеджмента банков, как фиксация убытков от взысканных кредитов и продажи активов ниже залоговой стоимости. Чтобы не резервировать суммы по кредитам, залоговое имущество по которым обесценивается, банки зачастую взыскивают это имущество и продают его по рыночной цене (ниже, чем балансовая и залоговая стоимость), тем самым фиксируя убытки. Суммируя эти убытки с созданными резервами как по 2015, так и по 2016 г., оценка вновь созданных резервов возрастает до 2 трлн рублей – как показателя кредитного риска по банковской системе Российской Федерации. Если по 2015 г. доля проблемных кредитов находилась на уровне 11% от кредитного портфеля, то по 2016 г. их величина возрастает до 14–16%<sup>3</sup>.

Стоимость риска по самому успешному российскому банку – ПАО «Сбербанк» – составила в 2015 г. 2,5% (как суммы отчислений в резервы, деленной на средний размер кредитного портфеля), а по 2016 г. приблизилась к 3%. Еще одним индикатором проблем в банковском секторе является просроченная задолженность по розничным кредитам (в 2016 г. сумма выданных населению кредитов достигла 12 трлн рублей). По данным ЦБ РФ, просроченная задолженность растет: если по 2013 г. ее удельный вес составлял 4,4%, то по 2014 г. – уже 5,9%. Создание больших резервов негативно влияет на прибыль в банковском секторе, и из-за этого сохраняются низкие средние показатели ROE (для российского рынка – 6% по 2016 г., что ниже стоимости капитала практически всех банков). Только «Сбербанк» и TCS Group демонстрируют по 2015 и 2016 гг. положительный спред доходности (более 16% – показатель отдачи на собственный капитал (ROE) – превышает требуемую доходность собственного капитала).

**Рисунок 3.** Оценка вероятностного распределения отчислений в резервы на потери по ссудам (в процентах от чистой прибыли коммерческих банков), 2011–2015 гг.



Источник: Расчеты авторов по сформированной выборке.

Во всем мире банки манипулируют размером отчислений в резервы, для того чтобы корректировать представляемые в отчетности результаты по прибыли (подтверждение этому – работы [Greenawalt, Sinkey, 1988; Bouwman, 2014, Basel Committee, 2015], исследования [Leventis et al., 2011] по Европейскому союзу, [Bryce et al., 2015] по вьетнамскому рынку, [Abdullah et al., 2015] по рынку Малайзии. Это в свою очередь позволяет манипулировать ценами акций публичных банков, корректировать восприятие устойчивости банка контрагентами, а также зачастую дает возможность руководству искусственно достигать поставленных собственниками целевых показателей (KPI менеджмента и соответствующее вознаграждение). Заметим, что влияние размера отчислений в резервы на финансовый результат банка значительно, что показывают наши расчеты по сформированной выборке. Для выборки нашего исследования среднее отношение отчислений в резервы на потери по ссудам к чистой прибыли банка на отрезке 2011–2015 гг. составило 1,6 (рис. 3). Заметим, что межстрановые различия могут быть значимы, как показано в работах по исламским банкам [Elnahass et al., 2014; Farook et al., 2014].

## Возможность и мотивы манипулирования прибылью и создаваемыми резервами по плохим долгам

Гибкость в оценках менеджмента по создаваемым резервам может приводить как к завышению резервов, так и занижению, что соответственно влияет на прибыль. Вообще влияние на прибыль различных коррекций в ста-

<sup>3</sup> Актуальный рейтинг банков РФ по величине просроченной задолженности физических лиц можно найти на сайте <http://mir-procentov.ru/banks/ratings/credits-delay-part-fl.html>.



тнях отчетности связано со многими факторами, включая уровень оптимизма гендиректора (Bouwman, 2014). Произрастание проблемы «манипулируемой» (завышенной) части резервов связано с давлением на менеджмент банка трех групп заинтересованных лиц: 1) инвесторов и аналитиков (которые внимательно изучают финансовую отчетность и заинтересованы в ее объективности), 2) регуляторов (ЦБ), 3) налоговых органов. С точки зрения учетной политики и отчетности, связанной с созданием резервов на потери по ссудам, а также признанием просроченных и безнадежных долгов, имеет место противоречие между требованиями для рыночных инвесторов и требованиями регуляторов. Для того чтобы удовлетворять требованиям регуляторов, менеджеры банков при определении резервов на потери по ссудам учитывают информацию об ожидаемых в будущем потерях даже в случаях, когда никакого критического события может и не возникнуть. А вот согласно стандартам МСФО, потеря по займу должна быть признана только в случае возникновения установленного критического события, которое приводит к тому, что данная потеря становится вероятной и может быть количественно оценена. Налицо противоречие между объективным подходом МСФО, ориентированным на исторические наблюдения, и субъективным подходом, ориентированным на оценки будущих потерь в соответствии с требованиями регулирующих органов. Такое противоречие интересов объяснимо. Для инвесторов и аналитиков банку важно показать объективность и прозрачность финансовой отчетности, а регулятора нужно убедить в устойчивости банка, чтобы регулятор мог понимать устойчивость банковской системы в целом. Данное противоречие усугубляется тем, что подход, ориентированный на исторические результаты работы банка, согласно требованиям учета (МСФО), часто обвиняется в поддержании цикличности в банковской сфере. Действительно, кредитная политика банка является проциклической [Bouvatier, Lepetit, 2008], так как основывается на наблюдаемом поведении участников рынка (оценке изменений спроса на кредитные ресурсы, мотивации погашения обязательств и т.п.). Классическая проблема принципала-агента между акционерами и менеджментом банка может еще более усилить проциклическую политику в отношении создания резервов. Банки, ориентируясь на ранее фиксируемые потери в период кризиса, могут продолжать наращивать резервы в период восстановления в экономике. Создание таких избыточных резервов приводит к торможению деловой активности и продлевает стагнацию участников рынка.

Но может рассматриваться и иная роль создаваемых резервов для публичных банков. Искусственное завышение размера отчислений в резервы на потери по плохим долгам может выступать своеобразным «дорогим сигналом» заинтересованным лицам, аналогично сигналам на товарных рынках, показанных в работе Джорджа А. Акерлофа [Akerlof, 1970] с «рынками лимонов»<sup>4</sup> или на рынке труда (работы Майкла Спенса [Spence, 1973])<sup>5</sup>. В ситуации неполноты и асимметрии информации достоверность сигнала зависит от его «стоимости», дороговизны для подающего его. Чтобы сигнал был достоверным, стоимость его подачи должна быть достаточно высока. Это важно для того, чтобы сигнал трудно было имитировать «плохим» игрокам рынка [Healy, Palepu, 2001]. Возможно, создание избыточных резервов как раз решает эту проблему подачи сигналов рыночным инвесторам со стороны менеджмента банков.

Руководство банка владеет частной информацией об уровне кредитного риска (или вероятности дефолта), который связан с качеством кредитного портфеля. И согласно стандартам составления финансовой отчетности, должно использовать эту информацию для определения размера отчислений в резервы. В результате, по сути, информация инсайдерского характера, субъективное мнение руководства банка в значительной мере влияют на величину отчислений в резервы на потери по ссудам. Нет ли факторов, которые заставляют менеджмент банка в ситуации асимметрии информации отклоняться от объективной величины создаваемых резервов и завышать или занижать их? Ведь резервы позволяют менеджменту сглаживать волатильность прибыли и демонстрировать интересующий регулятора уровень достаточности капитала. Как взаимосвязаны эти разнонаправленные мотивы менеджмента банков?

## Стандарты отражения плохих долгов в учете и банковской отчетности и интерес к ним академического сообщества

Под плохими долгами в банковской деятельности понимают просроченные займы (*non-performing loans*), которые фиксируют наличие обязательств, по которым прекращена выплата процентов (*non-accrual loans*), и займы с нарушением сроков выплат (*past due loans*). Стандартный срок фиксации нарушений договоренностей по международным стандартам – просрочка выплаты тела долга и процентов на 90 дней и более. В состав просроченных займов также входит реструктурированная задолженность (*troubled debt restructurings*). Займы, по которым прекращена выплата процентов, занимают основную часть просроченных займов и рассматриваются как индикаторы вероятности дефолта [Wahlen, 1994]. Отчисления в резервы на потери по ссудам (*loan loss provisions*) осуществляются, если существует высокая вероятность дефолта по займам, по которым прекращена выплата процентов (*non-accrual loans*) и/или просроченных займов (*past due loans*). Образование просроченных

<sup>4</sup> Подержанных автомобилей.

<sup>5</sup> Нобелевская премия по экономике 2001 г. за исследования на рынках асимметричной информации получена Дж. Акерлофом, Сайклом Спенсом и Джозефом Стиглицем.

займов на балансе банка в основном связано с экзогенными обстоятельствами (падение реальных доходов населения, сужение спроса на продукцию корпоративного сектора и т.п.), объем данной статьи определяется посредством стандартизированных учетных процедур. Таким образом, возможности со стороны менеджмента банка по управлению данной статьей отчетности сильно ограничены [Bouwman, 2014; Wahlen, 1994]. Списание займов (*loan charge-offs*) имеет место, если их взыскание признано невозможным. И фиксируемые в балансе займы банка, и объем сформированных резервов снижаются на сумму чистого списания тела соответствующего долга с учетом объема ожидаемого возврата (от продажи активов и т.п.). Различные факторы экзогенного характера, например решения регуляторов, могут оказать влияние на объем списаний. Кроме того, согласно учетной политике некоторых банков, потребительские займы подлежат автоматическому списанию, в случае если обязательства по ним не обслуживались в течение установленного периода времени [Wahlen, 1994]. Таким образом, можно констатировать, что данная статья в балансе банка мало манипулируема.

Другая ситуация [Greenawalt, Sinkey, 1988] складывается с отчислениями в резервы на потери по ссудам (*loan loss provisions*). Величина отчислений базируется на оценках вероятности невыплаты займов и фактически контролируется менеджментом. Отчисления увеличивают размер общих резервов на потери (*loan loss allowances*) и приводят к снижению чистой прибыли за соответствующий отчетный период. По стандартам учета и отчетности займы признаются на балансе по исторической стоимости, стандарты не предусматривают возможности корректировок балансовой стоимости займов вследствие изменений условий по займам, рисков и объективных ожиданий. В результате «справедливая» оценка кредитного портфеля может значительно расходиться с его зафиксированной балансовой стоимостью. Следовательно, для рыночных инвесторов особую ценность приобретают статьи финансовой отчетности, которые позволяют получить своевременную и релевантную оценку стоимости кредитного портфеля. Резервы на потери по ссудам относятся именно к таким информативным статьям отчетности. На величину резервов влияют также требования банковских регуляторов (международных и национальных). Во всех странах существуют ограничения по структуре капитала финансовых учреждений, устанавливающие предельный уровень долговой нагрузки. Как правило, нормативы предполагают минимальный объем собственного капитала банка на уровне 5–6% совокупных активов. Поскольку различные резервы, в том числе резервы на потери по ссудам, являются частью собственного капитала, решения об их величине принимаются на основе рекомендаций со стороны регуляторов. Несмотря на это, необходимо отметить, что влияние регулятивных ковенантов на управленческие и финансовые решения банков в отношении отчислений в резервы на потери по ссудам является значительным только по отношению к небольшому числу коммерческих банков, которые работают в рамках рискованной политики финансирования [Moyer, 1990; Ahmed, 1999; Beaver et al., 1997]. Для банков с комфортными уровнями достаточности капитала такого рода давление не является проблемой, и мы рассматривать данный аспект не будем. Таким образом, изменения величин просроченных займов и списаний носят объективный характер и теоретически должны быть негативно связаны с будущими денежными потоками и рыночной стоимостью банка. А вот отчисления в резервы на потери по ссудам могут быть субъективно изменены в зависимости от тех или иных целей менеджмента. Влияют ли эти субъективные оценки на рыночную стоимость банка? В какую сторону? Может ли менеджмент банка быть заинтересован в искусственном завышении величины резерва для подачи сигналов рыночным инвесторам? Можем ли мы рассматривать завышенную величину резервов как дорогую плату за качественный сигнал?

Исследовательская задача данной работы – выявить наличие и оценить влияние «субъективного» (манипулируемого менеджментом) компонента отчислений в резервы на рыночную стоимость банка. Наличие такого компонента может рассматриваться как признание наличия сигнала рыночным инвесторам в ситуации асимметрии информации. Отметим, что гипотеза о наличии в создаваемых резервах на потери по ссудам «объективной», связанной с кредитным риском и «субъективной» составляющих была впервые высказана в работе [Wahlen, 1994]. Позже эта гипотеза проверялась в ряде эмпирических работ [Beaver, Engel, 1996; Wahlen, 1999; Huizinga, Laeven, 2012; Elnahass et al., 2014] по зарубежным рынкам. Работы подтвердили, что в составе общих отчислений в резервы на потери по ссудам действительно имеют место «субъективные» завышения резервов, которые напрямую не связаны с компенсацией кредитного риска. Таким образом, можно записать:

$$TLLP = NLLP + DLLP, \quad (1)$$

где *TLLP* – общие отчисления в резервы на потери по ссудам (*total loan loss provisions*);

*NLLP* – объективные отчисления в резервы на потери по ссудам, отражающие изменение кредитного риска (*non-discretionary loan loss provisions*); *DLLP* – субъективные (произвольные, «манипулируемые») отчисления в резервы, как результат творческого подхода менеджмента банка к финансовой отчетности (*discretionary loan loss provisions*).

В ранее проведенных исследованиях ставилась цель выявить наличие такого компонента и определить его влияние на положение банка. Вопрос о влиянии величины этих субъективных отчислений (*DLLP*) на рыночную стоимость неочевиден. С одной стороны, отчисления в резервы оказывают негативный эффект на текущий итоговый финансовый результат в отчетности (прибыль) и теоретически должны снижать рыночную стоимость банка. Но согласно эмпирическим тестам [Wahlen, 1994; Bouwman, 2013], влияние положительное. Авторы

объясняют это тем, что готовность коммерческого банка перераспределять прибыль в резервы является сигналом экономическим агентам об ожидании высоких доходов в будущем, то есть является «хорошей» новостью для инвесторов. Для большинства банков рост резервов и повышение репутации банка на основе достоверного раскрытия информации, отказа от занижения рисков может рассматриваться инвесторами как сигнал о намерениях остаться на рынке и дальше. Завышение резервов может даже рассматриваться как элемент формирования положительной репутации в условиях асимметричности информации [Kreps, Wilson, 1982]. Такая трактовка DLLP согласуется с гипотезой [Healy, Palepu, 1993] о том, что «лучшие» (успешные) компании раскрывают негативную информацию чаще и с большей готовностью, поскольку обладают большим доверием со стороны инвесторов. Если рассматривать величину отчислений в резервы как часть общей негативной информации о банке, о его кредитном риске, то увеличение отчислений и наличие DLLP являются сигналом об устойчивости банка.

С другой стороны, согласно работам других авторов [Walland, Koch, 2000; Leventis et al., 2011], креативное управление резервами наиболее характерно для банков, находящихся в предбанкротном состоянии или стоящих перед угрозой отзыва лицензии. Такие разные выводы по ранее проведенным исследованиям мотивируют нас на собственные расчеты по широкой выборке публичных коммерческих банков глобального рынка.

## Гипотезы нашего исследования и используемые модельные конструкции

Ключевой переменной нашего исследования является та часть резервов по ссудам, которая носит «субъективный» (произвольный, манипулируемый, не связанный с кредитным риском) характер, – DLLP. Именно влияние на рыночную стоимость банка этого компонента резервов нам важно оценить по знаку (положительное или отрицательное влияние) и количественно. Но как первую гипотезу мы рассматриваем влияние всех традиционно учитываемых показателей кредитного риска на стоимость банка, а уже гипотезы 2–4 непосредственно связаны с ключевой переменной.

*Гипотеза 1:* Между рыночной стоимостью банка и индикаторами кредитного риска в финансовой отчетности существует значимая отрицательная зависимость.

Для тестирования гипотезы 1 применяется следующая модель (2), аналогично работе [Beaver et al., 1997] по 176 публичным банкам США и [Elnahass et al., 2014]:

**Модель (2)**

$$MV_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot CO_{it} + \beta_2 \cdot \Delta NPL_{it} + \beta_3 \cdot BVE_{it} + \beta_4 \cdot Loans_{it} + \beta_5 \cdot EBTP_{it} + \beta_6 \cdot LLP_{it} + \varepsilon,$$

где  $MV_{it}$  – рыночная капитализация коммерческого банка через 90 дней после отчетной даты;  $CO_{it}$  – объем списания безнадежных займов в квартале  $t$  (*loan charge-offs*);  $\Delta NPL_{it}$  – изменение объема просроченных займов за квартал  $t$  (*non-performing loans*);  $BVE_{it}$  – балансовая стоимость собственного капитала на конец квартала  $t$ ;  $Loans_{it}$  – балансовая стоимость займов банка на конец квартала  $t$ ;  $EBTP_{it}$  – прибыль до выплаты налогов, отчислений в резервы на потери по ссудам и чрезвычайных расходов (*earnings before taxes, loan loss provisions and extraordinary expenses*);  $LLP_{it}$  – отчисления в резервы на потери по ссудам (*loan loss provisions*).

Мы предполагаем, что произвольные (необъективные) отчисления в резервы должны восприниматься рынком как положительный сигнал (аналогично [Beaver, Engle, 1996; и Wahlen, 1994]). Публичные рынки теоретически должны воспринимать высокие субъективные отчисления (DLLP) как сигнал об улучшении политики работы с задолженностью, снижении общего уровня риска и уверенности банка в высоких будущих доходах.

*Гипотеза 2:* Между рыночной стоимостью банка и величиной субъективных отчислений в резервы на потери по ссудам (DLLP) существует значимая положительная зависимость.

Для тестирования гипотезы 2 важным моментом является разделение отчислений в резервы на потери по ссудам на «субъективную» и «объективную» части, как показано в равенстве (1). Для выделения этих двух компонентов нами по аналогии с работами [Beaver et al., 1997; Elnahass et al., 2014; Balla, Rose, 2015] построена вспомогательная регрессионная модель (3) следующего вида:

**Модель (3):**

$$TLLP_{it} = LLP_{it-1} + NPL_{it-1} + \Delta NPL_{it} + \beta_4 \cdot Loans_{it} + \beta_5 \cdot Loans_{it-1} + \varepsilon,$$

$TLLP_{it}$  – общие отчисления на потери по ссудам в квартале  $t$ ;  $LLP_{it-1}$  – отчисления в резервы на потери по ссудам в предыдущем квартале  $t-1$ ;  $NPL_{it-1}$  – объем просроченных займов в предыдущем квартале  $t-1$ ;  $\Delta NPL_{it}$  – изменение объема просроченных займов в квартале  $t$ ;  $Loans_{it}$  – объем займов в текущем квартале  $t$ ;  $Loans_{it-1}$  – объем займов в предыдущем квартале  $t-1$ ;  $\varepsilon$  – остаточная ошибка, рассматриваемая в данной работе как «субъективный» элемент отчислений в резервы на потери по ссудам, который не связан с уровнем кредитного риска банка (т.е. величина DLLP — discretionary loan loss provisions).

Предсказанное значение отчислений в резервы в рамках данной регрессии (3) соответствует «объективным» отчислениям, связанным с динамикой просроченных займов по банку, а остаточный член ( $\varepsilon$ ) трактуется как «субъективный» элемент.

Согласно тезису Балла и Роуз [Balla, Rose, 2015], основной задачей управления резервами для менеджмента является сглаживание волатильности прибыли. Так, в периоды высоких доходов менеджмент склонен наращивать объем резервов, в периоды ухудшения финансовых результатов DLLP снижается, что позволяет продемонстрировать искусственную стабильность чистой прибыли как в периоды спада, так и в периоды подъема на рынке. Среди основных причин склонности менеджмента банка к сглаживанию финансовых результатов исследователи [Bouwman, 2013; Ahmed et al., 1999; Wall, Koch, 2000] выделяют следующие: неприятие риска (*risk aversion*) со стороны наемного менеджмента; снижение волатильности и воспринимаемого инвесторами уровня риска банка; стремление к соблюдению ковенант со стороны регулятора и контролирующих собственников банка (зачастую вознаграждение менеджмента зависит от определенных результатов работы банка за конкретный период). Ранее проведенные эмпирические исследования [Wall, Koch, 2000; Bouwman, 2013] указывают на то, что для менеджмента существуют значимые стимулы для сглаживания финансовых результатов. Гипотеза 3 нашего исследования частично перекликается с утверждением, что успешные банки более охотно раскрывают негативную информацию в отчетности.

*Гипотеза 3:* Между объемом субъективных отчислений в резервы на потери по ссудам (DLLP) и будущими доходами коммерческих банков существует значимая положительная связь.

Остается открытым вопрос, рассматривают ли инвесторы отчисления в резервы на потери по ссудам как достоверный сигнал, который несет в себе ценную информацию для принятия инвестиционных решений, ведь его «стоимость» для руководства банка в случае недостоверности точно определить трудно. Под «стоимостью» недостоверного сигнала для менеджмента можно понимать санкции со стороны регуляторов в случае нарушения и отклонения от установленных стандартов и нормативов. В связи с этим возникает исследовательский вопрос об эмпирической проверке влияния уровня банковского регулирования, контроля над достоверностью отчетности банков с уровнем «творчества» менеджмента при составлении этой финансовой отчетности, в данном случае – при определении размера отчислений в резервы на потери по ссудам (DLLP). Наша гипотеза – отрицательная связь. Ее выявляет эмпирическое тестирование гипотезы 4.

*Гипотеза 4:* Уровень манипуляций с размером отчислений в резервы на потери по ссудам выше на развивающихся рынках, что объясняется такими институциональными особенностями, как слабый банковский надзор, наличие коррупционной составляющей в отношениях регулятора и банковских организаций.

В качестве прокси-переменных для данных институциональных факторов гипотезы 4 нами использовались следующие оценочные страновые индексы Всемирного Банка, полученные в рамках исследования Doing Business: индекс регулятивного контроля над уровнем конфликта интересов в компаниях страны (Extent of Conflict of Interest Regulation Index); индекс корпоративной прозрачности (Extent of Corporate Transparency Index). В рамках индекса корпоративной прозрачности прямое отношение к нашему исследованию имеют только два из 10 его компонентов: «Нужно ли покупателю проверять годовую финансовую отчетность внешним аудитором?», «Должны ли аудиторские отчеты быть опубликованы?».

Для тестирования гипотез 3 и 4 была использована регрессионная модель на основе комбинации моделей [Beaver et al., 1997; Fonseca, Gonzalez, 2008]. В качестве объясняемой переменной отдельно использовались общие отчисления в резервы на потери по ссудам (5) и «субъективные» отчисления (6) из вспомогательной регрессии. Рассматривались две спецификации модели. Использование общей величины отчислений в резервы позволяет получить более наглядные и полезные с позиции инвестора результаты, так как ему доступна только информация об объеме отчислений в резервы в целом, без разделения на «объективную» и «субъективную» части. Регрессионные модели, использованные для проверки гипотез 3 и 4, представлены ниже.

*Модель (5):*  $LLP_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot EBTP_{it+2} + \beta_2 \cdot EBTP_{it+1} + \beta_3 \cdot INTEREST_{it} + \beta_4 \cdot TRANSPARENCY_{it} + \varepsilon$ .

*Модель (6):*

$DLLP_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot EBTP_{it+2} + \beta_2 \cdot EBTP_{it+1} + \beta_3 \cdot INTEREST_{it} + \beta_4 \cdot TRANSPARENCY_{it} + \varepsilon$ ,

где  $LLP_{it}$  – общие отчисления на потери по ссудам в квартале  $t$ ;  $INTEREST_{it}$  – значение индекса регулятивного контроля над уровнем конфликта интересов в компаниях выборки (страны) в квартале  $t$ ;  $TRANSPARENCY_{it}$  – значение индекса корпоративной прозрачности в квартале  $t$ .

Регрессии оценивались на основе поквартальных данных для глобального рынка в целом. Размер выборки существенно снизился по сравнению с первоначальной, так как потребовались значения с лагом T+2 скорректированной чистой прибыли в качестве объясняющих переменных, а также индексов  $INTEREST_{it}$  и  $TRANSPARENCY_{it}$ , значения которых доступны для ограниченного числа стран. Результаты регрессионного анализа приведены в таблице 10.

## Данные и выборка

Общую выборку нашего исследования сформировали 989 коммерческих банков развивающихся и развитых рынков капитала на отрезке с 2011 по 2015 гг. с поквартальной фиксацией отчетных данных (число публичных

коммерческих банков от каждой страны показано в Приложении). Выбор такого периода анализа позволяет избежать возможного искажения результатов из-за финансового кризиса в 2008–2009 гг. и кризиса европейского долга 2010 г. Широкий географический охват анализируемой выборки позволяет провести анализ банков не только развитых рынков (США, Канада, Евросоюз), которые традиционно представлены в исследованиях по анализу кредитных рисков, или конкретного небольшого региона (Ближний Восток, Африка), как в предыдущих исследованиях по данной теме. Одной из задач нашей работы является сопоставление различий между полученными эмпирическими результатами для выборок из банков развивающихся и развитых стран, а также стран Восточной Европы и СНГ. В качестве переменной рыночной капитализации использовалась рыночная капитализация анализируемого банка через 90 дней после отчетной даты. Использование лага связано с тем, что цены на акции по состоянию на конец отчетного периода, по техническим причинам не могут учитывать последние финансовые результаты, отчетность проходит аудирование и раскрывается банками с задержкой. Чтобы не включать в работу поиск даты раскрытия отчетности по каждому банку выборки и не базироваться на возможной избыточной реакции на новостную ленту, мы выбрали общий единый для всех банков лаг – 90 дней. Аналогичный прием применен в исследовании [Calomiris, Nissim, 2013], где лаг по развитым рынкам принят в 75 дней. В качестве основного источника информации использовалась база Capital IQ с фильтром по финансовому сектору и публичным коммерческим банкам. Также, при проверке гипотезы о влиянии институциональных страновых факторов на отчисления в резервы на потери по ссудам были использованы данные Всемирного банка (рейтинг Doing Business). Разбивка рынков на развитые и развивающиеся была осуществлена в соответствии с классификацией аналитического агентства Oxford Economics. Размер выборки для тестирования каждой из четырех гипотез менялся из-за ограничений на доступ информации по отдельным показателям.

Описательная статистика по тестированию гипотезы 1 показана в таблице 1: 20% в выборке занимают коммерческие банки США, 6% — банки Японии. По географическим регионам выборка более равномерна – самые большие доли (28% и 21%) соответственно у банков Азии и Северной Америки. Еще 16% дают банки Западной Европы и 14% — Ближний Восток.

**Таблица 1.** Описательная статистика по банкам для тестирования гипотезы 1

Наименование	Всего	Развивающиеся рынки	Развитые рынки	Доля развивающихся рынков, %
Количество наблюдений	14 531	7 917	6 614	54
Количество банков	989	397	592	40
Количество стран	91	69	22	76
Среднее соотношение отчислений в резервы к прибыли LLP/ЕВТР, %	33,4	32,7	34,3	
Медианное соотношение LLP/ЕВТР, %	20,9	23,1	18,2	

Более подробная информация о выборке, использованной для тестирования гипотезы 1, приведена в таблицах 2 (средние и медианные значения переменных по коммерческим банкам) и 3 (количество наблюдений). Описательная статистика используемых переменных показана в таблице 2.

**Таблица 2.** Описательная статистика объясняемой и объясняемых переменных модели (2) для проверки гипотезы 1

Переменная	Среднее значение	Медиана	25-й перцентиль	75-й перцентиль	Стандартное отклонение
$MV_{it}$	7 029	800	160	3 436	22 470
$CO_{it}$	-12	0	0	0	145
$\Delta NPL_{it}$	22	0	-6	6	3 234
$BVE_{it}$	6 776	952	224	3 108	23 324
$\Delta Loans_{it}$	46 768	5 043	1 038	21 931	148 069
$EBTP_{it}$	332	38	9	149	1 238
$LLP_{it}$	95	7	1	42	348

## Эмпирические результаты тестирования гипотез и выводы

В качестве переменных, диагностирующих кредитный риск в финансовой отчетности банка, нами рассматриваются величины просроченных займов, размеры списания безнадежных долгов и отчисления в резервы на потери по ссудам.

Мы исходим из того, что объективная часть отчислений в резервы должна однозначно оказывать негативное влияние на рыночную стоимость банка, поскольку она отражает изменения уровня кредитного риска. В свою очередь влияние субъективной части должно, по нашему предположению, быть положительным. Влияние общих отчислений в резервы на стоимость неоднозначно и может варьироваться в зависимости от того, какой мотив формирования отчислений является преобладающим: объективный, связанный с покрытием рисков, или субъективный. Таким образом, можно допустить, что получение отрицательной зависимости между общими отчислениями в резервы на потери по ссудам и рыночной стоимостью банка должно свидетельствовать о преобладании объективной части в составе отчислений. Соответственно, верно и обратное.

Для тестирования гипотезы 1 линейная многофакторная регрессионная модель (2) на основе поквартальных панельных данных для глобального рынка и по отдельности для развитых и развивающихся рынков, банков Восточной Европы и СНГ оценивалась методом наименьших квадратов (МНК). Детализация по странам не делалась, так как это снизило бы количество доступных наблюдений ниже критического уровня и сделало бы результаты анализа не репрезентативными. В таблице 3 показаны знаки при анализируемых объясняющих переменных, значение коэффициентов и *p-value* как статистическая значимость (на процентном уровне значимости) как по всей выборке (1), так и по подвыборкам (2, 3, 4). В столбце 1 таблицы 3 даны оценки по всему глобальному рынку, в столбце 2 – по подвыборке развивающихся рынков, по столбце 3 – развитых рынков, по столбцу 4 – по банкам Восточной Европы и СНГ.

Таблица 3. Статистическая оценка переменных регрессионной модели по гипотезе 1

Показатель	Переменные регрессии											
	Знак коэффициента на разных рынках				Значение коэффициента				Статистическая значимость ( <i>p-value</i> )			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
$CO_{it}$	-	-	-	+	-4,17	-2,30	-7,02	9,97	0,00%	1,97%	0,00%	0,01%
$\Delta NPL_{it}$	-	-	-	-	-0,08	-0,02	-0,10	-0,02	0,01%	62,49%	0,00%	35,50%
$BVE_{it}$	+	+	+	+	0,54	1,12	0,46	1,28	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
$\Delta Loans_{it}$	+	-	+	-	0,02	-0,06	0,03	-0,01	0,00%	0,00%	0,00%	14,61%
$EBTP_{it}$	+	+	+	+	7,05	5,47	9,39	0,08	0,00%	0,00%	0,00%	66,90%
$LLP_{it}$	-	-	-	-	-6,46	-2,51	-8,81	-5,13	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Оценка регрессий					1	2	3	4				
R-квадрат					0,88	0,93	0,87	0,91				
R-квадрат нормированный					0,88	0,93	0,87	0,91				
F-статистика					1 9618 (0,0%)	17 176 (0,0%)	7 539 (0,0%)	1 915 (0,0%)				
Кол-во наблюдений					14 531	7 917	6 614	1 174				

Полученные оценки по регрессии (2) для тестирования гипотезы 1 ожидаемы в объяснении рыночной стоимости банка. По всей выборке нормированный коэффициент детерминации превышает 0,8; регрессии для глобального рынка и подвыборок статистически значимы на 5%-ном уровне. Положительные значимые коэффициенты при переменных скорректированной чистой прибыли и балансовой стоимости собственного капитала являются ожидаемым результатом и подтверждают целесообразность использования данных показателей инвестиционными аналитиками в качестве индикаторов рыночной стоимости коммерческого банка. Отрицательные значения переменных регрессии фиксируются для списаний займов, изменения объема просроченных займов, а также отчислений в резервы на потери по ссудам. Это показатели кредитного риска, и они отрицательно

вливают на рыночную капитализацию банка. Поскольку предполагается, что общий объем отчислений в резервы на потери по ссудам состоит из объективной части, отражающей кредитный риск, и субъективной части, которая, согласно нашей гипотезе, должна оказывать положительное влияние на стоимость, можно сделать предварительный вывод о том, что в составе отчислений в резервы достаточно большую долю занимают «объективные отчисления». Коэффициент при изменении просроченных займов ( $\Delta NPL_{it}$ ) является отрицательным для всех подвыборок (табл. 3), однако он близок к нулю и статистически незначим для банков развитых рынков и банков Восточной Европы и СНГ. Можно предположить, что такой результат обусловлен тем, что информация об изменении просроченной задолженности уже учтена рынком до их фактического изменения. Ожидания по динамике объема просроченных займов отражаются в резервах банка на будущие потери.

Интересны результаты по коммерческим банкам Восточной Европы и СНГ. В целом расчеты схожи с оценками по другим подвыборкам. Однако коэффициенты при изменении объема займов и скорректированной чистой прибыли оказались статистически незначимыми. Кроме того, коэффициент при скорректированной прибыли оказался отрицательным. Такое расхождение с ожидаемыми результатами, возможно, связано с наличием других существенных факторов, которые влияют на рыночную стоимость банков на этих рынках (например, недоверие оценкам прибыли и величины просрочки). Более детально данная проблема будет прокомментирована далее, в рамках тестирования гипотезы 2. Обобщенные результаты тестирования гипотезы 1 представлены в таблице 4.

**Таблица 4.** Обобщенные результаты тестирования гипотезы 1

Гипотеза 1	Результаты
Отрицательная зависимость капитализации банка от списаний займов	Подтверждается Р
Отрицательная зависимость капитализации банка от изменения объемов просроченных займов	Подтверждается Р
Отрицательная зависимость капитализации банка от отчислений в резервы на потери по ссудам	Подтверждается Р

Наши расчеты по полной выборке глобального рынка показали, что регрессия (3) значима на 5%-ном уровне (исходя из значения F-статистики), коэффициент детерминации составляет 0,67; все экзогенные объясняющие переменные также значимы на 5%-ном уровне (табл. 5). Медианная доля произвольных отчислений в резервы на потери по ссудам составляет 2%. Результаты оценки коэффициентов регрессии приведены в таблице 5.

**Таблица 5.** Результаты регрессионного анализа для выделения «субъективных» отчислений в резервы на потери по ссудам

Переменные регрессии			
Переменная	Знак коэффициента	Значение коэффициента	p-value
$LLP_{it-1}$	+	0,48	0,00%
$NPL_{it-1}$	+	0,01	0,00%
$\Delta NPL_{it}$	+	0,01	0,00%
$Loans_{it}$	+	0,00	0,00%
$Loans_{it-1}$	-	0,00	0,00%
R-квадрат	0,67		
R-квадрат нормированный	0,67		
F-статистика (p-value)	6 188 (0,0%)		
Кол-во наблюдений	14 531		

Для тестирования гипотезы 2 в основную модель (2) нашего исследования вместо общей суммы отчислений  $TLLP_{it}$  была подставлена переменная  $DLLP_{it}$  из регрессии (3):

$$\text{Модель (4): } \square_{MV_{it}} = \beta_1 \cdot CO_{it} + \beta_2 \cdot \Delta NPL_{it} + \beta_3 \cdot BVE_{it} + \beta_4 \cdot Loans_{it} + \beta_5 \cdot EBTP_{it} + \beta_6 \cdot DLLP_{it} + \varepsilon,$$

где  $DLLP_{it}$  – «субъективные» отчисления в резервы на потери по ссудам, которые не связаны с уровнем кредитного риска банка. Заметим, что использование инструментальной переменной  $DLLP$  позволяет сгладить проблему мультиколлинеарности из-за неизбежно высокой корреляции между рассматриваемыми индикаторами кредитного риска ( $\Delta NPL$ ,  $CO$  и  $LLP$ ) в финансовой отчетности. Более того, можно ожидать, что вследствие снижения мультиколлинеарности будет иметь место снижение смещенности оценок значений коэффициентов при объясняющих переменных. Описательная статистика переменных регрессии (4) дана в таблице 6. Результаты анализа по регрессии (4) сведены в таблице 7.

**Таблица 6.** Описательная статистика переменных регрессии (4) для тестирования гипотезы 2 о значимости субъективной части отчислений в резервы

Переменная	Среднее	Медиана	25-й перцентиль	75-й перцентиль	Стандартное отклонение
$MV_{it}$	7 029	800	160	3 436	22 470
$CO_{it}$	-12	0	0	0	145
$\Delta NPL_{it}$	22	0	-6	6	3 234
$BVE_{it}$	6 776	952	224	3 108	23 324
$\Delta Loans_{it}$	46 768	5 043	1 038	21 931	148 069
$EBTP_{it}$	332	38	9	149	1 238
$DLLP_{it}$	336	37	8	146	1 248

**Таблица 7.** Оценка знака и коэффициента при объясняющих переменных рыночной капитализации банка в модели влияния субъективных отчислений

Переменные	Знак коэффициента				Значение коэффициента				<i>p-value</i>			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
$CO_{it}$	-	-	-	+	-3,17	-1,15	-5,30	14,46	0,00%	22,73%	0,00%	0,00%
$\Delta NPL_{it}$	-	-	+	-	-0,01	-0,11	0,02	-0,01	73,81%	0,33%	40,20%	59,98%
$BVE_{it}$	+	+	+	+	0,49	1,03	0,27	1,43	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
$\Delta Loans_{it}$	+	+	+	-	0,01	0,06	0,02	-0,06	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
$EBTP_{it}$	+	+	+	+	4,29	3,70	7,45	0,16	0,00%	0,00%	0,00%	40,31%
$DLLP_{it}$	+	+	-	+	3,53	2,94	-6,56	0,12	0,00%	0,00%	0,00%	51,53%

Оценка регрессий	1	2	3	4
R-квадрат	0,88	0,93	0,87	0,91
R-квадрат нормированный	0,88	0,93	0,87	0,91
F-статистика	1 9618 (0,0%)	17 176 (0,0%)	7 539 (0,0%)	1 915 (0,0%)
Кол-во наблюдений	14 531	7 917	6 614	1 174



Регрессионная модель (4), оценки по которой приведены в таблице 7, характеризуется высоким нормированным коэффициентом детерминации для выборки в целом и для подвыборок, значима, согласно F-статистике. Примечательно, что, коэффициент при изменении объема просроченных займов в регрессии с субъективными отчислениями в резервы становится отрицательным для выборки в целом и для банков Восточной Европы и СНГ, что соответствует нашим исходным предположениям (связано со снижением мультиколлинеарности в регрессионной модели). Коэффициент при изменении просроченных займов остается незначимым для всех подвыборок, кроме развивающихся рынков. Вторая гипотеза в целом подтверждается, наблюдается положительная зависимость капитализации банков от «субъективных» отчислений в резервы на потери по ссудам, исключение составляют банки развитых рынков капитала. Низкая статистическая значимость оценок в таблице 7 для выборки банков из Восточной Европы и СНГ может быть связана не столько с недостатками использованной регрессионной модели, сколько с низкой ликвидностью акций банков в данной выборке. Заметим, что исследование строится на данных публичных банков, доля которых неравномерна по странам. Различен и уровень ликвидности акций этих банков, хотя при формировании выборки банки с неликвидными акциями исключались.

Гипотезы 3 и 4 строятся на предположении, что подаваемый субъективными (завышенными) отчислениями сигнал является значимым для инвесторов, так как доносит информацию о будущих доходах банка. Согласно результатам предыдущих исследований [Ahmed et al., 1999; Kanagaretnam et al., 2005; Bouwman, 2014; Abdullah et al., 2015], отчисления в резервы на потери по ссудам могут рассматриваться инвесторами как положительный сигнал о будущей прибыли банка. Однако рынок отреагирует на данный сигнал только в том случае, если он является надежным. По нашему мнению, ключевым критерием при проверке уровня надежности должно стать наличие положительной связи между будущими доходами банка и величиной субъективных (завышенных) отчислений. В качестве индикатора будущих чистых доходов банка нами рассматривается скорректированная чистая прибыль (до вычета отчислений в резервы, экстраординарных расходов и налогов) в следующие два квартала после признания сделанных отчислений в резервы на потери по ссудам в отчетности. Такой выбор переменной будущих выгод позволяет избежать искусственного создания взаимосвязи между текущими отчислениями и будущей прибылью из-за того, что в рамках финансового учета увеличение отчислений в резервы в текущем периоде, скорее всего, приведет к соответствующему снижению прибыли в будущем.

Специфика развивающихся стран, которая может оказывать влияние на размер отчислений в резервы на потери по ссудам, строится на модели, развиваемой в работе [Fonseca, Gonzalez, 2008], где анализировались институциональные страновые факторы, влияющие на уровень «сглаживания» и манипуляций прибылью коммерческими банками. В указанной работе выделен ряд институциональных характеристик, которые теоретически должны влиять на уровень манипуляций с отчислениями. Доказывается, что манипуляция финансовыми результатами в отчетности наиболее распространена в странах, где защита интересов миноритарных акционеров находится на низком уровне. В результате в таких странах инсайдеры обладают большей выгодой от контроля и большими стимулами для манипулирования отчетностью. Кроме того, регулятивная система с более строгим контролем за соблюдением законов и нормативных требований приводит к снижению стимулов для менеджмента принимать рискованные решения, в частности сглаживать финансовый результат. Более детальная финансовая отчетность снижает диапазон возможностей для манипуляций с ней, предоставляемой инвесторам и регулирующим органам. Согласно третьему принципу стандарта Базель II, большой уровень раскрытия информации приводит к увеличению уровня дисциплины на рынке. Можно предположить, что рост качества и полноты финансовой отчетности приводит к снижению манипуляций с размером отчислений в резервы на потери по ссудам. Наконец, согласно [Fonseca, Gonzalez, 2008], более строгое регулирование деятельности банков должно снижать стимулы к избыточному риску и соответственно манипуляциям финансовой отчетностью со стороны менеджмента. Чем выше уровень надзора над банками, тем ниже стимулы и возможности менеджмента для манипуляций. Заметим, что, с другой стороны, ужесточение контроля может привести к снижению возможности манипуляций всеми остальными статьями отчетности, за исключением отчислений в резервы на потери по ссудам. Такой контраргумент является правомерным, учитывая, что с позиции регламентированных стандартов финансовой отчетности отчисления в резервы объективно должны содержать в себе субъективные суждения менеджмента, в то время как все остальные статьи отчетности формально должны определяться в рамках четко регламентированных процедур. Таким образом, ожидаемое влияние уровня банковского регулирования на величину субъективных отчислений для нас неочевидно.

По исходным данным Всемирного банка, оцененное нами по странам выборки среднее значение индекса регулятивного контроля в развивающихся странах составило 5,8, а в развитых странах – 7,3. Среднее значение индекса корпоративной прозрачности в развивающихся странах оценено нами в 5,3, а в развитых странах – 6,2. Описательная статистика по переменным тестирования гипотез 3 и 4 приведена в таблице 8.

Таблица 8. Описательная статистика переменных, использованных в регрессии (4) для проверки гипотез 3 и 4

Переменные	Среднее значение	Медиана	25-й перцентиль	75-й перцентиль	Стандартное отклонение
$EBTP_{it+2}$	339	40	10	158	1 285
$EBTP_{it+1}$	355	41	10	161	1 341
$INTEREST_{it}$	6	7	6	8	1
$TRANSPARENCY_{it}$	6	5	5	7	2
$DLLP_{it}$	0	0	-7	4	209
$LLP_{it}$	93	7	1	43	324

Поскольку рассматриваемые институциональные факторы в значительной степени взаимосвязаны между собой, в рамках тестирования гипотезы 4 предполагается, что каждая прокси-переменная институциональных факторов включает в себя несколько элементов. Ожидаемое нами влияние описанных выше институциональных факторов на возможные значения манипуляций отчислениями в резервы на потери по ссудам представлено в таблице 9.

Таблица 9. Ожидаемое влияние институциональных факторов на уровень манипуляций с отчислениями в резервы на потери по ссудам

Прокси-переменная	Институциональный фактор	Влияние на завышение резервов
Индекс регулятивного контроля над уровнем конфликта интересов в компаниях	Защита интересов миноритарных акционеров	Отрицательное
	Уровень банковского надзора	Отрицательное
	Уровень банковского регулирования	Неоднозначно
Индекс корпоративной прозрачности	Уровень банковского надзора	Отрицательное
	Качество финансовой отчетности	Отрицательное

Таблица 10. Количественные оценки тестирования регрессионных моделей (5) и (6)

Переменные	Знак коэффициента		Значение коэффициента		Уровень статистической значимости по коэффициентам ( <i>p-value</i> )	
	DLLP	LLP	DLLP	LLP	DLLP	LLP
$EBTP_{it+2}$	+	+	0,003	0,08	0,11%	0,00%
$EBTP_{it+1}$	+	+	0,04	0,14	0,00%	0,00%
$INTEREST_{it}$	-	-	-12,1	-18,01	0,00%	0,00%
$TRANSPARENCY_{it}$	-	+	-0,46	16,89	83,21%	0,00%

	Модель (6) с DLLP	Модель (5) с LLP
R-квадрат	0,03	0,63
R-квадрат нормированный	0,03	0,63
F-статистика	22 (0.1%)	1 981 (0.0%)
Кол-во наблюдений	4 588	4 588

Полученные нами результаты по общей выборке подтверждают гипотезу 3 о положительной связи между текущими отчислениями в резервы на потери по ссудам и будущими доходами банка. Значения коэффициента в модели (5) при переменной скорректированной прибыли банка в следующие два квартала являются положительными и значимыми на 1%-ном уровне. Аналогичные результаты, но со слабой статистической значимостью, получены и по модели (6) для инструментальной переменной (DLLP). Значение нормированного коэффициента детерминации в регрессии (6) низко (0,03), и далее мы не комментируем полученные результаты модели (6). Тем не менее наше исследование позволяет утверждать, что банки, уверенные в своей способности генерировать прибыль в дальнейшем, более охотно увеличивают резервы и занижают текущую прибыль. Этот результат соответствует выводам по эмпирическим исследованиям на других выборках, в частности в работах [Ahmed et al., 1999; Elnahass et al., 2014; Beaver et al., 1997; Abdullah et al., 2015]. Следует отметить, что наш результат констатирует краткосрочную зависимость. На долгосрочном горизонте целью поддержания резервов становится сохранение возможности переживать периоды экономического спада. В результате взаимосвязь между будущей прибылью и отчислениями на более длительном временном горизонте, скорее всего, обратная, что связано с цикличностью финансового бизнеса. Анализ взаимосвязи на горизонте более одного года, проведенный [Ahmed et al., 1999], подтверждает это предположение. Но по техническим причинам репрезентативность и достоверность таких взаимосвязей, выявленных на длинном временном горизонте, является относительно низкой, на результаты оказывают влияние гораздо большее число различных факторов, доля шума сравнительно выше по сравнению с исследованиями на коротком горизонте в два квартала. В связи с этим в рамках данной работы взаимосвязь между отчислениями в резервы и будущей прибылью в среднесрочной и долгосрочной перспективе не рассматривались.

Гипотеза 4 о значимости институциональных факторов подтверждается частично. В регрессии общих отчислений в резервы на потери по ссудам (LLP) значение коэффициента при индексе защиты прав миноритарных акционеров значимо на 5%-ном уровне и отрицательно, что соответствует нашим ожиданиям. По развивающимся рынкам уровень манипуляций с отчислениями в резервы на потери по ссудам выше, институциональные отличия способны их объяснить. Коэффициент при индексе корпоративной прозрачности отрицателен и значим на 5%-ном уровне. Этот результат не согласуется с результатами исследования [Fonseca, Gonzalez, 2008]. Этот противоречивый результат нельзя объяснить наличием корреляции между индексом защиты миноритариев и корпоративной прозрачностью, корреляция между этими объясняющими переменными

составила по странам менее 10% на анализируемом отрезке времени. Таким образом, мы можем признать допустимость общего предположения о том, что институциональные факторы играют значимую роль в размере отчислений в резервы на потери по ссудам, а конкретные направления влияния требуют дополнительных исследований.

## Заключение

Исследование посвящено анализу детерминант рыночной стоимости банков и степени влияния традиционно диагностируемых по отчетности показателей кредитного риска. Как специфический показатель влияния рассматривается субъективный компонент отчислений в резервы по сомнительным долгам. В работе доказывается наличие такого компонента и его сигнальный эффект.

Эмпирические тесты по большой выборке банков (989) глобального рынка подтвердили, что рыночные оценки по банковскому сектору отлавливают различия в финансовой отчетности: положительно коррелируют с чистой прибылью и балансовой оценкой собственного капитала и негативно связаны с фиксируемыми в балансе показателями кредитного риска (просроченной задолженностью, величиной списаний и формируемыми резервами на плохие долги). Оригинальность нашего исследования заключается в подтверждении на послекризисном отрезке времени с 2011 по 2015 г. по широкой межстрановой выборке коммерческих банков (989 публичных банков с квартальной фиксацией отчетности) наличия статистически значимого субъективного компонента в отчислениях на резервы по потерям плохих долгов коммерческих банков. Субъективный компонент оказывает положительное влияние на рыночную стоимость банка.

Показано, что для публичных банков имеет место субъективное (манипулируемое) завышение резервов. Это завышение может рассматриваться менеджерами успешных банков как положительный сигнал рыночным инвесторам в ситуации асимметрии информации. Этот сигнал достаточно дорог для проблемных банков, но позволяет указать на последующий рост (в пределах двух кварталов) чистой прибыли для успешных. Существенных расхождений между результатами на выборках банков из развивающихся и развитых рынков выявлено не было, результаты тестирования выдвинутых в работе гипотез схожи для данных выборок. Тем не менее итоги исследования влияния институциональных факторов указывают на то, что на развивающихся рынках размер отчислений в резервы на потери по ссудам должен быть выше из-за сравнительно более низкого уровня внешнего контроля качества отчетности банков.

Наша работа формирует поле для дальнейших исследований, так как открытыми остались вопро-

сы восприятия инвесторами отчислений в резервы для выборки банков, которые находятся в тяжелом финансовом состоянии (аналогично исследованию [Beaver, et al., 1998]). Есть возможности для улучшения регрессионной модели (6), изучающей влияние институциональных факторов, в первую очередь за счет использования аналитических материалов других исследований, как это было реализовано в работе [Fonseca, Gonzalez, 2008]. Целесообразно было бы сопоставить уровень доверия инвесторов к экзогенным индикаторам кредитного риска (например, кредитным рейтингам) по сравнению с индикаторами финансовой отчетности (отчисления в резервы и другие статьи баланса).

## Список литературы

- Abdullah H., Bujang I., Ahmad I. (2015) Loan Loss Provisions and Earnings Management in Malaysian Banking Industry // *Global Journal of Business and Social Science Review*. Vol. 1. Iss. 1. P. 95–106.
- Ahmed A.S., Takeda C. and Thomas S. (1999) Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management and signaling effects // *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 28. Iss. 1. P. 1–25.
- Akerlof G.A. (1970) The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 84. Iss. 3. P. 488–500.
- Balla E. and Rose M.J. (2015) Loan loss provisions, accounting constraints, and bank ownership structure // *Journal of Economics and Business*. Vol. 78. P. 92–117.
- Basel Committee (2015) The interplay of accounting and regulation and its impact on bank behaviour: Literature review, Working Paper 28, Bank for International Settlements, Available at: <https://www.bis.org/bcbs/publ/wp28.pdf>.
- Beaver W.H., Engel E.E. (1996) Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices // *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 22. Iss. 1. P. 177–206.
- Beaver W., McAnally M., Stinson C. (1997) The Information Content of Earnings and Prices: A Simultaneous Equations Approach // *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 23. Iss. 1. P. 53–81.
- Bouvatier V., Lepetit L. (2008) Banks' procyclical behavior: Does provisioning matter? // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. Vol. 18. Iss. 5. P. 513–526.
- Bouvatier V., Lepetit L. (2012) Provisioning rules and bank lending: A theoretical model // *Journal of Financial Stability*. Vol. 8. Iss. 1. P. 25–31.
- Bouwman C.H. (2014) Managerial optimism and earnings smoothing // *Journal of Banking & Finance*. Vol. 41. P. 283–303.
- Bryce C., Dadoukis A., Hall M., Nguyen L., Simper, R. (2015) An analysis of loan loss provisioning behaviour in Vietnamese banking // *Finance Research Letters*. Vol. 14. P. 69–75.
- Elnahass M., Izzeldin M., Abdelsalam O. (2014) Loan loss provisions, bank valuations and discretion: A comparative study between conventional and Islamic banks // *Journal of Economic Behavior & Organization*. Vol. 103. P. 160–173.
- Farook S., Hassan M.K., Clinch G. (2014) Islamic bank incentives and discretionary loan loss provisions // *Pacific-Basin Finance Journal*. Vol. 28. P. 152–174.
- Fonseca A.R., González F. (2008) Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions // *Journal of Banking & Finance*. Vol. 32. Iss. 2. P. 217–228.
- Greenawalt M.B., Sinkey Jr. J.F. (1988) Bank loan-loss provisions and the income-smoothing hypothesis: an empirical analysis, 1976–1984 // *Journal of Financial Services Research*. Vol. 1. Iss. 4, P. 301–318
- Healy P.M., Palepu K.G. (2001) Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature // *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31. Iss. 1. P. 405–440.
- Huizinga H., Laeven L. (2012) Bank valuation and accounting discretion during a financial crisis // *Journal of Financial Economics*. Vol. 106. Iss. 3. P. 614–634.
- Jones J.S., Lee W.Y., Yeager T.J. (2012) Opaque banks, price discovery, and financial instability // *Journal of Financial Intermediation*. Vol. 21. Iss. 3. P. 383–408.
- Kanagaretnam K., Lobo G.J., Yang D.H. (2005) Determinants of signaling by banks through loan loss provisions // *Journal of Business Research*. Vol. 58. Iss. 3. P. 312–320.
- Kreps D.M., Wilson R. (1982) Reputation and imperfect information // *Journal of Economic Theory*. Vol. 27. Iss. 2. P. 253–279.
- Leventis S., Dimitropoulos P.E., Anandarajan A. (2011) Loan loss provisions, earnings management and capital management under IFRS: The case of EU commercial banks // *Journal of Financial Services Research*. Vol. 40. Iss. 1–2. P. 103–122.
- Moyer S. (1990) Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks // *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 13. P. 123–154.
- Spence M. (1973) Job market signaling // *The Quarterly Journal of Economics*/ Vol. 87. No. 3. P. 355–374.
- Wahlen J.M. (1994) The nature of information in commercial bank loan loss disclosures // *Accounting Review*. Vol. 69. Iss. 3. P. 455–478.
- Wall L., Koch T. (2000) Bank loan-loss accounting: A review of theoretical and empirical evidence // *Economic Review*. Vol. 85. Iss. 2. P. 1–19.

## References

- Abdullah H., Bujang I., Ahmad I. (2015) Loan Loss Provisions and Earnings Management in Malaysian Banking Industry. *Global Journal of Business and Social Science Review*, vol. 1, iss. 1, pp. 95–106.
- Ahmed A.S., Takeda C. and Thomas S. (1999) Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 28, iss. 1, pp. 1–25.
- Akerlof G.A. (1970) The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, iss. 3, pp. 488–500.
- Balla E., Rose M.J. (2015) Loan loss provisions, accounting constraints, and bank ownership structure. *Journal of Economics and Business*, vol. 78, pp. 92–117.
- Basel Committee (2015) The interplay of accounting and regulation and its impact on bank behaviour: Literature review, Working Paper 28, Bank for International Settlements, Available at: <https://www.bis.org/bcbs/publ/wp28.pdf>.
- Beaver W.H., Engel E.E. (1996) Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 22, iss. 1, pp. 177–206.
- Beaver W., McAnally M., Stinson C. (1997) The Information Content of Earnings and Prices: A Simultaneous Equations Approach. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 23, iss. 1, pp. 53–81.
- Bouvatier V., Lepetit L. (2008) Banks' procyclical behavior: Does provisioning matter?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 18, iss. 5, pp. 513–526.
- Bouvatier V., Lepetit L. (2012) Provisioning rules and bank lending: A theoretical model. *Journal of Financial Stability*, vol. 8, iss. 1, pp. 25–31.
- Bouwman C.H. (2014) Managerial optimism and earnings smoothing. *Journal of Banking & Finance*, vol. 41, pp. 283–303.
- Bryce C., Dadoukis A., Hall M., Nguyen L., Simper, R. (2015) An analysis of loan loss provisioning behaviour in Vietnamese banking. *Finance Research Letters*, vol. 14, pp. 69–75.
- Elnahass M., Izzeldin M., Abdelsalam O. (2014) Loan loss provisions, bank valuations and discretion: A comparative study between conventional and Islamic banks. *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 103, pp. 160–173.
- Farook S., Hassan M.K., Clinch G. (2014) Islamic bank incentives and discretionary loan loss provisions. *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 28, pp. 152–174.
- Fonseca A.R., González F. (2008) Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions. *Journal of Banking & Finance*, vol. 32, iss. 2, p. 217–228.
- Greenawalt M.B., Sinkey Jr. J.F. (1988) Bank loan-loss provisions and the income-smoothing hypothesis: an empirical analysis, 1976–1984. *Journal of Financial Services Research*, vol. 1, iss. 4, pp. 301–318.
- Healy P.M., Palepu K.G. (2001) Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, iss. 1, pp. 405–440.
- Huizinga H., Laeven L. (2012) Bank valuation and accounting discretion during a financial crisis. *Journal of Financial Economics*, vol. 106, iss. 3, pp. 614–634.
- Jones J.S., Lee W.Y., Yeager T.J. (2012) Opaque banks, price discovery, and financial instability. *Journal of Financial Intermediation*, vol. 21, iss. 3, pp. 383–408.
- Kanagaretnam K., Lobo G.J., Yang D.H. (2005) Determinants of signaling by banks through loan loss provisions. *Journal of Business Research*, vol. 58, iss. 3, pp. 312–320.
- Kreps D.M., Wilson R. (1982) Reputation and imperfect information. *Journal of Economic Theory*, vol. 27, iss. 2, pp. 253–279.
- Leventis S., Dimitropoulos P.E., Anandarajan A. (2011) Loan loss provisions, earnings management and capital management under IFRS: The case of EU commercial banks. *Journal of Financial Services Research*, vol. 40, iss. 1–2, pp. 103–122.
- Moyer S. (1990) Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 13, p. 123–154.
- Spence M. (1973) Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, no. 3, pp. 355–374.
- Wahlen J.M. (1994) The nature of information in commercial bank loan loss disclosures. *Accounting Review*, vol. 69, iss. 3, pp. 455–478.
- Wall L., Koch T. (2000) Bank loan-loss accounting: A review of theoretical and empirical evidence. *Economic Review*, vol. 85, iss. 2, pp. 1–19.

## Приложение

Таблица Приложения. Распределение количества банков в анализируемой выборке по странам

Восточная Европа и СНГ		Западная Европа		Азия		Африка	
59		133		240		38	
Россия	6	Кипр	3	Индонезия	25	Нигер	1
Украина	5	Дания	20	Болгария	4	Уганда	2
Сербия	3	Норвегия	22	Шри-Ланка	5	Зимбабве	3
Греция	3	Португалия	3	Танзания	3	Гана	4
Хорватия	5	Мальта	4	Индия	22	Южная Африка	5
Румыния	2	Германия	7	Тайвань	13	Кения	7
Литва	1	Швейцария	12	Вьетнам	9	Ботсвана	4
Словакия	3	Гренландия	1	Белиз	1	Намибия	1
Турция	14	Австрия	6	Филиппины	13	Маврикий	1
Казахстан	2	Великобритания	10	Бангладеш	24	Нигерия	9
Финляндия	2	Франция	18	Япония	56	Того	1
Польша	10	Италия	13	Малави	1		
Грузия	1	Нидерланды	1	Южная Корея	10		
Чехия	1	Испания	6	Таиланд	11		
Венгрия	1	Ирландия	2	Гонконг	6		
		Швеция	4	Малайзия	7		
		Бельгия	1	Австралия	6		
				Китай	21		
				Сингапур	3		
Ближний Восток		Северная Америка		Южная Америка			
70		389		60			
Пакистан	6	США	379	Бразилия	16		
Оман	7	Канада	10	Панама	1		
Палестина	4			Эквадор	2		
Иордания	6			Тринидад	3		
Египет	3			Ямайка	2		
Ливия	2			Мексика	4		
Кувейт	5			Барбадос	1		
Израиль	5			Бермуды	2		
ОАЭ	12			Колумбия	8		
Бахрейн	8			Чили	8		
Тунис	1			Венесуэлла	2		
Марокко	5			Аргентина	6		
Катар	3			Перу	5		
Саудовская Аравия	3						

# Modeling the Probability of Default in the Construction Sector: Factors of Corporate Governance

**Alexey I. Rybalka,**

expert Center for Macroeconomic Analysis and Short-Term Forecasting (CMASF):  
47, Nakhimovsky avenu, Moscow, 117186;

junior research fellow (Institute of Economic Forecasting, RAS):  
47, Nakhimovsky avenu, Moscow, Russian Federation, 117186;

graduate student, National Research University Higher School of Economics (NRU HSE):  
20, Myasnitskaya str., Moscow, 101000

E-mail: aleksrybalka@gmail.com

## Abstract

In this paper, we have estimated the probability for default in large construction companies in Russia using the classic method for this purpose – logistic regression. Our task incorporates testing corporate governance factors and analyzing the predictive power of the model with regularization (Lasso and Ridge). For the dependent variable, we tested four definitions of default and then compared them. The model was conducted on the basis of information from the SPARK, Rosstat and the Bank of Russia database for the period of 2007-2015 – the final sample, after eliminating the outlying observations, consists of 4761 construction companies. The added value of the corporate governance factors is verified on the basis of comparison of the ROC-curves (AUC) and the I and II errors. Seven hypotheses were formed, some of which were statistically significant, using an assessment based on both international and domestic experience dealing with the influence of corporate structure on the company's stability. In particular, everything else being equal, the default probability of the company will be lower if the CEO is also a co-owner; whereas the default probability of the company will be higher if the company is a subsidiary. Note also, that, in fact, companies with a small board of directors overcome financial distress better (with a negative return on assets) in the Russian construction business. There was no confirmation of the hypothesis that older companies are less likely to default. Confirmed hypotheses give a new perspective to look at with a comprehensive risk assessment of large construction companies in the country. According to our estimates, corporate governance factors really improved the predictive ability of the models, and regularization methods confirmed the stability of these models. Using cross-validation, the robustness of the coefficients of the final specification was confirmed. This result may be of interest to a greater extent for banks, commercial investors and partners-contractors.

**Keywords:** probability of default, corporate governance, logit model, regularization, construction industry, Russia.

**JEL:** C25, G32, G33, G34, G39, L74.

# Моделирование вероятности дефолта в строительном секторе: факторы корпоративного построения<sup>1</sup>

**Рыбалка Алексей Игоревич,**

эксперт Центра макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования (ЦМАКП):  
117186, Москва, Нахимовский пр., 47;

младший научный сотрудник ИНП РАН: 117186, Москва, Нахимовский пр., 47;

аспирант Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики»:  
101000, Москва, ул. Мясницкая, д. 20

E-mail: aleksrybalka@gmail.com

## Аннотация

В данной работе оценка вероятности дефолта крупных строительных компаний России осуществлялась на основе классического для этих целей метода – логистической регрессии. Главный вопрос исследования: улучшит ли прогнозную силу модели включение факторов корпоративного построения и последующая регуляризация модели (Lasso и Ridge)? В качестве зависимой переменной нами было опробовано четыре определения дефолта и проведено их сравнение. Моделирование производилось на основе информации базы данных СПАРК, Росстата и Банка России за период 2007–2015 гг. – анализируемая выборка после устранения выбросов включала 4761 строительную компанию. В целях разработки прогнозной модели и последующего тестирования ее предсказательной силы подготовленные годовые данные были разделены на две выборки: обучающую (2007–2013 гг.) и контрольную (2014–2015 гг.). Одним из параметров модели является годовой временной лаг, что соответствует рекомендациям Базельского комитета по банковскому надзору. Изменение прогнозного качества модели при последовательном включении факторов корпоративного построения проверяется на основе площади под ROC-кривыми (AUC) и ошибок I и II рода. На основе международного и отечественного опыта был сформирован ряд гипотез, некоторые из них получили свое статистическое подтверждение. В частности, при прочих равных вероятность дефолта строительной компании ниже, если ее генеральный директор является также совладельцем (имеет долю в уставном капитале). Если компания является дочерней (т.е. блокирующий пакет находится у юридического лица) – вероятность ее дефолта выше. С финансовыми трудностями (отрицательной рентабельностью активов по итогам года) в строительном бизнесе России лучше справляются небольшие по численности советы директоров. Не получила устойчивого подтверждения гипотеза о том, что чем дольше существует компания, тем меньше у нее вероятность дефолта. Результаты показывают, что учет корпоративного построения компании улучшает прогностическую способность модели, а методы регуляризации подтвердили их устойчивость. С помощью теста на переобучаемость (cross-validation) подтверждена робастность коэффициентов финальной спецификации. Результаты работы в большей степени могут представлять интерес для банков, коммерческих инвесторов и партнеров-подрядчиков.

**Ключевые слова:** вероятность дефолта, корпоративное управление, логистическая регрессия, регуляризация, строительный сектор, Россия.

**JEL:** C25, G32, G33, G34, G39, L74.

<sup>1</sup> Данный термин был предложен Я.Ш. Паппэ (ИНП РАН) в работе «Фундаментальные сдвиги в российском крупном бизнесе в 2000-е годы и прогресс в корпоративном управлении» (2012) в качестве более точного обозначения зарубежного термина «corporate governance».



## Вступление

Строительная отрасль без сомнений является одним из главных двигателей экономики, а по своей высокоинвестиционной природе – еще и явным индикатором возникающих в экономике кризисных событий. В России общее количество компаний данного рынка превышает отметку в 100 тыс. организаций. Для регулирования такого большого количества объектов нужен целый набор действенных и регулярно обновляемых инструментов. Подавляющее большинство участников рынка не являются открытыми акционерными обществами и, как следствие, не проходят регулярные внешние аудиты финансовой отчетности и не имеют оценки международных рейтинговых агентств, которые могли бы их охарактеризовать в качестве кредитных заемщиков.

Если говорить об отечественной системе отраслевого рейтингования строительной сферы, то ей придется еще пройти период методологического и правового становления, набрав достаточный репутационный капитал перед профессиональным сообществом. Качеством работы отраслевой системы саморегулирования, одной из целей которой должен являться надзор за деятельностью строительных компаний, кажется, не удовлетворены ни представители власти, ни представители профессионального сообщества. Очевидно, что в потоке деловых взаимодействий внутри отрасли наиболее заинтересованной в эффективной и регулярной оценке рисков компаний выступает банковская система. В соответствии с рекомендациями Базельского комитета по банковскому надзору, оценки должны производиться на основе внешних рейтинговых оценок международных рейтинговых агентств (слабость такого метода на конкретном рынке обсуждалась выше), а также на основе внутренних рейтингов, значение которых в связи с этим повышается. Таким образом, каждый банк имеет внутренние системы оценки рисков заемщиков, в в кредитном портфеле которых строительный сектор, как правило, занимает особое место и выделяется для отдельного исследования. Согласно японской философии кайдзен, эти системы, проходя итеративную процедуру тестирования, должны регулярно обновляться и дополняться.

В таких условиях, как и должно, повышенный интерес вызывают научные работы отечественных и зарубежных исследователей. Классическими подходами к оценке вероятности дефолта компаний можно отнести структурные модели вероятности дефолтов [Merton, 1974], модели сокращенных форм [CreditMonitor, 1999], модели на основе макроэкономических показателей [Valles, 2006], модели на основе показателей бухгалтерской и финансовой отчетности [Beaver, 1966; Ohlson, 1980; Altman, 2003], а также модели на основе данных рейтинговых агентств. Среди современных подходов можно отметить модели нейронных сетей, которые являются «черными ящиками», не позволяя определить явную причинно-следственную связь [Тотьмянина, 2011].

Спираль соответствующих исследований стремительно раскручивалась (и продолжает это делать): разрабатываются улучшенные методы оценок, апробируются ранее не учтенные объясняющие переменные макроэкономической и институциональной природы. Сформирован новейший и уже достаточно широкий пласт зарубежных исследований, посвященный тестированию значимости факторов корпоративного управления (в зарубежной литературе – «corporate governance»). Существует, пожалуй, три главных атрибута, на основе которых формируются гипотезы о влиянии факторов корпоративного построения на устойчивость компании к дефолтам: характеристики генерального директора, совета директоров, а также структура собственности. Так, например, в работе [Ashbaugh-Skaife et al., 2006] рассмотрено влияние корпоративного управления (corporate governance) на кредитный рейтинг компании. Вероятность смены генерального директора под влиянием плохих финансовых результатов компании или структуры совета директоров изучалась в работах [Fiordelisi et al., 2014] и [Bushman et al., 2010]. Влияние государственной собственности на стоимость заемного капитала для китайских компаний, котирующихся на фондовой бирже, проанализировано в работе [Shailer et al., 2015]. А общая гипотеза относительно необходимости включения факторов корпоративного построения для улучшения прогностических свойств моделей тестировалась, например, в исследованиях [Ciampi 2015; Liang et al., 2016].

Для оценки одной из главных составляющих кредитного риска – вероятности дефолта – вначале необходимо определиться с понятием «дефолт». В данном исследовании нами были протестированы в качестве зависимых переменных эконометрических моделей сразу четыре подхода к пониманию негативного события. Во-первых, такая задача представляет интерес сама по себе – можно провести сравнение каждого из подходов на основе их прогностической силы. Во-вторых, в случае если итоговые модели можно охарактеризовать значительным пересечением объясняющих переменных, можно будет косвенно подтвердить устойчивость выводов и моделей. В представленной работе были рассмотрены следующие четыре негативных события, обозначения которых для удобства дальнейшего анализа представлены в заголовке события:

- Merton: балансовая стоимость активов ниже балансовой стоимости всех обязательств (по аналогии с моделью [Merton, 1974]);
- KMV: точка дефолта, когда балансовая стоимость активов ниже суммы балансовой стоимости краткосрочных обязательств и половины балансовой стоимости долгосрочных обязательств (в соответствии с моделью CreditMonitor корпорации KMV, которая используется рейтинговым агентством Moody's) [Тотьмянина, 2011];

- Own\_cap: размер собственных средств ниже минимально допустимого уровня уставного капитала [Karminsky, Kostrov, 2014];
- Rev\_50: резкое снижение объемов производства (выручки от продаж), как минимум в два раза.

Строительный сектор экономики является высокоинвестиционной отраслью с длительным производственным циклом, что порождает естественную необходимость в разнообразных релевантных инструментах для принятия комплексных решений. Следовательно, из всего многообразия классов моделей должны быть выбраны такие, которые:

- во-первых, соответствуют поставленным целям экономического исследования;
- во-вторых, позволяют адекватно оценивать влияние широкого перечня объясняющих переменных на вероятность дефолта;
- в-третьих, дают возможность с точки зрения экономической науки интерпретировать полученные результаты.

В предшествовавших отечественных исследованиях анализ вероятности дефолта строительных организаций России проводился на основе данных публичных компаний, которые в силу объективных количественных причин, рассмотренных в работе Паппэ [Паппэ, 2012], пока не могут представлять объективный качественный срез отрасли.

Исходя из этого, в данной работе модель вероятности дефолта разрабатывается для крупного строительного бизнеса России, который необязательно является публичным, но его компании в своей массе как раз и представляют особенности строительной отрасли. Решение аналогичной задачи для компаний малого и среднего бизнеса может быть целью дальнейших исследований. При этом во внимание надо принимать тот факт, что в таких компаниях, в силу, возможно, менее развитой системы внутренних и внешних аудитов, может увеличиваться зашумленность финансовой отчетности.

Общеизвестно, что в современной российской истории исследователям приходится строить модели для довольно коротких временных рядов. В силу специфики сигнальных моделей в обучающей и контрольной выборке должны присутствовать негативные события, которые и необходимо распознать: дефолты – на микроуровне и кризисные периоды – на макроуровне.

В силу экономической турбулентности последних нескольких лет (2014–2016 гг.) в рамках данного исследования с учетом доступности финансовой отчетности компаний за 2007–2015 гг. оказалось возможно настроить сигнальную модель дефолтов компаний так, чтобы проверить, насколько хорошо она справляется с идентификацией предстоящих дефолтов в строительном секторе в кризисный период. Результаты исследования в большей степени могут представлять интерес для банков, коммерческих инвесторов,

в меньшей степени – для организаторов тендерных закупок, дольщиков и партнеров-подрядчиков.

## Подготовка данных

Информационная база исследования была сформирована на основе таких источников, как система профессионального анализа рынков и компаний (СПАРК), базы данных Федеральной службы государственной статистики и Банка России.

В соответствии с признанными подходами отечественных [Карминский, 2009; Фалько и др., 2013] и зарубежных [Altman, 2003; Beaver, 1966; Ohlson, 1980; Shumway, 2001] авторов к комплексной оценке рисков компании в ходе анализа использовался широкий перечень финансовых переменных, а также институциональные и макроэкономические показатели, которые, как правило, улучшают прогнозное качество моделей [Peresetsky et al., 2011].

Используя и расширяя опыт [Карминский, 2009] и системы «СПАРК-Интерфакс», в данной работе для структурной оценки компаний была предложена следующая классификация финансовых показателей: размер компании, рентабельность, ликвидность, деловая активность, финансовая устойчивость, долговая нагрузка и динамика развития (табл. 1).

Как показывает практика, при построении модели вероятности дефолтов компаний макроэкономические переменные могут быть в большой степени коррелированными между собой, поэтому зачастую достаточно включения единственной переменной из данной группы. Специфика строительной отрасли заключается в реализации инфраструктурных проектов преимущественно за счет заемных средств, поэтому с точки зрения ведения бизнеса для строительных компаний наиболее важным макроэкономическим показателем может являться ставка по кредитам. Исходя из этого, мы попробовали учесть макроэкономическую ситуацию в стране через призму изменения ставки рефинансирования регулятором (1 – ужесточение монетарной политики при повышении ставки, 0 – иначе).

Таблица 1. Дескриптивные статистики переменных (2007–2013 гг.)

Группа	Переменные	Описание переменной	Min.	Median	Mean	Max.
Зависимая переменная (левая часть регрессионного уравнения)	Merton	1 – если балансовая стоимость активов ниже балансовой стоимости всех обязательств, 0 – иначе	0	0	0,09	1
	KMV	1 – точка дефолта, если балансовая стоимость активов ниже суммы балансовой стоимости краткосрочных обязательств и половины балансовой стоимости долгосрочных обязательств, 0 – иначе	0	0	0,07	1
	Own_cap	1 – если размер собственных средств ниже минимально допустимого уровня уставного капитала, 0 – иначе	0	0	0,12	1
	Rev_50	1 – если произошло резкое снижение объемов производства (выручки от продаж), как минимум в два раза, 0 – иначе	0	0	0,09	1
Размер компании	Size	Ln (Активы – всего)	0	11,76	10,96	16,16
Рентабельность	ROA	Чистая прибыль / Активы – всего	-0,91	0,02	0,04	0,51
	NegativeROA	1 – если ROA отрицательный, и 0 – иначе	0	0	0,16	1
Ликвидность	Current_ratio	Текущая ликвидность = Оборотные активы / Краткосрочные обязательства	0,19	1,08	1,36	16,63
	Quick_ratio	Быстрая ликвидность = Оборотные активы – Запасы / Краткосрочные обязательства	0,08	0,82	0,98	13,41
	Net_working_capital	Оборотные активы – Краткосрочные обязательства / Активы – всего	-1,39	0,06	0,06	0,82
Деловая активность	Turn_assets	Оборачиваемость активов = Выручка / Активы – всего	0,01	1,42	1,61	9,96
	Capital_productivity	Фондоотдача = Выручка / Основные средства	0,07	14,02	123,9	14716,27
	Z_A	Кредиторская задолженность – Дебиторская задолженность / Активы – всего	-0,64	0,110	0,14	1,62
Финансовая устойчивость	Property_status	Основные средства / Активы – всего	0,01	0,100	0,15	0,72
	Capex	Прирост основных средств во времени	0,03	1,09	2,38	88,33
	Autonomy	Коэффициент автономии = Капитал и резервы / Активы	-1,26	0,15	0,21	0,95
	F_A	Внеоборотные активы / Активы – всего	0,01	0,19	0,25	0,86
	Distance_to_default	Величина уменьшения стоимости активов, при котором наступит банкротство (расстояние между активами и точкой дефолта в процентах)	0	0,22	0,26	0,95
Долговая нагрузка	ICR	Покрытие процентных выплат = Прибыль до налогообложения + Проценты к уплате / Проценты к уплате	-1039	3,83	175,26	11611,11
	ZB_A	Займы (краткосрочные) + Займы (долгосрочные) / Активы – всего	0	0,11	0,18	1,15
	St_debt_ratio	Краткосрочные обязательства / Активы – всего	0,04	0,73	0,69	2,31
	Lt_debt_ratio	Долгосрочные обязательства / Активы – всего	-0,01	0,02	0,10	1,05
	Debt_ratio	Обязательства – всего / Активы – всего	0,06	0,85	0,79	2,53

Группа	Переменные	Описание переменной	Min.	Median	Mean	Max.
Динамика развития	Sales_growth	Прирост выручки во времени	0,04	1,22	2,21	73,56
	Sales_d	1 – если прирост выручки отрицательный, и 0 – иначе	0	0	0,33	1
	CrisisROA	1 – если два года подряд ROA отрицательный, и 0 – иначе	0	0	0,067	1
Институциональные переменные	Moscow	1 – если компания зарегистрирована в Москве и Московской области, 0 – иначе	0	0	0,26	1
	Inostr	1 – если компания находится в иностранной собственности, 0 – иначе	0	0	0,08	1
	Tiker	1 – если компания представлена на бирже, 0 – иначе	0	0	0,08	1
	ООО	1 – если форма собственности компании ООО, 0 – иначе	0	0	0,46	1
	РАО	1 – если форма собственности компании ПАО, 0 – иначе	0	0	0,18	1
	АО	1 – если форма собственности компании АО, 0 – иначе	0	0	0,31	1
Макроэкономическая переменная	Monetary_policy	1 – если монетарная политика ужесточилась (ставка рефинансирования была повышена за год), 0 – иначе	0	0	0,47	1

Источник: Расчеты автора.

Для анализа дефолтных событий был выбран временной диапазон 2007–2015 гг. В целях разработки прогнозной модели и последующего тестирования ее предсказательной силы подготовленные годовые данные были разделены на две выборки: обучающую (2007–2013 гг.) и контрольную (2014–2015 гг.). Одним из параметров модели является годовой временной лаг, что соответствует рекомендациям Базельского комитета по банковскому надзору [Basel, 1999]. Этого времени должно быть достаточно для того, чтобы предпринять превентивные меры.

Меньший временной лаг порождает как минимум несколько проблем. По компаниям, которые не котируются на бирже, недоступны более оперативные финансовые отчеты, чем годовые. Как мы отмечали, именно такие компании как раз и составляют основу нашей исследовательской выборки. Конечно, в компаниях процесс ведения финансовой отчетности по-хорошему непрерывный, но зачастую даже квартальные данные являются прикидочными и могут содержать в себе много шума, который, так или иначе, вычищается как раз в ежегодной отчетности. Временной лаг больше чем год также не представляется эффективным. Очевидно, что финансовая отчетность на конкретную дату (конец года) лучше может прогнозировать ближайшие результаты компании. Исследовательская выборка была сформирована на основе соответствующего классификатора строительных компаний (ОКВЭД – 45), у которых хотя бы в один из годов в диапазоне 2007–2015 гг. выручка от продаж превышала 1 млрд рублей (выборка была очищена от компаний с пропусками в финансовой отчетности в таких статьях, как «Активы – всего» и «Чистая прибыль»). Весь подготовленный перечень объясняющих переменных был очищен от статистических выбросов (99,5% и 0,5%), которые, возможно, могли появиться из-за технических ошибок в ходе заполнения финансовой отчетности. Размер обучающих и контрольных выборок после подготовительного этапа оказался на приемлемом для проведения исследования уровне: доля компаний, столкнувшихся с негативным событием, не ниже 8% и 17% в обучающих и контрольных выборках соответственно (табл. 2).

Таблица 2. Размер обучающих и контрольных выборок

Событие (дефолт)	Обучающая выборка		Контрольная выборка	
	Всего компаний	Количество дефолтов	Всего компаний	Количество дефолтов
Merton	3386	338	1375	272
Point of default	3386	270	1375	235
Owned capital	3386	410	1375	293
Revenue	3386	304	1375	326

Источник: Расчеты автора.

## Факторы корпоративного построения

Классическим примером важности и фундаментальности факторов корпоративного управления считается «Дело Энрон» – крах крупной и некогда самой инновационной американской энергетической компании, обанкротившейся в 2001 г. из-за неэффективной системы внешнего и внутреннего контроля (неэффективного корпоративного управления), а также конфликта интересов (менеджеров-управленцев и интересов владельцев компании) [Jensen, 1986]. В результате от репутационных потерь также распалась аудиторская компания тогда еще «большой пятерки» Arthur Andersen, сотрудники которой были замешаны в покровительстве фальсифицированной отчетности. Как итог этих событий даже возник термин «энронинг», означающий систематическое сокрытие убытков путем модификации отчетности.

О проблемах системы корпоративного управления в русских компаниях и необходимости тщательного исследования данного вопроса не так давно в своей работе заявлял [Iwasaki, 2014]. Преимущественно термин «corporate governance» в зарубежной литературе изучается с точки зрения характеристик генерального директора, совета директоров, а также структуры собственности компании. На основе опыта зарубежных исследователей были сформированы гипотезы и соответствующие им прокси-показатели корпоративного построения (табл. 3).

*Гипотеза 1:* Если генеральный директор имеет долю в уставном капитале компании, т.е. является ее совладельцем (в зарубежной литературе термин CEO-duality), то вероятность дефолта компании ниже.

*Гипотеза 2:* В компаниях, в которых генеральный директор является совладельцем, а уставный капитал находится на минимально допустимом уровне, при увеличении размера совета директоров возрастает вероятность дефолта.

*Гипотеза 3:* С увеличением возраста компании снижается вероятность дефолта.

*Гипотеза 4:* Дочерние компании (более 50% у институционального владельца) подвержены большей вероятности дефолта, чем компании, управляемые частными владельцами.

*Гипотеза 5:* Численность совета директоров сама по себе незначима для вероятности банкротства, но если фирма «сложная», то при увеличении размера совета директоров снижается вероятность дефолта компании.

*Гипотеза 6:* В условиях слабых финансовых результатов компании (отрицательная рентабельность активов) лучше с трудностями справляются небольшие и, возможно, более сплоченные по этой причине советы директоров (совладельцы).

*Гипотеза 7:* Включение факторов корпоративного построения в модели вероятности дефолта, разработанные только на основе финансово-экономических показателей, улучшает их предсказательную способность.

Целый ряд работ в контексте анализа факторов корпоративного управления связан с изучением причин смены генерального директора решением совета директоров в связи с недостаточно эффективной деятельностью предприятия, отраженной в слабых финансовых результатах [You, Du, 2012; Fiordelisi, 2014; Солнцев, Пентюк, 2016]. Изучение корпоративных особенностей и изменения структуры собственности на российском рынке обрабатывающей промышленности проведено, например, в работах [Долгопятова, 2012; Долгопятова, 2016]. Изучение данных работ среди прочих помогло сформировать список объясняющих переменных группы корпоративного построения. Однако, как отмечалось ранее, задача данного исследования иная. Она заключалась не в оценке вероятности смены генерального директора, а в оценке влияния указанных факторов на вероятность разного рода дефолтов компании.

В соответствующей литературе встречается два противоположных подхода к ситуации, когда генеральный директор также имеет долю в уставном капитале компании и является ее совладельцем (так называемое совмещение, в зарубежной литературе CEO-duality). Один лагерь утверждает, что данный факт может восприниматься рынком, как наделение такого генерального директора неограниченными полномочиями, что указывает на плохую практику корпоративного управления [Shailer, Wang, 2015; Bliss, Gul, 2012; Daily, Dalton, 1994; Elloumi, Gueyie, 2001]). Отмечается, что в связи с этим даже может снижаться кредитный рейтинг [Ashbaugh-Skaife, et al., 2006]. С другой же стороны утверждается, что в случае совмещения отсутствует проблема конфликта интересов между генеральным директором, вознаграждение которого зачастую напрямую зависит от конкретных финансовых показателей, и владельцами, представляющими интересы компании. Также отмечается, что связь имиджа генерального директора и компании, что в случае совмещения влечет за собой больше стимулов избежать дефолтов [Ciampi, 2015]. Еще одним аргументом, превышающим агентские проблемы, является тот факт, что единый руководящий голос позволяет быстрее реагировать на изменяющиеся условия и не тратить время на ненужные колебания, которые могут дорого стоить компании [Finkelstein, D'Aveni, 1994]. В работе [Dowell et al., 2011] была установлена положительная связь между совмещением и вероятностью выживания компании в случае молодых компаний, сталкивающихся с финансовыми проблемами. Тестирование этих идей для российского строительного сектора проводилось на основе гипотезы 1.

Уставный капитал составляет имущественную базу юридического лица и гарантирует интересы кредиторов. Минимально допустимый размер уставного капитала для ООО и АО определен на уровне 10 тыс. рублей, а для ПАО – 100 тыс. рублей [Федеральный закон № 14-ФЗ, 1998] и [Федеральный закон № 208-ФЗ, 1995]. И если он формируется на минимальном уровне особенно при большом количестве участников-совладельцев, то возникают вопросы о серьезности их намерений и заинтересованности в развитии данной компании. Данная идея сформирована в гипотезе 2.

Еще одной идеей, по которой не достигнуто единство мнений, считается возраст компании. Правда ли, что более «старые» компании благодаря возможности продемонстрировать хорошую кредитную историю получают лучшие условия по стоимости заемных средств? Или же важнее то, что зачастую «старые компании» отличаются инерционным развитием и сложностью оперативного приспособления к изменениям рыночных условий, что ведет к снижению производительности [Loderer, Waelchli, 2010]? Суть данной идеи сформирована в виде гипотезы 3.

Интересным вопросом также считается характеристика структуры собственности компании. Такие ее компоненты, как генеральный директор и совет директоров, были в большей степени охвачены выше. Но какие качественные выводы можно сделать, если блокирующий пакет (более 50%) уставного капитала принадлежит другой компании – институциональному владельцу [Morellec, 2012]? Ведь, с одной

стороны, если основной владелец сам генерирует прибыль и имеет долю на рынке, то он может быть хорошим гарантом. Тем не менее слабость данной позиции состоит как раз в зависимости и негибкости дочерних компаний из-за их вероятной второстепенности, предусмотренной по умолчанию. Более того, самой целью создания дочерней компании может быть перенос на нее негативных событий основной компании посредством модификации бухгалтерской и финансовой отчетности. Изучение этих вопросов легло в основу гипотезы 4.

В число главных функций совета директоров входят надзор за действиями управляющих менеджеров (генеральным директором), мониторинг финансовой отчетности, обеспечение необходимыми экспертными знаниями в ходе определения стратегических решений [Weisbach, 1988]. Довольно часто в зарубежной литературе можно встретить утверждения о статистической незначимости влияния размера совета директоров на деятельность компании. Такая гипотеза получила подтверждение в работах [Adams, Ferreira, 2009] и [Darrat, Gray, 2016]. Но авторы пошли несколько дальше и сформировали более замысловатую гипотезу, где численность совета директоров важна только в сложно выстроенных компаниях. Сформированная гипотеза получила статистическое подтверждение и в нашем исследовании будет протестирована под номером 5. В нашей модификации этой идеи, чем больше количество сотрудников и бизнес-направлений в компании (в соответствии с ОКВЭД), тем она сложнее.

Таблица 3. Deskриптивные статистики факторов корпоративного построения.

Переменные	Описание	Min.	Median	Mean	Max.
Min_capital	1 – если у компании минимально допустимый размер уставного капитала, 0 – иначе	0	0	0,27	1
Business_diver	Количество экономических деятельностей на двухцифровом уровне (ОКВЭД)	1	7	7,95	25
Board_size	Количество совладельцев	1	1	1,996	11
Board_size_d	1 – если у компании один владелец, иначе – 0	0	1	0,63	1
CEO_duality	1 – если генеральный директор является совладельцем компании (имеет долю в уставном капитале)	0	0	0,20	1
CEO_shareholding	Доля генерального директора в уставном капитале, %	0	0	11,99	100
CEO_block_holding	1 – если генеральный директор имеет блокирующий пакет в уставном капитале (> 50%), 0 – иначе	0	0	0,11	1
Ownership_concentration_CEO	Доля акций крупнейшего акционера (не генеральный директор), %	0	33	41,65	100
Own_nature	1 – если государственная собственность, 0 – иначе	0	0	0,12	1
Empl	Количество сотрудников	10	500	1540	5000
Inst_block_holding	1 – если институциональный владелец имеет блокирующий пакет в уставном капитале (> 50%), т.е. компания является дочерней, 0 – иначе	0	0	0,12	1
Age	Возраст компании, лет	0	12	11,8	23
Board_independence	Доля владельцев в УК без генерального директора, %	0	100	88,01	100

Complex_I	1 – если (произведение кол-ва бизнес-направлений и кол-ва сотрудников), выше или равно, чем среднее по отрасли, то фирма сложная, иначе – 0	0	0	0,23	1
Complex_I_Board_size	Произведение количества бизнес-направлений и количества сотрудников, тестировался и логарифм данного показателя	0	0	0,46	11

Источник: Расчеты автора.

## Методология исследования

Существует целый ряд классификаций моделей, используемых для прогнозирования финансовой несостоятельности заемщиков. Широкое применение получили модели на основе показателей бухгалтерской и финансовой отчетности, включающие в себя модели однопеременного дискриминантного анализа [Beaver, 1966], модели множественного дискриминантного анализа [Altman, 1968], модели бинарного выбора [Ohlson, 1980]. Свое заметное место в литературе занимают также модели на основе макроэкономических переменных, модели на основе данных рейтинговых агентств [Карминский, Пересецкий, 2007], а также модели нейронных сетей [Тотьмянина, 2011] и [Григорьева, 2013].

Развитие моделей включало в себя также комбинацию подходов, так, например, макроэкономические переменные зачастую улучшают качество построенных моделей раннего оповещения дефолтов [Peresetsky et al., 2011]. Каждая из перечисленных выше моделей имеет свои достоинства и недостатки [Григорьева, 2013]. В рамках данного исследования ключевыми характеристиками для нас была возможность оценки вероятности дефолтов в четко определенном диапазоне [0%;100%], а также возможность тестирования и последующей качественной экономической интерпретации широкого перечня разнообразных объясняющих переменных не только финансово-экономического, но и корпоративного характера. Например, этим требованиям не соответствует дискриминантный анализ (модель Альтмана и Бивера) из-за того, что он позволяет лишь разделить анализируемые компании на два класса, а также не включает в себя макроэкономические и другие переменные. В свою очередь модели, основанные только на макроэкономических показателях, плохо предсказывают вероятность дефолта конкретных компаний, так как не учитывают их индивидуальные характеристики. Нейронные сети по своей сути являются «черными ящиками», которые не дают четкого представления о природе, полученных зависимостей [Григорьева, 2013]. Учитывая отраслевую структуру, которая указывает на весьма малую долю публичных компаний, систематически опираться на рейтинговые оценки международных и отечественных рейтинговых агентств на данный момент не представляется возможным, здесь система рейтингования находится на этапе становления.

В связи с этими соображениями в рамках решения поставленных задач данного исследования нами

используется logit-модель, преимуществами которой является возможность оценки вероятности дефолта, учет влияния различных факторов на возникновение банкротства, структурный характер, легкость экономической интерпретации, а также универсальность в последующем использовании настроенной модели. Стоит отметить, что данный класс моделей отличает возможная зависимость полученных результатов от выборки, поэтому по итогам построения модели будет дополнительно протестирована устойчивость знаков и значимости полученных коэффициентов. Модели бинарного выбора для оценки вероятности дефолта предполагают настройку по методу максимального правдоподобия. Сначала выделяются основные показатели, влияющие на финансовую состоятельность, а далее оценивается степень и значимость их влияния. Функциональная зависимость logit-модели представляется следующим образом [Ohlson, 1980]:

$$P\{y = 1 | x\} = f(z), \quad (1)$$

где  $z = \theta^T x = \theta_1 x_1 + \dots + \theta_n x_n$ ,  $x$  и  $\theta$  – вектор-столбцы значений независимых переменных  $x_1, \dots, x_n$  и параметров (коэффициентов регрессии) – вещественных чисел  $\theta_1, \dots, \theta_n$ , соответственно, а  $f(z)$  – так называемая логистическая функция:

$$f(z) = \frac{1}{1 + e^{-z}}. \quad (2)$$

Probit-модель в свою очередь отличается функцией стандартного нормального распределения. Подробнее с характеристиками logit-модели можно ознакомиться, например, в книге [Магнус и др., 2004].

В ходе реализации логистической регрессии можно столкнуться с двумя основными проблемами: сильная чувствительность к мультиколлинеарности переменных и эффект переобучения, когда для модели характерна слабая прогностическая способность при прогнозе «out-of-sample». В качестве индикатора для идентификации первого препятствия будет использоваться индикатор VIF, а второго препятствия – тест на переобучаемость, реализованный в R. Снизить влияние указанных проблем или косвенно подтвердить их отсутствие могут два распространенных вида регуляризации логистической регрессии: ridge и lasso. Помимо этого, лассо-регуляризация может также обеспечить решение проблемы выбора объясняющих переменных.

Итак, когда цель анализа заключается в нахождении предикторов, определяющих значения зависимой переменной, важным этапом анализа исследова-

тельских данных является распознавание проблемы мультиколлинеарности. Ее наличие приводит к неустойчивости оценок параметров статистической модели, что выражается, в частности, в повышенной дисперсии этих оценок. Для выявления мультиколлинеарности часто используется коэффициент увеличения дисперсии VIF (variance inflation factor):

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2}, \quad (3)$$

где  $R_i^2$  – это коэффициент детерминации регрессионного уравнения, в котором в левой части находится  $X_i$ , а все другие объясняющие переменные находятся в правой части уравнения.

Предикторы, у которых VIF оказывается слишком большим, поочередно исключаются из модели. Так, если  $VIF > 10$ , то присутствует выраженная мультиколлинеарность, если  $VIF = 5-10$ , то присутствует мультиколлинеарность, а если  $VIF = 1-5$ , то нет мультиколлинеарности [Zuur et al., 2010].

Как отмечалось выше, logit-модель также может характеризоваться сильной зависимостью от обучающей выборки. Поэтому, чтобы либо быть уверенным в высокой степени универсальности предложенной финальной модели, либо скорректировать ее, нами был реализован алгоритм в R. Суть метода заключается в итеративной оценке коэффициентов финальной спецификации модели, где на каждом из 1000 шагов коэффициенты оценивались в условиях случайного формирования выборки – 80% наблюдений из первоначальной обучающей выборки. Далее анализировались устойчивость знаков и значимости полученных коэффициентов. Логика интерпретации результатов метода применялась следующая: если, например, коэффициент при рентабельности активов (ROA) 1000 раз оказался отрицательным и 970 раз был значимым, то можно считать, что он достаточно устойчив.

Обобщающую способность модели улучшает регуляризация, при которой к условию добавляется некоторая дополнительная информация с целью решить некорректно поставленную задачу или избежать переобучения. Суть переобучения (overfitting) заключается в получении весовых значений, крайне точно подходящих к обучающим данным, но обладающих слабой точностью прогноза на новых данных. Это означает, что шум или случайные колебания в обучающих данных могли быть распознаны как некие особенности модели. Проблема в том, что эти особенности зачастую не распространяются на новые данные и могут негативно повлиять на способность модели к обобщению. Очевидно, чтобы избежать явления переобучения, необходимым, но недостаточным условием являются не пересекающиеся множества обучающей и контрольной выборки. Проблема переобучения в большинстве случаев проявляется в том, что в получающихся моделях слишком большие коэффициенты. Соответственно, и бороться с этим

можно вполне простым способом: добавить в целевую функцию штраф, который бы наказывал модель за слишком большие коэффициенты. Оба метода регуляризации (ridge и lasso) достаточно успешно решают проблемы мультиколлинеарности и переобучения, уменьшая при этом разброс коэффициентов. Ridge-регрессия использует все признаки, стараясь выжать максимум из всей имеющейся информации [Тихонов, 1965]. С помощью же lasso-регрессии попутно может решаться проблема отбора переменных, что предпочтительнее, когда среди признаков имеются шумовые, или измерения признаков связаны с серьезными издержками [Tibshirani, 1996].

Итак, регуляризация заключается в том, что вектор параметров  $\theta$  рассматривается как случайный вектор с некоторой заданной априорной плотностью распределения  $p(\theta)$ . При этом для обучения модели вместо метода наибольшего правдоподобия используется метод максимизации апостериорной оценки – находятся параметры  $\theta$ , максимизирующие следующую величину:

$$\prod_{i=1}^m P\{y^{(i)}|x^{(i)}, \theta\} * p(\theta). \quad (4)$$

В качестве априорного распределения часто выступает многомерное нормальное распределение  $N(0, \sigma^2 I)$  с нулевым средним и матрицей ковариации  $\sigma^2 I$ , соответствующее априорному убеждению о том, что все коэффициенты регрессии должны быть небольшими числами, совсем хорошо – многие малозначимые коэффициенты должны обернуться в ноль. Подставив плотность этого априорного распределения в формулу выше и прологарифмировав, получим следующую оптимизационную задачу:

$$Ridge_{L_2} = \sum_{i=1}^m \log P\{y^{(i)}|x^{(i)}, \theta\} - \lambda \|\theta\|^2 \rightarrow \max, \quad (5)$$

где  $\lambda = const / \sigma^2$  – параметр регуляризации. Этот метод известен как L2-регуляризатор, так как в целевую функцию входит L2-норма вектора параметров для регуляризации. Если вместо L2-нормы использовать L1-норму, что равносильно использованию распределения Лапласа, как априорного, вместо нормального, то получится другой распространенный вариант метода – L1-регуляризатор:

$$Lasso_{L_1} = \sum_{i=1}^m \log P\{y^{(i)}|x^{(i)}, \theta\} - \lambda \|\theta\|_1 \rightarrow \max. \quad (6)$$

Зачастую в процессе кросс-валидации определяется два значения параметра регуляризации  $\lambda$ : минимальная ошибка и одно стандартное отклонение от уровня минимальной ошибки. Выбор одного из значений, как правило, можно осуществлять на основе сравнения прогнозной силы соответствующих моделей с одним и другим параметром  $\lambda$ .

Отметим, что в качестве зависимой переменной модели использовалось одно из заранее определенных дефолтных событий, которое с лагом в один год объяснялось финансовыми, институциональными,



макроэкономическими и корпоративными параметрами. В такой постановке задачи отсутствует проблема эндогенности, в силу того что левая и правая части уравнения определяются одновременно и в правой части уравнения нет «лагированной» зависимой переменной.

В силу того что дальнейшее применение модели подразумевается на вновь поступающих данных, прогнозные качество модели с бинарным классификатором надежнее всего квалифицировать на контрольной выборке (out-of-sample) по размеру ошибок I («пропуск цели») и II («ложная тревога») рода, чувствительности и специфичности. Если прогнозная вероятность дефолта компании превышает выбранный порог (точку отсечения), то это модель подает сигнал о дефолте компании в течение следующего года. Выбор же точки отсечения – это отдельная оптимизационная задача.

Различают несколько наиболее часто используемых подходов к решению данной задачи: минимизация ошибки «пропуска события», что может быть наибо-

лее актуально для регулятора, баланс между специфичностью и чувствительностью модели, а также минимизация среднего арифметического значения ошибок I и II рода. В рамках данного исследования было принято решение остановиться на последнем варианте. Реализация процедуры была осуществлена в  $R$ : организован цикл, в котором с шагом 0,0001 на отрезке  $[0;1]$  менялся порог и фиксировалось соответствующее ему среднее арифметическое значение ошибок I и II рода. Далее определили порог, при котором достигли соответствующего минимума. Для определения чувствительности и специфичности модели необходимо ввести еще несколько понятий: TN (True negative) – устойчивые компании идентифицированы как устойчивые; FP (False positive) – устойчивые компании неправильно идентифицированы как проблемные (ошибка II рода); FN (False negative) – проблемные компании неправильно идентифицированы как устойчивые (ошибка I рода); TP (True positive) – проблемные компании правильно идентифицированы как проблемные (табл. 4).

**Таблица 4.** Показатели, характеризующие прогнозные качество сигнальной модели

Модель	Фактическая ситуация	
	Произошел дефолт	Нет дефолта
Сигнал о дефолте	TP	FP (ложная тревога, ошибка II рода)
Нет сигнала	FN (пропуск цели, ошибка I рода)	TN

Источник: [Kaminsky, Reinhart, 1999].

Чувствительность – правильно предсказанные дефолты в общем количестве дефолтов в контрольной выборке. Специфичность – правильно предсказанные «здоровые» компании в общем количестве «здоровых» компаний в контрольной выборке.

Наглядность качества модели в работе обеспечивается с помощью площади под ROC-кривыми (Area Under ROC-Curve). Особенность данных кривых заключается в построении взаимосвязи между TP и FP при всех возможных точках отсечения. Следовательно, чем ближе к верхнему левому углу расположена ROC-кривая и чем больше значение AUC, тем лучше прогнозные качество модели (табл. 5).

**Таблица 5.** Градация значений AUC

AUC	Качество модели
0,8 и более	Отличное
0,6–0,8	Хорошее
> 0,5– 0,6	Среднее
= 0,5	Прогноз «Монетка»
0,2–0,5	Низкое
0,2 и менее	Неудовлетворительное

Источник: [Помазанов, Петров, 2008].

## Оценка моделей

Разработка моделей вероятности для каждого из четырех определений дефолта проводилась в несколько этапов. Сначала разрабатывались базовые модели на основе только финансовых результатов компании, выбор лучших спецификаций проводился на основе площади под ROC-кривыми и минимизации среднего арифметического значения ошибок I и II рода. Отбор финансовых переменных производился на основе интерпретации парных регрессий (см. табл. 6). Напомним, что все подготовленные для анализа финансовые переменные были разбиты на семь групп. Внутри каждой группы среди значимых и экономически интерпретируемых переменных для включения в модель выбирался показатель с наибольшим значением AUC. Таким образом, в модель включались семь переменных (по количеству групп), если же какой-то из показателей оказывался незначим в базовой спецификации, то производилась его замена на ближайший по прогнозной силе показатель из соответствующей группы. В результате данного алгоритма удалось добиться того, чтобы модель состояла только из статистически значимых и экономически интерпретируемых финансовых переменных.

Таблица 6. Парные регрессии для финансовых переменных

Группа	Показатель	Merton		KMV		Own_cap		Rev_50	
		AUC	Значимость	AUC	Значимость	AUC	Значимость	AUC	Значимость
Размер компании	Size	0,85	***	0,85	***	0,83	***	0,63	***
Рентабельность	ROA	0,82	***	0,82	***	0,82	***	0,63	***
	NegativeROA	0,77	***	0,78	***	0,78	***	0,60	***
Ликвидность	Current ratio	0,78	***	0,83	***	0,77	***	0,59	
	Quick ratio	0,72	***	0,77	***	0,72	***	0,45	
	Net_working_capital	0,78	***	0,83	***	0,78	***	0,57	**
Деловая активность	Turn_assets	0,59	***	0,56	*	0,59	***	0,46	
	Capital_productivity	0,46	*	0,46		0,44		0,54	*
	Z_A	0,68	***	0,73	***	0,68	***	0,53	
Финансовая устойчивость	Property status	0,52	***	0,52	***	0,50	*	0,58	**
	Capex	0,65		0,66		0,65		0,65	
	Autonomy	0,88	***	0,87	***	0,85	***	0,64	***
	F_A	0,44		0,45	***	0,57		0,55	
	Distance to default	0,85	***	0,88	***	0,82	***	0,64	***
Долговая нагрузка	ICR	0,81	***	0,80	***	0,82	**	0,33	
	ZB_A	0,63	***	0,59	***	0,62	***	0,54	***
	St_debt_ratio	0,80	***	0,85	***	0,78	***	0,63	**
	Lt_debt_ratio	0,55	***	0,49		0,53	***	0,48	***
	Debt_ratio	0,89	***	0,88	***	0,86	***	0,64	***
Динамика развития	Sales_growth	0,63		0,65		0,63		0,40	
	Sales_d	0,59	**	0,61	***	0,59	***	0,56	***
	CrisisROA	0,66	***	0,66	***	0,66	***	0,54	***

Примечание: \* – значимость на уровне 10%; \*\* – значимость на уровне 5%; \*\*\* – значимость на уровне 1%.

Далее в модель были последовательно включены оказавшиеся значимыми институциональные и макроэкономические переменные. Высоким прогнозным качеством ( $AUC > 0,85$ ) при весьма умеренном значении среднего арифметического ошибок I и II рода (16–18%) обладают базовые спецификации с такими объясняемыми переменными, как Merton, KMV и Own cap (табл. 7). Заметим, что эти спецификации получились довольно схожими по набору предикторов, которые экономически интерпретируемы в соответствии с нашими ожиданиями. Особенностью отметилась модель с зависимой переменной Own cap, в которой, в отличие от других, оказался статистически значим фактор из группы деловой активности, а также фиктивная переменная для публичного акционерного общества. Если же в компании второй год подряд отрицательная рентабельность активов, то, при прочих равных, это увеличивает вероятность дефолта. Что касается макроэкономической составляющей, то ужесточение монетарной политики по итогам года (повышение ставки рефинансирования) устойчиво для всех моделей сказывается на увеличении вероятности дефолта. В свою очередь ввиду низкой прогнозной способности ( $AUC = 0,65$ ) и сравнительно высокого значения среднего арифметического ошибок I и II рода (28,6%) из дальнейшего рассмотрения нами была исключена модель, где в качестве объясняемой переменной выступает резкое снижение объемов производства (сокращение выручки от продаж как минимум в два раза). Наилучшим прогнозным качеством обладают модели со схожими по своей природе зависимыми переменными – Merton и KMV.

Таблица 7. Базовые спецификации logit-модели

Переменные	Merton	KMV	Own_cap	Rev_50
Size	-0,203*** (0,022)	-0,194*** (0,022)	-0,221*** (0,019)	-0,063*** (0,018)
ROA	-4,138*** (1,171)	-4,652*** (1,152)	-6,886*** (0,989)	-2,539*** (0,605)
Quick_ratio	-0,478** (0,196)	-0,619** (0,290)		
Net_working_capital			-0,941*** (0,304)	
Turn_assets			-0,193*** (0,066)	
Property_status				-1,233*** (0,473)
Autonomy	-4,457*** (0,832)	-2,011** (0,836)	-1,104** (0,493)	
ZB_A	1,003*** (0,348)			
St_debt_ratio		2,111*** (0,547)		-0,648** (0,272)
CrisisROA	0,927*** (0,244)	0,799*** (0,243)	0,824*** (0,215)	
PAO			0,523*** (0,174)	
Monetary_policy	0,442*** (0,157)	0,601*** (0,174)	0,413*** (0,136)	0,884*** (0,129)
Constant	-0,161 (0,244)	-2,328*** (0,628)	0,180 (0,227)	-1,474*** (0,341)
Observations	3386	3386	3386	3386
Default	338	270	410	304
AUC	0,886	0,885	0,859	0,650
Ошибка II рода «ложная тревога»	0,039	0,044	0,079	0,076
Ошибка I рода «пропуск цели»	0,323	0,280	0,283	0,496
Average error	0,181	0,162	0,181	0,286
Чувствительность	0,676	0,719	0,717	0,503
Специфичность	0,960	0,955	0,921	0,923
Порог отсеечения*	0,1804	0,1595	0,1582	0,1543

Примечание: \* – значимость на уровне 10%; \*\* – значимость на уровне 5%; \*\*\* – значимость на уровне 1%; в скобках – стандартные ошибки.

## Основные результаты

Определив три базовые спецификации моделей, далее мы протестировали для них сформированные ранее гипотезы о влиянии корпоративных переменных на прогнозное качество моделей данного класса. Ранее отмечалось, что в ходе разработки логистических регрессий можно столкнуться с проблемами мультиколлинеарности и переобучения. Для идентификации первой в ходе разработки моделей при отборе переменных мы руководствовались анализом значений коэффициента увеличения дисперсии (VIF). Напомним, что коэффициент VIF, равный не более 3, свидетельствует о допустимом уровне связи между предикторами модели. В соответствии с этим критерием итоговые спецификации моделей лишены проблемы мультиколлинеарности (табл. 9).

Что касается проблемы переобучения итоговых logit-моделей, то проведенный тест для ее обнаружения показал, что знаки переменных оказались достаточно устойчивыми: во всех трех случаях знаки независимых факторов сохранялись на каждом из тысячи шагов итерационного процесса построения модели на данных немного усеченной выборки (80% исходной обучающей выборки). Исключение составил лишь знак константы в модели Merton, что не является существенным в силу того, что константа в ходе итерационной процедуры ни разу не оказалась статистически значимой на 10%-ном уровне. Реализованный тест также указал на высокую стабильность статистической значимости объясняющих переменных. Так, только два фактора (Board\_size\_NegativeROA в модели Merton и Inst\_block\_holding в модели KMV) в ходе итерационной процедуры оказались статистически значимыми на 10%-ном уровне менее чем в 95% случаев.

В итоговых спецификациях моделей знаки финансово-экономических предикторов оказались ожидаемыми и устойчивыми. Отрицательной корреляцией с вероятностью дефолтов отметились размер чистых активов компании, рентабельность активов (ROA), коэффициент автономии и показатели группы ликвидности, а в случае с моделью Own\_cap – еще и оборачиваемость капитала. Интерпретация предельных эффектов ожидаемо указала, что наиболее значимыми объясняющими переменными являются рентабельность активов и коэффициент автономии (табл. 8). Положительной же корреляцией с вероятностью дефолтов отмечается двухлетняя отрицательная динамика рентабельности активов (CrisisROA), ужесточение монетарной политики, а в случаях с моделями Merton и KMV – еще и величина заемных средств. При прочих равных, например, в модели Merton увеличение рентабельности активов на 1% приведет к снижению вероятности такого вида дефолта на 10,8%. Интересно, что повышение ставки рефинансирования на 1% по итогам года приводит к увеличению вероятности дефолта крупных строительных компаний как минимум на 1,2% (табл. 8).

Таблица 8. Устойчивость итоговых logit-моделей и предельные эффекты

Переменные модели	Merton logit FINAL				KMV logit FINAL				Own_cap logit FINAL			
	mfx	VIF	знак	знач.	mfx	VIF	знак	знач.	mfx	VIF	знак	знач.
Size	-0,005	1,68	(-)	1000	-0,004	1,86	(-)	1000	-0,011	1,68	(-)	1000
ROA	-0,108	1,38	(-)	1000	-0,081	1,44	(-)	1000	-0,353	1,35	(-)	1000
Quick_ratio	-0,014	1,08	(-)	1000	-0,013	1,17	(-)	996				
Net_working_capital									-0,051	1,21	(-)	1000
Turn_assets									-0,011	1,06	(-)	1000
Autonomy	-0,125	1,72	(-)	1000	-0,042	2,14	(-)	996	-0,058	1,77	(-)	992
ZB_A	0,026	1,10	(+)	999								
Short_debt_ratio					0,042	1,47	(+)	1000				
CrisisROA	0,031	1,30	(+)	1000	0,017	1,32	(+)	993	0,044	1,31	(+)	1000

Переменные модели	Merton logit FINAL				KMV logit FINAL				Own_cap logit FINAL			
	mfx	VIF	знак	знач.	mfx	VIF	знак	знач.	mfx	VIF	знак	знач.
PAO									0,044	1,23	(+)	1000
Monetary_policy	0,012	1,01	(+)	1000	0,012	1,01	(+)	1000	0,025	1,04	(+)	1000
CEO_duality	-0,019	1,44	(-)	1000	-0,008	1,04	(-)	976	-0,028	1,08	(-)	1000
CEO_duality_Min_capital_Board_size	0,008	1,42	(+)	1000								
Age									-0,002	1,23	(-)	1000
Inst_block_holding	0,021	1,04	(+)	1000	0,009	1,04	(+)	803	0,035	1,12	(+)	1000
Board_size_NegativeROA	0,004	1,29	(+)	818	0,003	1,29	(+)	954	0,009	1,29	(+)	1000
Constant	-0,008	-	(-)	0	-0,049	-	(-)	1000	0,022	-	(+)	965
AUC		0,8955				0,8956				0,8789		
Чувствительность		0,738				0,740				0,699		
Специфичность		0,912				0,934				0,950		

Источник: Расчеты автора.

Все три финальные спецификации не вызывают серьезных проблем с переобучением (табл. 8). Тем не менее была реализована попытка либо убедиться в этом, либо дополнительно повысить обобщающую способность моделей с помощью методов регуляризации (Ridge и Lasso). В ходе регуляризации логистических регрессий коэффициенты переменных действительно стали меньше, а модель – устойчивее. Тем не менее прогнозная сила регуляризованных моделей сохранилась на сопоставимом уровне (табл. 9). Знаки остались ожидаемыми и экономически интерпретируемыми. Дополнительно решая проблему выбора объясняемых переменных, lasso-модель подтвердила обоснованность реализованного нами алгоритма – сильное сходство набора объясняющих переменных спецификаций. Таким образом, примененные методы регуляризации логистической регрессии косвенно подтвердили устойчивость итоговых спецификаций моделей вероятности дефолтов. Чувствительность и специфичность моделей в ходе регуляризации моделей не претерпели значимых изменений по сравнению с логистическими регрессиями и остались на высоком уровне – в среднем 71% и 94% соответственно. В процессе кросс-валидации был выбран параметр регуляризации, при котором модели показывали лучшие прогностические характеристики (им оказался  $\lambda = \text{lambda.1se}$ ).

Таблица 9. Спецификации итоговых моделей (проверка гипотез)

Переменные	Merton logit	Merton logit FINAL	Merton ridge (1se)	Merton lasso (1se)	KMV logit	KMV logit FINAL	KMV ridge (1se)	KMV lasso (1se)	Own_cap logit	Own_cap logit FINAL	Own_cap ridge (1se)	Own_cap lasso (1se)
Size	-0,191*** (0,022)	-0,193*** (0,021)	-0,155	-0,223	-0,180*** (0,023)	-0,182*** (0,022)	-0,131	-0,219	-0,202*** (0,020)	-0,206*** (0,020)	-0,132	-0,208
ROA	-3,717*** (0,002)	-3,822*** (1,207)	-2,177	-2,421	-3,953*** (1,199)	-4,062*** (1,193)	-2,068	-2,516	-6,477*** (1,020)	-6,514*** (1,022)	-2,649	-4,324
Quick_ratio	-0,482** (0,198)	-0,486** (0,198)	-0,109		-0,614** (0,297)	-0,642** (0,297)	-0,088					
Net_working_capital				-0,088					-0,943*** (0,303)	-0,938*** (0,303)	-0,704	-0,466

Переменные	Merton logit	Merton logit FINAL	Merton ridge (lse)	Merton lasso (lse)	KMV logit	KMV logit FINAL	KMV ridge (lse)	KMV lasso (lse)	Own_cap logit	Own_cap logit FINAL	Own_cap ridge (lse)	Own_cap lasso (lse)
Turn_assets									-0,205*** (0,066)	-0,203*** (0,066)	-0,084	-0,019
Autonomy	-4,501*** (0,838)	-4,440*** (0,829)	-1,366	-2,297	-2,197*** (0,845)	-2,115** (0,840)	-1,039	-0,553	-1,098** (0,489)	-1,062** (0,488)	-0,928	-0,228
ZB_A	0,929*** (0,354)	0,930*** (0,353)	0,680	0,279								0,005
Short_debt_ratio					2,139*** (0,543)	2,111*** (0,543)	0,997	1,502				
CrisisROA	0,787*** (0,253)	0,790*** (0,254)	0,793	0,690	0,632** (0,251)	0,641** (0,252)	0,754	0,600	0,630*** (0,222)	0,629*** (0,223)	0,792	0,671
PAO									0,658*** (0,187)	0,665*** (0,187)	0,217	
Monetary_policy	0,416*** (0,161)	0,424*** (0,158)	0,180	0,018	0,561** (0,177)	0,579*** (0,175)	0,189	0,015	0,456*** (0,139)	0,450*** (0,139)	0,179	
CEO_duality	-0,796*** (0,257)	-0,804*** (0,257)	-0,232	-0,001	-0,640** (0,285)	-0,482** (0,237)	-0,172		-0,756*** (0,234)	-0,597*** (0,201)	-0,281	-0,077
CEO_duality_Min_capital_Board_size	0,283** (0,117)	0,284** (0,118)	0,040		0,184 (0,146)				0,169 (0,113)			
Age	0,007 (0,016)				0,015 (0,018)				-0,039*** (0,014)	-0,039*** (0,014)	-0,014	
Inst_block_holding	0,612*** (0,199)	0,598*** (0,192)	0,372	0,255	0,434* (0,224)	0,378* (0,216)	0,231		0,545*** (0,180)	0,541*** (0,180)	0,322	0,114
Complex_I_Board_size	-0,076 (0,078)				-0,067 (0,094)				-0,078 (0,070)			
Board_size_NegativeROA	0,132** (0,067)	0,125* (0,065)	0,141	0,066	0,163** (0,070)	0,158** (0,070)	0,146	0,055	0,179*** (0,058)	0,170*** (0,057)	0,171	0,091
Constant	-0,350 (0,308)	-0,280 (0,261)	-0,883	-0,115	-2,646*** (0,676)	-2,439*** (0,634)	-2,089	-1,746	0,375 (0,277)	0,398 (0,276)	-0,531	0,016
Observations	3386	3386	3386	3386	3386	3386	3386	3386	3386	3386	3386	3386
Default	338	338	338	338	270	270	270	270	410	410	410	410
AUC	0,8940	0,8955	0,8852	0,8994	0,8926	0,8956	0,8966	0,8937	0,8763	0,8789	0,8812	0,8769
Ошибка II рода «ложная тревога»	0,090	0,087	0,058	0,056	0,062	0,065	0,069	0,056	0,049	0,049	0,052	0,051
Ошибка I рода «пропуск цели»	0,257	0,261	0,275	0,283	0,263	0,259	0,251	0,276	0,300	0,300	0,290	0,296
Average error	0,174	0,174	0,167	0,169	0,163	0,162	0,160	0,166	0,175	0,175	0,171	0,174
Чувствительность	0,742	0,738	0,724	0,716	0,736	0,740	0,748	0,723	0,699	0,699	0,709	0,703
Специфичность	0,909	0,912	0,941	0,943	0,937	0,934	0,930	0,943	0,950	0,950	0,947	0,948
Порог отсечения*	0,1254	0,1271	0,1991	0,1175	0,1454	0,1323	0,1136	0,1054	0,202	0,1997	0,166	0,1523

Примечание: \* – значимость на уровне 10%; \*\* – значимость на уровне 5%; \*\*\* – значимость на уровне 1%. В скобках – стандартные ошибки.

Источник: Расчеты автора.

## Выводы

Результаты работы показали, что в соответствии с формой ROC-кривых включение факторов корпоративного построения в модель вероятности дефолта крупных строительных компаний в России действительно увеличивает ее прогнозную силу – гипотеза 7 (см. табл. 7 и табл. 8). Данный результат согласуется с работами [Liang, 2016] и [Ciampi, 2015]. Для всех трех спецификаций модели подтвердились также еще три ранее сформулированные гипотезы: если компанией управляет совладелец, то это снижает вероятность дефолта (гипотеза 1), дочерняя компания, напротив, является более рискованной (гипотеза 4), а небольшой и сплоченный совет директоров, способный быстро реагировать на финансовые проблемы компании, снижает вероятность дефолта (гипотеза 6).

Получается, если генеральный директор крупной строительной компании в России является ее совладельцем, то это – позитивный признак для устойчивости компании, что согласуется также с работами [Ciampi, 2015] и [Dowell et al., 2011]. При прочих равных данный фактор корпоративного построения снижает вероятность дефолта компании в среднем на 2% (см. столбец «mfx» – предельные эффекты в табл. 8). По поводу значимости данной гипотезы есть сразу четыре разъяснения. Во-первых, как отмечается в работе [Паппэ, 2012] только в середине 2000-х гг. модель единоличного владения субъектами крупного бизнеса начала заменять модель альянса совладельцев. Учитывая, что рассматриваемая выборка охватывает временной горизонт 2007–2013 гг., внедряемая «новая» на нашем корпоративном рынке модель управления, возможно, не успела еще получить широкого распространения и проявить свои потенциальные плюсы. Во-вторых, могут иметь место агентские издержки или фактор конфликта интересов. В первом случае речь идет об издержках на осуществление контроля над деятельностью внешнего генерального директора и его команды [Долгопятова, 2016]. Во втором же случае рассматривается ситуация, когда генеральный директор, не являющийся собственником компании, путем модификации финансовой отчетности может завышать конкретные показатели компании, так как именно от их значения зачастую зависит размер его бонусов. Следовательно, совмещение постов генеральным директором может элиминировать данные виды риска на нашем развивающемся и волатильном рынке. В-третьих, могут иметь место различия в области психологии управления, лежащие в основе двух теорий Дугласа Макгрегора о мотивации людей и поведении в управлении – теория X и теория Y [McGregor, 1957]. Исторически сложилось, что в России многие руководители, как правило, придерживаются теории X – довольно пессимистически оценивают своих работников, будучи уверенными, что они не хотят проявлять инициативу и полностью выполнять свои обязанности. Поэтому, по их убеждениям, они постоянно должны

побуждать сотрудников к действиям и организовать надзор над их деятельностью. Напротив, управление согласно теории Y основывается на том, что сотрудники могут иметь внутренние стимулы для осуществления самоконтроля и самоуправления. В этом случае может быть назначен внешний генеральный директор, не из числа совладельцев, мотивация которого будет иметь не только материальную окраску. В России, похоже, на данный момент теория Y не получила широкого распространения в корпоративной среде, поэтому своим наемным работникам владельцы компаний доверяют с опаской, стараясь применить в большинстве случаев весь доступный арсенал повышенного контроля. Возвращаемся к вопросу о целесообразности и объемах агентских издержек. Разумеется, в таких условиях ни о какой тенденции к доверию внешним генеральным директорам говорить не приходится. Возможно, нашему корпоративному сектору еще предстоит пройти путь изменения психологии и политики управления. В-четвертых, генеральный директор, являющийся совладельцем компании, может в полной мере отождествлять свою репутацию с репутацией компании, реализуя при этом дополнительные внутренние стимулы для ее устойчивого развития.

Одной из проблемных зон современной российской корпоративной практики можно считать структуру совета директоров. Гипотеза о необходимости большого совета директоров для сложно выстроенных компаний не подтвердилась, так же как и отдельная гипотеза о значимости размера совета директоров. Возможно, это еще одно подтверждение того, что в корпоративном секторе строительной отрасли России переход от модели единоличного владения к модели альянса совладельцев пока не завершен.

Более того, если компания сталкивается с негативными финансовыми результатами (отрицательная рентабельность активов по итогам года), то лучше справляются с этой ситуацией небольшие и более сплоченные советы директоров, при этом обязательно оптимальным является минимальный размер совета директоров. Почти очевидно, что чем быстрее на кризисные события реагирует бизнес, тем лучше. Зачастую времени на применение ресурсов и опыта большого совета директоров требуется больше, чем есть для адаптации и принятия ключевых решений. Следовательно, выгоды от большого совета директоров, вероятно, будут меньше, чем затраты с точки зрения снижения способности такого совета принимать решения быстро и гибко. Так, при прочих равных, увеличение численности совета директоров на одного человека в компании, столкнувшейся с отрицательной рентабельностью активов по итогам года, увеличивает вероятность дефолта на 0,5% (табл. 8).

В качестве одного из преимуществ компаний со значительным опытом работы является возможность предоставления длинной, хорошей кредитной истории, которая снизила бы стоимость новых заемных

средств. Тем не менее данные компании могут отличаться весьма инерционным развитием и слишком медленно реагировать на происходящие рыночные изменения [Loderer, Waelchli, 2010]. Сформированная гипотеза о том, что, при прочих равных, более возрастные компании имеют меньшую вероятность дефолта, подтвердилась только в случае с моделью, в которой в качестве зависимой переменной выступал факт снижения собственных средств компании ниже определенного минимального уровня уставного капитала.

Дочерняя компания – юридически самостоятельная компания, контрольный пакет акций или уставной капитал которой принадлежит другой компании [Федеральный закон № 99-ФЗ от 05.05.2014]. Как правило, «дочки» могут управлять выпуском продукции, доставкой, внедрением новых технологий, но при этом обязаны отдавать всю прибыль материнской компании, которая и оплачивает труд работников, приобретает технику и берет на себя прочие расходы. Финансовая зависимость дочернего предприятия от бюджета основной компании – ограничение ее свободного развития. В том числе имеется риск закрытия предприятия, если материнская компания столкнется с финансовыми трудностями. Кроме того, иногда «дочки» могут создавать для проведения определенных манипуляций с финансовой отчетностью и фиктивного увеличения цепочки добавленной стоимости. Как следствие, при прочих равных, если компания дочерняя, то это увеличивает вероятность ее дефолта в соответствии с определением Merton на 2,1% (табл. 8).

Финальные спецификации моделей разного рода дефолтов отличаются высокой прогнозной силой: например, итоговая logit-модель с зависимой переменной KMV на контрольной выборке 2014–2015 гг. правильно идентифицировала 74% случившихся дефолтов в крупном строительном бизнесе России и 93,4% «здоровых» компаний, которые в аналогичный период не столкнулись с дефолтом. Согласно критерию высокого прогнозного качества бинарной модели ( $AUC > 0,8$ ) и в зависимости от целей пользователя каждая из разработанных итоговых моделей может быть весьма успешно использована ( $AUC_{Merton} = 0,8955$ ,  $AUC_{KMV} = 0,8956$ ,  $AUC_{Own\_cap} = 0,8789$ ). Например, распространенным мнением значителен, что компания может столкнуться с проблемой неплатежеспособности даже раньше того момента, когда объем балансовых обязательств превысит объем балансовых активов – сторонникам данного подхода лучше использовать модель с зависимой переменной KMV (точка дефолта). Оптимальность выбора порогов для разделения компаний на две группы была обусловлена минимизацией значения среднего арифметического ошибок I и II рода. Выбранный набор объясняющих факторов плохо справился с идентификацией разве что сокращения объема производства как минимум в два раза (выручки от продаж).

В целом регрессионный анализ продемонстрировал, что итоговые модели с включением факторов корпоративного построения отличаются высоким прогнозным качеством в рамках прогноза out-of-sample на кризисном периоде 2014–2015 гг., а методы регуляризации лишь подтвердили их устойчивость.

## Список литературы

- Григорьева Т.И. (2013) Финансовый анализ для менеджеров: оценка, прогноз. М.: Юрайт.
- Долгопятова Т.Г. (2012) Корпоративные конфликты и риски доминирующих собственников // Журнал новой экономической ассоциации. № 1, т. 13. С. 158–160.
- Долгопятова Т.Г. (2016) Концентрация собственности в Российской обрабатывающей промышленности: эмпирические оценки // Известия Уральского государственного экономического университета. № 4, т. 66. С. 30–39.
- Карминский А.М. (2009) Модели рейтингов промышленных компаний // Управление финансовыми рисками. № 3, т. 19. С. 208–223.
- Карминский А.М., Пересецкий А.А. (2007) Модели рейтингов международных агентств // Прикладная эконометрика. №1, т. 5. С. 1–17.
- Карминский А.М., Фалько С.Г., Жевага А.А., Иванова Н.Ю. (2013) Контроллинг: учебник. М.: Инфра-М.
- Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. (2004) Эконометрика: начальный курс, М.: Дело.
- Папэ Я.Ш. (2012) Фундаментальные сдвиги в российском крупном бизнесе в 2000–е годы и прогресс в корпоративном управлении // Журнал новой экономической ассоциации. №1, т. 13. С. 148–150.
- Помазанов М.В., Петров Д.А. (2008) Кредитный риск-менеджмент как инструмент борьбы с возникновением проблемной задолженности // Банковское кредитование. № 6.
- Солнцев С.А., Пентюк А.Р. (2016) Корпоративное управление в российских компаниях: финансовые факторы смены руководителей // Проблемы теории и практики управления. № 1. С. 114–122.
- Тихонов А.Н. (1965) О некорректных задачах линейной алгебры и устойчивом методе их решения // Журнал ДАН СССР. № 163, т. 3. С. 591–594.
- Тотьмянина К.М. (2011) Обзор моделей вероятности дефолта // Управление финансовыми рисками. № 1, т. 25. С. 12–24.
- Федеральный закон от 26.12.1995 № 208-ФЗ (ред. от 03.07.2016) «Об акционерных обществах» Режим доступа: <http://www.consultant.ru> (дата обращения: 25.09.2016).



- Федеральный закон от 08.02.1998 № 14-ФЗ (ред. от 03.07.2016) «Об обществах с ограниченной ответственностью» Режим доступа: <http://www.consultant.ru> (дата обращения: 25.09.2016).
- Федеральный закон от 26.10.2002 № 127-ФЗ «О несостоятельности (банкротстве)» Режим доступа: <http://www.consultant.ru> (дата обращения: 10.09.2016).
- Федеральный закон от 27.04.2011 N 99-ФЗ «О лицензировании отдельных видов деятельности» (ред. от 05.05.2014) Режим доступа: <http://www.consultant.ru> (дата обращения: 05.10.2016).
- Adams R.B., Ferreira D. (2009) Women in the boardroom and their impact on governance and performance // *Journal of Financial Economics*. Vol. 94. P. 291–309.
- Altman E.I. (1968) Financial Ratios. Discriminant Analysis, and the Prediction of Corporate Bankruptcy // *Journal of Finance*. Vol. 23. P. 189–209.
- Altman E.I. (2003) Managing Credit Risk: A Challenge for the New Millennium // *Economic Notes*. Vol. 31. P. 201–214.
- Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D.W., LaFond, R. (2006) The effects of corporate governance on firms' credit ratings // *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 42. P. 203–243.
- Basel Committee on Banking Supervision (1999) Credit risk modeling: current practices and applications. Available at: [www.bis.org/publ/bcbs49.htm](http://www.bis.org/publ/bcbs49.htm) (accessed: 20.10.2016).
- Beaver W.H. (1966) Financial Ratios as Predictors of Failure // *Journal of Accounting Research*. Vol. 4. P. 71–111.
- Bliss M.A., Gul F.A. (2012) Political connection and cost of debt: some Malaysian evidence // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 36. P. 1520–1527.
- Bushman R., Dai Z., Wang X. (2010) Risk and CEO turnover // *Journal of Financial Economics*. Vol. 96. P. 381–398.
- Ciampi F. (2015) Corporate governance characteristics and default prediction modeling for small enterprises. An empirical analysis of Italian firms // *Journal of Business Research*. Vol. 68. P. 1012–1025.
- CreditMonitor™ Specifications (1999) Available at: <http://www.kmv.com/> (accessed: 04.10.2016).
- Daily C.M., Dalton D.R. (1994) Corporate governance and the bankrupt firm: An empirical Assessment // *Strategic Management Journal*. Vol. 15. P. 643–654.
- Darrat A.F., Gray S., Park J.C., Wu Y. (2016) Corporate Governance and Bankruptcy Risk // *Journal of Accounting, Auditing & Finance*. Vol. 31. No. 2. P. 163–202.
- Dowell G.W.S., Shackell M.B., Stuart N.V. (2011) Boards, CEOs, and surviving a financial crisis: Evidence from the internet shakeout // *Strategic Management Journal*. Vol. 32. No. 10. P. 1025–1045.
- Elloumi F., Gueyie J.P. (2001) Financial distress and corporate governance: An empirical analysis // *Corporate Governance*. Vol. 1. P. 15–23.
- Finkelstein S., D'Aveni R.A. (1994) CEO duality as a double-edged sword: How boards of directors balance entrenchment avoidance and unity of command // *Academy of Management Journal*. Vol. 37. No. 5. P. 1079–1108.
- Fiordelisi F., Ricci, O. (2014) Corporate culture and CEO turnover // *Journal of Corporate Finance*. Vol. 28. P. 66–82.
- Iwasaki I. (2014) Global financial crisis, corporate governance, and firm survival: The Russian experience // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 42. P. 178–211.
- Jensen M.C. (1986) Agency costs and free cash flow, corporate finance and takeovers // *American Economic Review*. Vol. 76. P. 659–665.
- Kaminsky G.L., Reinhart C.M. (1999) The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems // *American Economic Review*. Vol. 89. P. 473–500.
- Karminsky A.M., Kostrov A. (2014) The Probability of Default in Russian Banking // *Eurasian Economic Review*. Vol. 4. No. 1. P. 81–98.
- Liang D., Lu C., Tsai C., Shih G. (2016) Financial ratios and corporate governance indicators in bankruptcy prediction: A comprehensive study // *European Journal of Operational Research*. Vol. 252. P. 561–572.
- Loderer C., Waelchli U. (2010). "Firm age and performance", MPRA Paper 26450, University Library of Munich, Germany.
- Merton R.C. (1974) On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates // *Journal of Finance*. Vol. 29. No. 2. P. 449–470.
- McGregor D. (1957) Human side of enterprise // *Management Review*. Vol.11. P. 41–49.
- Ohlson J. (1980) Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy // *Journal of Accounting Research*. Vol. 18. No. 1. P. 109–131.
- 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. P. 297–334.
- Shailer G., Wang K. (2015) Government ownership and the cost of debt for Chinese listed corporations // *Emerging Markets Review*. Vol. 22. P. 1–17.
- Shumway T. (2001) Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model // *Journal of Business*. Vol. 74. P. 101–124.

Tibshirani R. (1996) Regression Shrinkage and Selection via the lasso // *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (methodological)*. Vol. 58. No. 1. P. 267–88.

Valles V. (2006) Stability of a “through-the-cycle” rating system during a financial crisis bank for international settlements. Available at: [www.bis.org/fsi/awp2006.pdf](http://www.bis.org/fsi/awp2006.pdf) (accessed: 15.12.2016).

Weisbach M. (1988) Outside directors and CEO turnover // *Journal of Financial Economics*. Vol. 20. P. 431–460.

You J., Du G. (2012) Are Political Connections a Blessing or a Curse? Evidence from CEO Turnover in China // *Corporate Governance: An International Review*. Vol. 20. No. 2. P. 179–194.

Zuur A.F., Ieno E.N., Elphick C.S. (2010) A protocol for data exploration to avoid common statistical problems // *Methods in ecology and evolution*. Vol. 1. No. 1. P. 3–14.

## References

Grigor'eva T.I. (2013) *Finansovyy analiz dlja menedzherov: ocenka, prognoz* [Financial analysis for managers: assessment, forecast]. Moscow, Jurajt. (In Russ.)

Dolgopjatova T.G. (2012) Korporativnye konflikty i riski dominirujushhih sobstvennikov [Corporate conflicts and risks of dominant owners]. *Zhurnal novej ekonomicheskoy associacii* [Journal of the New Economic Association], vol. 1, no. 13, pp. 158–160. (In Russ.)

Dolgopjatova T.G. (2016) Koncentracija sobstvennosti v Rossijskoj obrabatyvajushhej promyshlennosti: jempiricheskie ocenki [Concentration of ownership in the Russian manufacturing industry: empirical estimates]. *Izvestija Ural'skogo gosudarstvennogo ekonomicheskogo universiteta* [Izvestiya Ural State University of Economics], vol. 4, no. 66, pp. 30–39. (In Russ.)

Karminskij A.M. (2009) Modeli rejtingov promyshlennyh kompanij [Models of ratings of industrial companies]. *Upravlenie finansovymi riskami* [Financial Risk Management], vol. 3, pp. 19, pp. 208–223. (In Russ.)

Karminskij A.M., Pereseckij A.A. (2007) Modeli rejtingov mezhdunarodnyh agentstv [Models of ratings of international agencies]. *Prikladnaja ekonometrika* [Applied Econometrics], vol. 1, no. 5, pp. 1–17. (In Russ.)

Karminskij A.M., Fal'ko S.G., Zhevaga A.A., Ivanova N.Ju. (2013) *Kontrolling: uchebnik* [Controlling: a textbook]. Moscow, Infra-M. (In Russ.)

Magnus Ja.R., Katyshev P.K., Pereseckij A.A. (2004) *Ekonometrika: nachal'nyj kurs* [Econometrics: initial course]. Moscow, Delo. (In Russ.)

Pappje Ja.Sh. (2012) Fundamental'nye sdvigi v rossijskom krupnom biznese v 2000–e gody i progress v korporativnom upravlenii [Fundamental shifts in Russian big business in the 2000s and progress in corporate governance]. *Zhurnal novej ekonomicheskoy associacii*

[Journal of the New Economic Association], vol. 1, no. 13, pp. 148–150. (In Russ.)

Pomazanov M.V., Petrov D.A. (2008) Kreditnyj risk-menedzhment kak instrument bor'by s vzniknoveniem problemnoj zadolzhennosti [Credit risk management as a tool to combat the emergence of troubled debts]. *Bankovskoe kreditovanie* [Bank crediting], no. 6. (In Russ.)

Solncev S. A., Pentjuk A. R. (2016) Korporativnoe upravlenie v rossijskih kompanijah: finansovyje faktory smeny rukovoditelej [Corporate Governance in Russian Companies: Financial Factors of Changing Leaders]. *Problemy teorii i praktiki upravlenija* [Problems in Management Theory and Practice], no. 1, pp. 114–122. (In Russ.)

Tihonov, A.N. (1965) O nekorrektnyh zadachah linejnoj algebry i ustojchivom metode ih reshenija [On ill-posed problems of linear algebra and a stable method for their solution]. *Zhurnal DAN SSSR* [Journal of the DAN of the USSR], vol. 163, no. 3, pp. 591–594. (In Russ.)

Tot'mjanina K.M. (2011) Obzor modelej verojatnosti defolta [Overview of probability models of default]. *Upravlenie finansovymi riskami* [Financial Risk Management], vol. 1, no. 25, pp. 12–24. (In Russ.)

Federal'nyj zakon ot 26.12.1995 № 208-FZ (red. ot 03.07.2016) «Ob akcionerных obshhestvah» [Federal Law No. 208-FZ of December 26, 1995 (as amended on 03.07.2016) “On Joint Stock Companies”]. Available at: <http://www.consultant.ru> (accessed: 25.09.2016). (In Russ.)

Federal'nyj zakon ot 08.02.1998 № 14-FZ (red. ot 03.07.2016) «Ob obshhestvah s ogranichennoj otvetstvennost'ju» [Federal Law No. 14-FZ of 08.02.1998 (as amended on 03.07.2016) “On Limited Liability Companies”]. Available at: <http://www.consultant.ru> (accessed: 25.09.2016). (In Russ.)

Federal'nyj zakon ot 26.10.2002 № 127-FZ «O nesostojatel'nosti (bankrotstve)» [Federal Law No. 127-FZ of 26.10.2002 “On Insolvency (Bankruptcy)”]. Available at: <http://www.consultant.ru> (accessed: 10.09.2016). (In Russ.)

Federal'nyj zakon ot 27.04.2011 N 99-FZ «O licenzirovanii otdel'nyh vidov dejatel'nosti» (red. ot 05.05.2014) [Federal Law No. 99-FZ of 27.04.2011 “On licensing of certain types of activities” (as amended on 05.05.2014)]. Available at: <http://www.consultant.ru> (accessed: 05.10.2016). (In Russ.)

Adams R.B., Ferreira D. (2009) Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics*, vol. 94, pp. 291–309.

Altman E.I. (1968) Financial Ratios. Discriminant Analysis, and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance*, vol. 23, pp. 189–209.

- Altman E.I. (2003) Managing Credit Risk: A Challenge for the New Millennium. *Economic Notes*, vol. 31, pp. 201–214.
- Ashbaugh-Skaife H., Collins D.W., LaFond R. (2006) The effects of corporate governance on firms' credit ratings. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 42, pp. 203–243.
- Basel Committee on Banking Supervision (1999) Credit risk modeling: current practices and applications. Available at: [www.bis.org/publ/bcbs49.htm](http://www.bis.org/publ/bcbs49.htm) (accessed: 20.10.2016).
- Beaver W.H. (1966) Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*, vol. 4, pp. 71–111.
- Bliss M.A., Gul F.A. (2012) Political connection and cost of debt: some Malaysian evidence. *Journal of Banking and Finance*, vol. 36, pp. 1520–1527.
- Bushman R., Dai Z., Wang X. (2010) Risk and CEO turnover. *Journal of Financial Economics*, vol. 96, pp. 381–398.
- Ciampi F. (2015) Corporate governance characteristics and default prediction modeling for small enterprises. An empirical analysis of Italian firms. *Journal of Business Research*, vol. 68, pp. 1012–1025.
- CreditMonitor™ Specifications (1999). Available at: <http://www.kmv.com/> (accessed: 04.10.2016).
- Daily C.M., Dalton D.R. (1994) Corporate governance and the bankrupt firm: An empirical Assessment. *Strategic Management Journal*, vol. 15, pp. 643–654.
- Darrat A.F., Gray S., Park J.C., Wu Y. (2016) Corporate Governance and Bankruptcy Risk. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, vol. 31, no. 2, pp. 163–202.
- Dowell G.W.S., Shackell M.B., Stuart N.V. (2011) Boards, CEOs, and surviving a financial crisis: Evidence from the internet shakeout. *Strategic Management Journal*, vol. 32, no. 10, pp. 1025–1045.
- Elloumi F., Gueyie J.P. (2001) Financial distress and corporate governance: An empirical analysis. *Corporate Governance*, vol. 1, pp. 15–23.
- Finkelstein, S., D'Aveni, R.A. (1994) CEO duality as a double-edged sword: How boards of directors balance entrenchment avoidance and unity of command. *Academy of Management Journal*, vol. 37, no. 5, pp. 1079–1108.
- Fiordelisi F., Ricci O. (2014) Corporate culture and CEO turnover. *Journal of Corporate Finance*, vol. 28, pp. 66–82.
- Iwasaki I. (2014) Global financial crisis, corporate governance, and firm survival: The Russian experience. *Journal of Comparative Economics*, vol. 42, pp. 178–211.
- Jensen M.C. (1986) Agency costs and free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*, vol. 76, 659–665.
- Kaminsky G.L., Reinhart C.M. (1999) The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. *American Economic Review*, vol. 89, pp. 473–500.
- Karminsky A.M., Kostrov A. (2014) The Probability of Default in Russian Banking. *Eurasian Economic Review*, vol. 4, no. 1, pp. 81–98.
- Liang D., Lu C., Tsai C., Shih, G. (2016) Financial ratios and corporate governance indicators in bankruptcy prediction: A comprehensive study. *European Journal of Operational Research*, vol. 252, pp. 561–572.
- Loderer C., Waelchli U. (2010). “Firm age and performance”, MPRA Paper 26450, University Library of Munich, Germany.
- Merton R.C. (1974) On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance*, vol. 29, no. 2, pp. 449–470.
- McGregor D. (1957) Human side of enterprise // *Management Review*, vol. 11, pp. 41–49.
- Ohlson J. (1980) Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, vol. 18, no. 1, pp. 109–131.
- 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, pp. 297–334.
- Shailer G., Wang K. (2015) Government ownership and the cost of debt for Chinese listed corporations. *Emerging Markets Review*, vol. 22, pp. 1–17.
- Shumway T. (2001) Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *Journal of Business*, vol. 74, pp. 101–124.
- Tibshirani R. (1996) Regression Shrinkage and Selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (methodological)*, vol. 58, no. 1, pp. 267–88.
- Valles V. (2006) Stability of a «through-the-cycle» rating system during a financial crisis bank for international settlements. Available at: [www.bis.org/fsi/awp2006.pdf](http://www.bis.org/fsi/awp2006.pdf) (accessed: 15.12.2016).
- Weisbach M. (1988) Outside directors and CEO turnover. *Journal of Financial Economics*, vol. 20, pp. 431–460.
- You J., Du G. (2012) Are Political Connections a Blessing or a Curse? Evidence from CEO Turnover in China. *Corporate Governance: An International Review*, vol. 20, no. 2, pp. 179–194.
- Zuur A.F., Ieno E.N., Elphick C.S. (2010) A protocol for data exploration to avoid common statistical problems. *Methods in ecology and evolution*, vol. 1, no. 1, pp. 3–14.

# Constructing of an Optimal Portfolio on the Russian Stock Market Using a Nonparametric Method – Artificial Neural Network

**Elena A. Buyanova,**

candidate of physico-mathematical Sciences, associate Professor of the Department of Finance, HSE:  
26, Shabolovka str., Moscow, Russian Federation, 119049  
E-mail: bujanova@mail.ru

**Artur R. Sarkisov,**

Ph.D. of the Department of Finance, HSE: 26, Shabolovka str., Moscow, Russian Federation, 119049  
E-mail: a.sarkisov@inbox.ru

## Abstract

In this paper, a nonparametric method, the Artificial Neural Network (ANN), was used for analyzing 50 stocks, which are included in the calculation base of the MICEX stock index. This method allowed us to use not only macroeconomic and technical factors, but also factors with a limited data set (factors of fundamental analysis). As a result, we constructed an optimal portfolio with an average return of 8% higher than the market portfolio with the same risk during the period of Jan 2015 – Jan 2016.

The ANN method also allows the conduction of a comparative analysis of the influence of factors on stock return. As a result, we showed that the Russian stock market has the features of a speculative market because the most important factors for the stock return of Russian stocks are momentum, bid – ask spread, and the oil price. Significantly, the same factors were determined in the research dedicated to the problem of constructing an optimal portfolio on the Russian stock market using the classification and regression tree (CART) method. Potential investors take into account the oil price as the key determinant of the economic environment in Russia and select stocks with high momentum and high liquidity.

In this research, the ANN method was compared with another nonparametric method (CART) by solving the utility maximization problem of investors with a different coefficient value of risk aversion. As a result, the ANN method shows a strictly higher return than CART during the analyzing period. This fact could be explained by the logic of the ANN method: ANN doesn't require numerous observations of the number of independent variables. On the other hand, the CART method requires more observations because of the minimal number of observations in one node. More variables are in the structure of CART, with more nodes in the tree, and hence, more observations are required.

**Keywords:** optimal portfolio, fundamental analysis, technical analysis, portfolio selection, nonparametric methods.

**JEL:** G10, G11, G17, C14.

# Формирование инвестиционного портфеля на российском рынке акций при помощи непараметрического метода – искусственных нейронных сетей

**Буянова Елена Александровна,**

кандидат физико-математических наук, доцент, преподаватель Департамента финансов НИУ ВШЭ:  
119049, Российская Федерация, Москва, ул. Шаболовка, д. 26  
E-mail: bujanova@mail.ru

**Саркисов Артур Рачикович,**

аспирант департамента финансов НИУ ВШЭ: 119049, Российская Федерация, Москва, ул. Шаболовка, д. 26  
E-mail: a.sarkisov@inbox.ru

## Аннотация

В представленной работе проведен анализ эффективности использования метода искусственных нейронных сетей в качестве инструмента для построения оптимального портфеля акций на российском фондовом рынке. В ходе исследования для каждой акции, входящей в базу расчета индекса ММВБ, строилась нейронная сеть, входной вектор данных которой состоял из факторов макроэкономического, фундаментального и технического анализа. На основе откликов каждой сети был построен портфель, который за период январь 2015 г. – январь 2016 г. показал доходность выше, не только чем доходность рыночного портфеля с таким же риском, но и портфель, построенный при помощи непараметрического метода дерева решений.

Также использование метода нейронных сетей позволило явно выделить наиболее значимые факторы, определяющие доходность российских акций: momentum, bid-ask spread и цена на нефть. Полученные результаты свидетельствуют о наличии признаков спекулятивности российского рынка акций и полностью согласуются с выводами, полученными в работе, посвященной построению оптимального портфеля при помощи метода деревьев решений. При выборе момента для инвестирования в акции российских компаний инвесторы обращают внимание на цену на нефть, как основную макроэкономическую величину, определяющую общее состояние экономики России, и выбирают акции, показавшие себя лучше других в прошлых периодах и имеющие низкий bid-ask spread.

В работе также было проведено сравнение двух непараметрических методов (искусственных нейронных сетей и деревьев решений) путем решения задачи максимизации полезности инвестора при различных уровнях несклонности к риску. По результатам метод искусственных нейронных сетей позволяет строить оптимальные портфели с доходностью, строго превышающей доходность портфелей, построенных при помощи деревьев решений. Эффективность метода нейронных сетей по сравнению с методом деревьев регрессий можно объяснить отсутствием необходимости увеличения количества наблюдений с увеличением количества регрессоров. При этом оба метода показали высокую эффективность, позволяя получать доходность выше рыночной в оптимуме для широкого диапазона коэффициента предельной несклонности к риску.

**Ключевые слова:** оптимальный портфель, фундаментальный анализ, технический анализ, отбор бумаг в портфель, непараметрические методы.

**JEL:** G10, G11, G17, C14.

## Обзор литературы

Формирование инвестиционного портфеля является одной из наиболее важных и популярных тем современной финансовой теории. Долгое время эмпирические работы, посвященные данному вопросу, использовали в качестве инструментария стандартные модели множественной линейной регрессии. Однако подобные работы сталкивались с проблемой – очень низкой прогнозирующей способностью, а также внутренней несогласованностью параметров модели с выбранным методом. Данная несогласованность была связана с наличием жестких требований к распределению рассматриваемых величин, предъявляемых классическими параметрическими методами (например, требование к нормальности величин). Поэтому в современной экономической теории все большее количество исследователей применяют непараметрические методы анализа.

Основными преимуществами непараметрических методов являются:

- Возможность работать с короткими рядами данных.
- Отсутствие требований к распределению изучаемых величин.
- Нечувствительность к выбросам в выборке.

Одним из наиболее распространенных непараметрических методов является метод нейронных сетей. Он используется как для классификации наблюдений, так и для прогнозирования значений зависимой величины. В работе Юна и Сволеса [Yoon, Swales, 1991] был проведен сравнительный анализ классической модели множественной регрессии и метода нейронных сетей, как инструмента прогнозирования доходности акций на американском фондовом рынке. Авторы рассматривали четырехслойную нейронную сеть с 9 входными параметрами по каждой акции. Получившиеся результаты свидетельствовали о том, что прогноз, построенный при помощи искусственной нейронной сети, значительно более точен, чем прогноз, созданный при помощи регрессионного анализа.

Крижановски с соавторами [Kryzanowski et al., 1992] использовали метод искусственных нейронных сетей для отбора ценных бумаг в портфель на американском фондовом рынке на основе 14 фундаментальных показателей деятельности компаний. В результате данного анализа был получен портфель с доходностью, превышающей доходность индекса за аналогичный период. Однако автор столкнулся с проблемой низкой прогнозирующей способности нейронной сети по бумагам, которые в анализируемый период имели сильные скачки цен. Основной причиной неэффективности нейронных сетей по бумагам с резкими движениями цены указывается отсутствие в анализе каких-либо показателей технического анализа, а также маленький размер обучающей выборки.

Джанг и Лэй [Jang, Lai, 1994] в своей работе, напротив, использовали лишь показатели технического анализа, чтобы при помощи нейронных сетей прогнозировать цены акций на тайваньской бирже. В результате трехслойная нейронная сеть с 16 входными переменными не только смогла успешно прогнозировать цены акций в интервале в 21 день, но и смогла показать точность прогноза выше, чем полуметрические методы.

Фрейтас [Freitas, 2001] использовал нейронные сети для прогнозирования цен акций на бразильском фондовом рынке. Автор опытным путем отбирал количество слоев и входных параметров для нейронных сетей. В результате были получены довольно неоднозначные выводы. В самой худшей реализации нейронной сети была получена точность прогноза, составляющая 64%, а в самой лучшей реализации была получена точность 93%. Данная работа открывает одну из проблем использования не только нейронных сетей, но и других непараметрических методов анализа – чувствительность к входным настройкам модели.

Элис и Уилсон [Ellis, Wilson, 2005] отошли от простого прогнозирования цен акций при помощи нейронных сетей. Авторы попытались построить нейронную сеть для выделения из множества акций, торгуемых на австралийской фондовой бирже, акций стоимости. При помощи пяти фундаментальных и технических факторов была получена нейронная сеть, при помощи которой составили список отобранных акций стоимости, и был сформирован портфель, который показал доходность, значительно превышающую доходность индекса.

Ванстоун [Vanstone et al., 2010] использовал нейронные сети для создания оптимального торгового правила, которое базировалась на определенных соотношениях фундаментальных показателей деятельности компании. Данная работа отличается от других работ тем, что при помощи нейронной сети автору удалось составить успешный прогноз торговых позиций на временном горизонте в один год, имея в качестве обучающей выборки данные о торгах за пять лет. Кроме того, Ванстоун приводит важный момент для контроля при проведении исследований финансовых рынков – наличие «ошибки выжившего» (survivorship bias).

Проблема «ошибки выжившего» (survivorship bias) отразилась и в работе Фернандеса и Гомеса [Fernandez, Gomez, 2012], которые строили оптимальный портфель при помощи нейронных сетей, отбирая бумаги, торгуемые на DAX. Корректировка входных параметров модели при добавлении в индекс новых компаний значительно увеличила прогнозирующую силу модели.

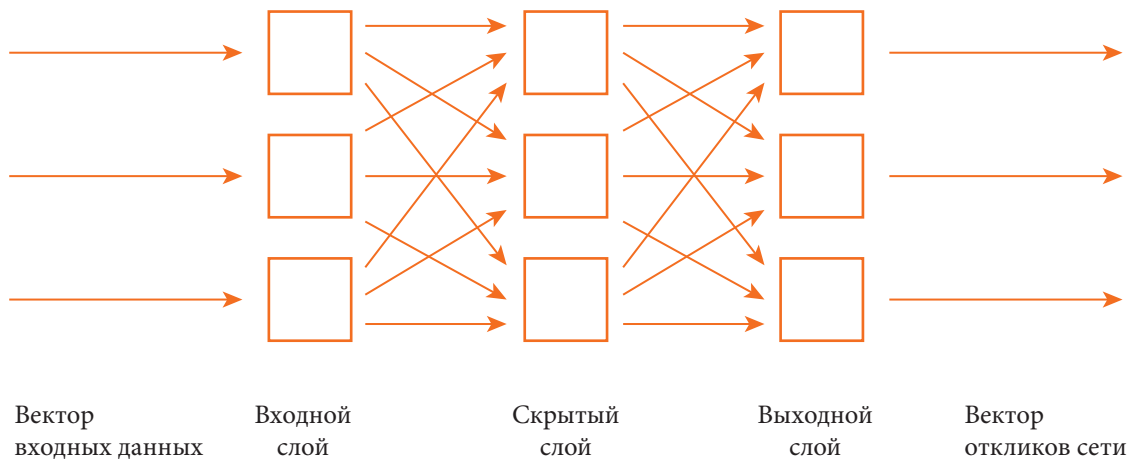
Таким образом, видно, что искусственные нейронные сети имеют широкое применение в финансовых исследованиях и высоко эффективны. Однако также следует иметь в виду и трудности, связанные с подбором оптимальных характеристик нейронной сети, которые задаются при ее построении.

## Описание метода нейронных сетей

В работе Мерота, Моэна и Ранка [Mehrota, Mohan, Rank, 1997] дано подробное описание концепций метода искусственных нейронных сетей с возможностью небинарного отклика, которые получили широкое распространение в научной литературе.

Ниже представлена базовая схема нейронной сети.

**Рисунок 1.** Базовая схема нейронной сети



Как видно из представленной схемы, нейронная сеть имеет многослойную структуру со связями «каждый с каждым», в которых на основе загружаемых входных параметров формируется отклик.

В самом начале функционирования сети происходит формирование вектора входных данных и загрузка во входной слой. На данном этапе входные параметры должны быть масштабированы.

После прохождения входного слоя сигнал системы попадает в скрытый слой, где каждой связи между нейронами присваивается некий весовой коэффициент  $w_i$ . Изначально, при первой итерации, данные весовые коэффициенты выбираются случайно. Затем рассчитывается взвешенная сумма  $Y_i$  входного вектора и присвоенных весовых коэффициентов нейронов:

$$Y_i = \sum_{i=1}^n X_i w_i, \quad (1)$$

где  $X_i$  – нормированное значение  $i$ -го входного параметра;  $w_i$  – вес  $i$ -го нейрона.

После формирования данной взвешенной суммы входных параметров для того, чтобы сеть выдала необходимый отклик, нужно преобразовать получившуюся сумму в необходимую форму отклика. Данное преобразование выполняется при помощи функции трансформации. В зависимости от типа выбранной функции трансформации будут отличаться векторы откликов нейронной сети. Так, например, при выборе пороговой функции трансформации на выходе сеть будет выдавать бинарный отклик: либо 0, либо 1.

В представленной работе в качестве выходного отклика служил один из трех возможных исходов – по аналогии с нашим исследованием, посвященным формированию инвестиционного портфеля при помощи метода деревьев классификаций [Буянова, Саркисов, 2016]. Для финансовых активов удобно распределять наблюдения по классам в зависимости от соотношения показателя доходности по наблюдению ( $R_i$ ) и установленного порогового уровня доходности  $\bar{R}$ :

$$\begin{cases} R_i > \bar{R}, y_i = \{\text{покупка актива}\} \\ R_i < -\bar{R}, y_i = \{\text{продажа актива}\} \\ -\bar{R} \leq R_i \leq \bar{R}, y_i = \{\text{сохранение актива}\} \end{cases}.$$

Ввиду наличия трех возможных исходов была использована линейно нарастающая функция (ramp transformation function):

$$\varphi(Y) = \begin{cases} 1 & Y \geq \theta \\ 0 - \theta & < Y < \theta, \\ -1 & Y < -\theta \end{cases}, \quad (2)$$

где  $\theta$  – пороговый уровень.

В рамках данного исследования для каждой компании-эмитента была построена нейронная сеть с «прямыми связями» (feed forward), т.е. нейронная сеть без обратных взаимосвязей (движение откликов внутри сети идет лишь слева направо).

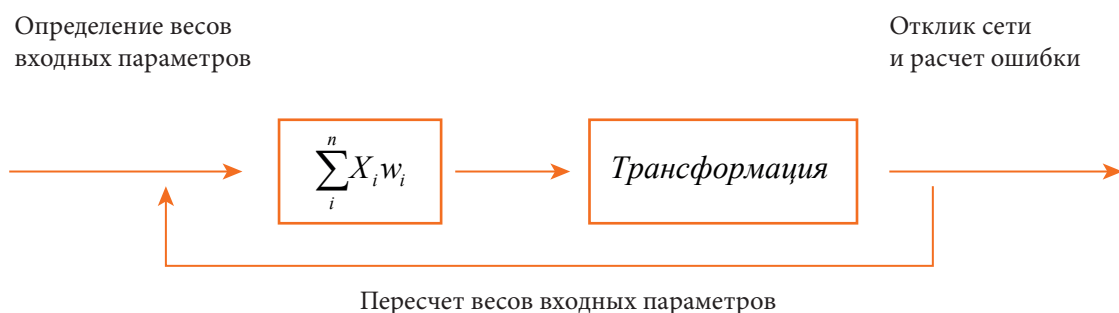
Таким образом, разобран механизм прохождения сигнала от входного слоя до выходного. Однако важнейшим механизмом функционирования нейронной сети является процесс возможности обучения.

В данной работе используется метод «обучения с учителем» (supervised learning) с обратным распространением ошибки:

1. В нулевой момент веса связей между нейронами выбираются случайным образом.
2. На основе полученных весов рассчитывается выходной вектор для обучающей выборки.
3. Вычисленный выходной вектор сравнивается с истинными значениями обучающей выборки.
4. Рассчитывается функция потерь. В данной работе функция потерь рассчитывалась как сумма квадратов отклонений.
5. Данная функция минимизируется путем подбора оптимальных входных весов
6. Пункты 2–5 повторяются, пока не будет достигнуто максимально допустимое количество итераций, когда прекратится снижение уровня ошибки.

Таким образом, обобщенную схему обучения нейронной сети можно описать следующим образом:

**Рисунок 2.** Схема процесса обучения нейронной сети



В дополнение к описанным выше механизмам работы нейронной сети следует добавить проблему подбора общих параметров сети: количества нейронов в каждом слое и так называемого коэффициента обучения.

Выбор количества нейронов в каждом слое определяет точность и скорость работы сети. С одной стороны, если будет выбрано слишком малое количество нейронов, то точность классификации и прогноза системы будут низкими, а если количество нейронов будет слишком большое, то сеть столкнется с проблемой переобучения. Переобучение (или чрезмерно близкая подгонка) – это излишне точное соответствие нейронной сети конкретному набору обучающих примеров, при котором сеть теряет способность к обобщению. Причиной переобучения может быть недостаточный размер обучающей выборки, а также чересчур сложная архитектура сети.

Вопрос оптимального числа нейронов можно решить лишь эмпирическим подбором, по результатам которого в данной работе были выбраны сети с двумя скрытыми слоями по 9 нейронов в каждом.

Коэффициент обучения, несмотря на то что он определяется также эмпирически путем подбора, несет очень важную смысловую нагрузку. В рамках представленного исследования веса входных параметров пересматривались по методу градиентного спуска. В общем виде метод градиентного спуска позволяет находить локальные минимумы функции ошибки с помощью движения вдоль градиента. Коэффициент обучения отвечает за шаг, который совершается вдоль градиента, т.е. является точностью расчета. Если шаг слишком большой, то минимум может быть недостижим, потому что функция будет постоянно «перешагивать» его. Если же точность расчета задать слишком высокой, то минимум будет достигнут, но сеть будет работать крайне медленно.

## Построение оптимального портфеля

В рамках исследования, так же как и в работе, посвященной построению портфеля при помощи метода деревьев классификации, в качестве критерия оптимальности выбрано превышение доходности составленного портфеля над рыночным портфелем с таким же параметром риска. Подобный подход обусловлен тем, что в общем виде сравнивать рыночный портфель и портфель, составленный после отсека ряда эмитентов из анализа, некорректно, т.к. рыночный портфель будет обладать более высоким уровнем диверсификации и, как следствие, меньшей доходностью.



Отбор ценных бумаг в портфель осуществлялся из множества, составленного из обыкновенных акций компаний, входящих в базу расчета индекса ММВБ. Данный выбор обусловлен тем, что данные бумаги являются наиболее ликвидными на российском рынке акций.

Для корректной классификации каждого наблюдения, входящего в выборку, на основе которой строились нейронные сети, был выбран показатель недельной доходности акций, который для периода  $t$  рассчитывался следующим образом:

$$R_t = \frac{Expected\ price_t(P_{t+1}) - P_t}{P_t}, \quad (3)$$

где:  $R_t$  – доходность акции в период  $t$ ;

$P_t$  – цена акции в период  $t$ ;

$P_{t+1}$  – цена акции в период  $t + 1$ ;

$E_t(P_{t+1})$  – ожидаемая в периоде  $t$  цена акции в периоде  $t+1$ .

Из формулы (3) видно, что для расчета доходности акции используется именно ожидаемая будущая цена акции, а не текущая стоимость. При помощи подобного способа расчета очень эффективно строить нейронные сети, т.к. в рамках процесса отбора бумаг приходится именно прогнозировать цену актива для расчета будущей доходности.

Ниже представлена таблица со списком переменных, которые использовались в построении нейронных сетей для каждой акции:

**Таблица 1.** Перечень переменных, использованных при анализе

Переменная*	Тип	Описание
Цена нефти	Макроэкономическая	Котировка нефти марки Brent
Инфляция	Макроэкономическая	Месячная инфляция рассчитывается на основе индексов потребительских цен
ROE	Фундаментальная	Return on Equity
EPS/P	Фундаментальная	Earnings per Share к цене акции
ROA	Фундаментальная	Return on Assets
ΔEPS/P	Фундаментальная	Трехмесячное изменение Earnings per Share к цене акции
Sales/P	Фундаментальная	Выручка к цене акции
Financial Leverage	Фундаментальная	$FL = \frac{Total\ Assets}{Equity}$
Interest Coverage Ratio	Фундаментальная	$ICR = \frac{EBIT}{Interest\ Coverage}$
Debt to Equity Ratio	Фундаментальная	$DtE = \frac{Total\ Liabilities}{Shareholders' Equity}$
Momentum**	Техническая	$M_t = P_t - P_{t-T}, T = 20, 30, 60, 90, 180$
MA/P	Техническая	$MA(T) = \frac{\sum_{t-T}^t P_t}{T}, T = 12, 24, 36$
Bollinger bands	Техническая	К раз стандартное отклонение МА
MA St. Error	Техническая	Стандартное отклонение МА
Bid-Ask spread,%	Техническая	$\frac{Ask\ Price - Bid\ Price}{Ask\ Price}$
Количество сделок	Техническая	Среднее дневное количество сделок за неделю

\* Данные взяты за период с января 2008 г. по декабрь 2014 г.

\*\* Под momentum подразумевается относительное место доходности определенной акции в период  $t$ .

Отдельно хотелось бы остановиться на перечне входных параметров, который используется для построения нейронной сети. Таблица 1 составлена из 16 переменных, которые загружались во входной слой сети. При этом нет никаких ограничений на количество входящих параметров, кроме технических возможностей системы, на основе которой происходит обсчет. Таким образом, метод нейронных сетей позволяет использовать одновременно наиболее полный список входных параметров, в отличие от того же метода деревьев регрессий, который требователен к количеству наблюдений.

Первичное формирование портфеля осуществлялось по следующему алгоритму:

1. Для каждой компании, входящей в базу расчета ММВБ, формировался вектор входных параметров, представленных в таблице 1. Осуществлялась корректировка на пропущенные данные, т.к. частота фундаментальных переменных (квартальная) отличалась от частоты технических переменных (еженедельной).
2. На основе данных недельных доходностей вектор начальных параметров дополнялся вектором классифицированных доходностей. Классификация происходила согласно следующему правилу:

$$\left[ \begin{array}{l} R_i > \bar{R}, y_i = \{\text{покупка актива}\} \\ R_i < -\bar{R}, y_i = \{\text{продажа актива}\} \\ -\bar{R} \leq R_i \leq \bar{R}, y_i = \{\text{сохранение актива}\}. \end{array} \right.$$

Пороговое значение доходности  $\bar{R}$  выбиралось для каждой акции индивидуально, согласно расчету средней доходности за период, взятый для формирования вектора переменных.

3. Строились нейронные сети для каждой компании и происходил подбор оптимального количества скрытых слоев и нейронов в них. В данной работе для каждой компании строились сети с двумя скрытыми слоями по 9 нейронов в каждом. Отдельно стоит сказать, что 66% всех наблюдений было отнесено к обучающей выборке.
4. На основе построенных сетей отбирались бумаги, в которых выходной сигнал состоял из {покупка актива}
5. Из пула отобранных бумаг составлялся портфель путем расчета оптимальных весов, которые являются решением следующей задачи:

$$\left\{ \begin{array}{l} \max \sum_{i=1}^n w_i r_i \\ \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i w_j k_{ij} \sigma_i \sigma_j} < \bar{\sigma} \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1 \\ w_i \geq 0, \end{array} \right. \quad (4)$$

где:  $r_i$  — доходность  $i$ -й акции;  $\sigma_i$  — стандартное отклонение доходности  $i$ -й акции;

$w_i$  — доля  $i$ -й акции в портфеле.

Параметр порогового значения риска  $\bar{\sigma}$  в задаче (4) задается экзогенно и равен стандартному отклонению индекса ММВБ за анализируемый период.

После первичного формирования портфеля акций ребалансировка происходила каждый квартал. В рамках ребалансировки осуществлялись следующие действия:

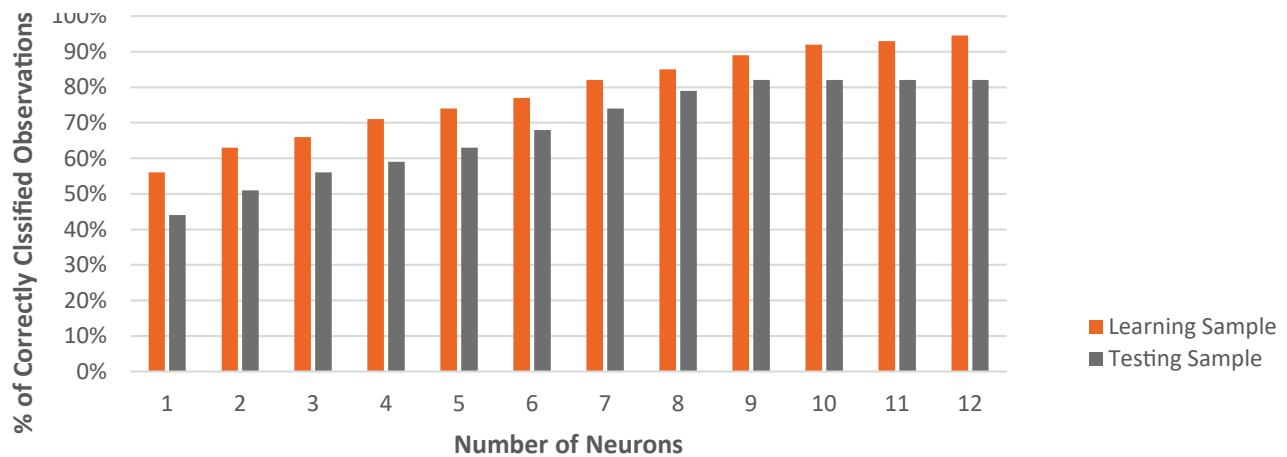
1. Вектор входных параметров для каждой компании дополнялся новыми значениями.
2. Заново строились нейронные сети для каждой компании.
3. Продавались бумаги компаний, которым был присвоен класс {покупка актива}.
4. Высвободившиеся после продажи активов средства инвестировались в бумаги с присвоенным классом {покупка актива} в пропорциях, определяемых решением задачи (4).

Как было описано ранее, оптимальным в данной работе называется портфель, доходность которого не ниже, чем доходность рыночного портфеля аналогичного риска.

Однако, прежде чем перейти к описанию результатов построения портфеля при помощи нейронных сетей, необходимо оценить эффективность построенных нейронных сетей. Для этого необходимо произвести оценку ошибок на тестовом множестве, чтобы подтвердить, что построенные нейронные сети не просто запомнили

обучающие выборки, а именно способны строить прогнозы. На графике, представленном ниже, отражены результаты тестирования сетей на тестовом и обучающем множествах при различном количестве нейронов в скрытом слое:

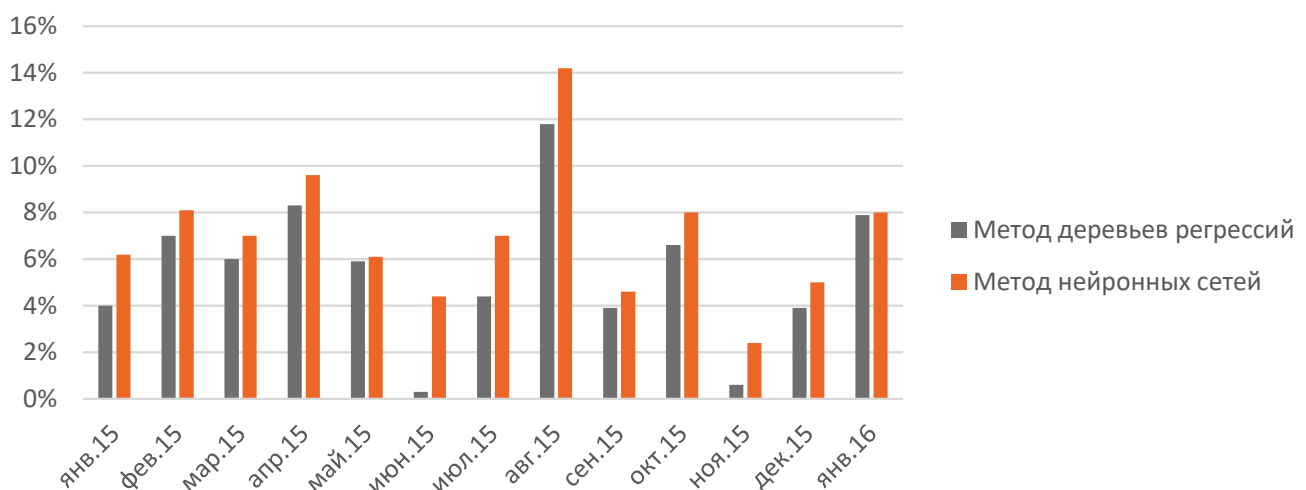
**Рисунок 3.** Тестирование качества нейронных сетей



Из результатов, представленных выше, видно, что на тестовом множестве качество прогноза составляло в среднем 82% при наличии 9 нейронов в каждом из скрытых слоев. При этом увеличение числа нейронов свыше 9 приводило лишь к увеличению точности на обучающей выборке, что свидетельствует о том, что сеть просто более точно запоминала исходную выборку. При этом полученные 82% точности прогноза на тестовой выборке являются приемлемым результатом для дальнейшего анализа модели.

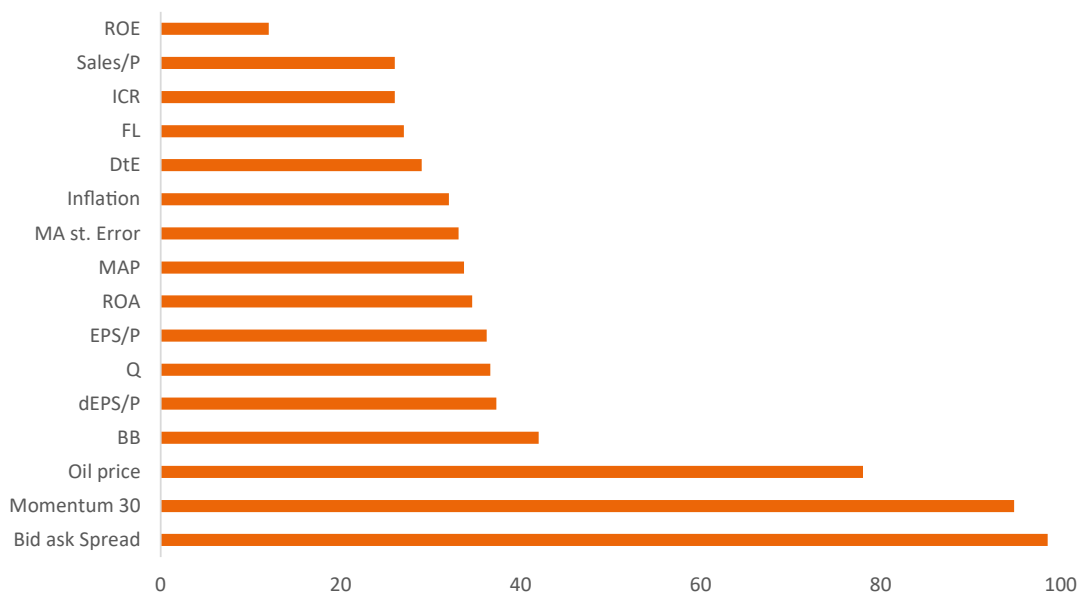
Ниже представлены результаты тестирования модели за период с января 2015 г. по январь 2016 г., а также сравнение доходности портфеля, построенного при помощи метода нейронных сетей, с портфелем, построенным при помощи метода деревьев регрессий.

**Рисунок 4.** Разницы доходности оптимального и рыночного портфелей с одинаковым риском



Из рисунка 3 следует, что на временном горизонте с января 2015 г. по январь 2016 г. при помощи метода нейронных систем удалось построить не только оптимальный портфель, который позволяет получать доходность выше рыночной, но и такой портфель, который строго доминирует над портфелем, построенным при помощи другого непараметрического метода – деревьев регрессий.

Также был проведен анализ нормализованной важности каждого входного параметра при построении нейронной сети. Ниже представлена диаграмма нормализованной важности для компании ОАО «Магнит»:

**Рисунок 5.** Нормализованная важность входных параметров нейронной сети ОАО «Магнит»

В отличие от метода деревьев регрессий, нейронные сети позволяют в явном виде оценивать силу того или иного фактора. Ниже представлена таблица наиболее сильных факторов в зависимости от их места в нормализованной важности каждой компании.

**Таблица 2.** Ранжирование факторов в зависимости от их значимости

Переменная	Тип	Место фактора в зависимости от порядка вхождения в диаграмму нормализованной важности
Цена нефти	Макроэкономическая	1
Bid-Ask spread,%	Техническая	2
Momentum (T=30)	Техническая	3
Financial Leverage	Фундаментальная	4
Debt to Equity Ratio	Фундаментальная	5

Из результатов, представленных в таблице 2, следует, что наиболее значимыми факторами, определяющими доходность российских акций в ходе анализа при помощи нейронных сетей, оказались прямой моментум акции (с  $T = 30$ ), величина bid-ask spread и цена нефти. Примечательно, что именно эти факторы были выявлены наиболее значимыми при анализе доходностей российских акций при помощи деревьев регрессий [Буянова, Саркисов, 2016]. Этот набор наиболее значимых факторов, полученных в результате апробации модели на реальных данных, говорит в пользу гипотезы о наличии признаков спекулятивности российского рынка акций.

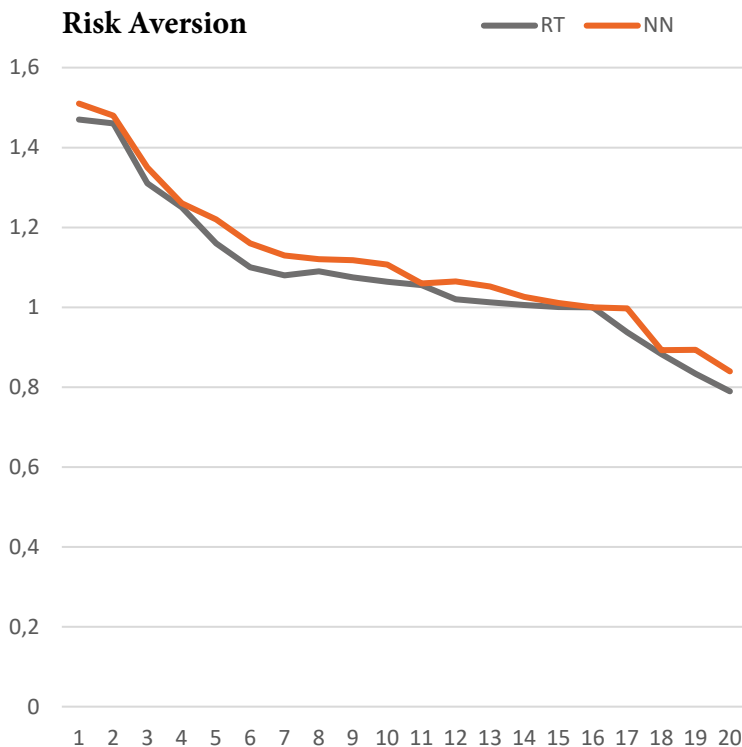
Представленный выше анализ строится на портфелях, полученных путем решения задачи (4), которая содержит в себе экзогенно заданный параметр предельного риска портфеля. Естественно, данная задача является лишь частным решением. Поэтому, для того чтобы сделать полный вывод о эффективности нейронных сетей как инструмента для построения портфеля акций, была решена следующая задача:

$$\left\{ \begin{array}{l} \max \sum_{i=1}^n w_i r_i - \delta D \\ D = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i w_j k_{ij} \sigma_i \sigma_j \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1 \\ w_i \geq 0, \end{array} \right. \quad (5)$$

где:  $\delta$  – коэффициент неприятия риска (risk-aversion);  $D$  – дисперсия портфеля.

Задача (5) решалась для значений коэффициента risk-aversion на интервале (0;20) с шагом 0,1. Ниже представлены результаты решения данных задач:

**Рисунок 6.** Нормированная доходность для различных значений *risk aversion* портфелей, построенных при помощи метода нейронных сетей (NN) и метода деревьев регрессий (RT)



Из данных, представленных выше, следует:

1. Портфель, построенный при помощи метода нейронных сетей, генерирует доходность выше рыночной для инвесторов, чей коэффициент риска неприятия лежит в промежутке (0;15).
2. Метод искусственных нейронных сетей позволяет получать доходность не ниже, чем при использовании метода деревьев регрессий.

Остановимся поподробнее на первом выводе, полученном по результатам решения задачи (5). Все представленные на рисунке 5 портфели являются оптимальными, т.к. дают максимальную полезность инвестора в зависимости от его степени неприятия риска. Абсолютно естественно, что существуют инвесторы, чья степень неприятия риска столь высока, что они предпочитают в оптимуме портфель с доходностью ниже рыночной. Однако множество подобных оптимальных портфелей (с доходностью ниже рыночной), построенных при помощи метода нейронных сетей, является решением задачи (5) с коэффициентом неприятия риска не меньше 15. При условии что стандартный коэффициент неприятия для инвестора, избегающего риска, варьируется от 10 до 12 [Япесек, 2004], при помощи метода нейронных сетей можно получить оптимальные портфели с доходностью выше рыночной для большого множества потенциальных инвесторов, которые избегают риска.

На рисунке 5 можно отметить аналогично эффективность метода деревьев регрессий в вопросе построения оптимального портфеля для инвесторов с различной степенью несклонности к риску.

## Заключение

В рамках данной работы был рассмотрен вопрос формирования портфеля акций на российском рынке при помощи непараметрического метода искусственных нейронных сетей.

В результате на основе матрицы входных параметров, включающей в себя фундаментальные, технические и макроэкономические факторы, был построен портфель акций при помощи метода нейронных сетей. Данный портфель показывал в период с января 2015 г. по январь 2016 г. доходность выше рыночной в среднем на 8 процентных пунктов. На основе данного анализа были выявлены также наиболее значимые детерминанты доходности акций российских компаний: momentum, bid-ask spread, а также цена на нефть марки Brent.

Для более полного вывода относительно эффективности данного метода был проведен анализ построения портфелей при помощи метода нейронных сетей при различных значениях параметра несклонности к риску. По результатам метод нейронных сетей является эффективным для инвесторов со значениями коэффициента несклонности к риску (0;15), что является хорошим результатом, т.к. в среднем коэффициент для не склонного к риску инвестора равен 10–12.

Помимо сравнения доходности, получаемой при помощи метода нейронных сетей с рыночной доходностью, проведено сравнение эффективности метода нейронных сетей с методом деревьев регрессий. По результатам данного сравнения, метод нейронных сетей позволяет получать в среднем доходность выше, чем метод деревьев регрессий. Одной из возможных причин этого может являться то, что метод нейронных сетей позволяет работать с большим количеством входных переменных, чем метод деревьев регрессий. Связано это с тем, что метод деревьев регрессий для построения эффективного узла, на который накладывается ограничение на минимальное количество наблюдений, с ростом количества переменных нуждается в большем количестве наблюдений.

## Список литературы

- Осовский С. (2002) Нейронные сети для обработки информации. М.: Финансы и кредит.
- Буянова Е.А., Саркисов А.Р. (2016) Формирование инвестиционного портфеля на российском рынке акций при помощи непараметрического метода – дерева решений // Корпоративные финансы. № 1, т. 37. С. 46–58.
- Ellis C., Wilson J. (2005) Can a neural network property portfolio selection process outperform the property market // *Journal of Real Estate Portfolio Management*. No. 11. P. 105–121.
- Fernandez A., Gomez S. (2007) Portfolio selection using neural networks // *Computers & Operations Research*. No. 34. P. 1177–1191.
- Freitas F. (2001) Portfolio Selection with Predicted Returns Using Neural Networks // *Neural computation*. No. 3. P. 35–54.
- Janecek K. (2004) What is a realistic aversion to risk for real-world individual investors? // *International Journal of Finance*. No. 23. P. 444–489.
- Jang G., Lai F. (1994) *Intelligent Trading of an Emerging Market*, New York: Wiley.
- Kryzanowski L., Galler M. (1992) Using Artificial Neural Networks to Pick Stocks // *Neural Networks in Finance and Investing*. No. 12. P. 525–541.
- Mehrotra K., Mohan C. (1997) *Elements of artificial neural networks*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Vanstone B., Finnie G. (2010) Stockmarket trading using fundamental variables and neural networks. *Neural computation*, no. 7, pp. 58–74.
- Yoon Y., Swales G. (1991) Predicting stock price performance: A neural network approach. *System Sciences*, no.4, pp. 156–162.
- Osowski S. (2002) *Nejronnye seti dlya obrabotki informacii* [Neural Networks and Machine Learning]. Moscow: Finance and Credit. (In Russ.)
- Bujanova E.A., Sarkisov A.R. (2016) Formirovanie investicionnogo portfelya na rossijskom rynke akcij pri pomoshhi neparametricheskogo metoda – dereva reshenij [Constructing of Optimal Portfolio on Russian Stock Market Using Nonparametric Method – classification and regression tree]. *Korporativnye financy*, no. 1, pp. 46–58. (In Russ.)
- Ellis, C., Wilson, J. (2005) Can a Neural Network Property Portfolio Selection Process Outperform the Property Market. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, no. 11, pp. 105–121.
- Fernandez, A., Gomez, S. (2007) Portfolio selection using neural networks. *Computers & Operations Research*, no. 34, pp. 1177–1191.
- Freitas, F. (2001) Portfolio Selection with Predicted Returns Using Neural Networks. *Neural computation*, no. 3, pp. 35–54.
- Janecek K. (2004) What is a realistic aversion to risk for real-world individual investors? *International Journal of Finance*, no. 23. pp. 444–489.
- Jang G., Lai F. (1994) *Intelligent Trading of an Emerging Market*, New York: Wiley.
- Kryzanowski L., Galler M. (1992) Using Artificial Neural Networks to Pick Stocks. *Neural Networks in Finance and Investing*, no. 12, pp.525–541.
- Mehrotra K., Mohan C. (1997) *Elements of artificial neural networks*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Vanstone B., Finnie G. (2010) Stockmarket trading using fundamental variables and neural networks. *Neural computation*, no. 7, pp. 58–74.
- Yoon Y., Swales G. (1991) Predicting stock price performance: A neural network approach. *System Sciences*, no.4, pp. 156–162.

# The Method for Solving Inverse Problems of Economic Analysis Using Statistical Data

**Ekaterina B. Griбанова,**

PhD in Technique, Tomsk State University of Control System and Radio electronics:  
40, Lenin Avenue, Tomsk, Russian Federation, 634050  
E-mail: katag@yandex.ru

**Paula E. Tugar-ool,**

probationer research, Tomsk State University of Control System and Radio electronics:  
40, Lenin Avenue, Tomsk, Russian Federation, 634050  
E-mail: paula94@rambler.ru

## Abstract

The inverse problem answers the question of "how do I...?" and the purpose of solving such a problem is the ability to form optimal management decisions. This article presents the methods for solving inverse problems of economic analysis using statistical data. In a classic case using inverse computations, calculation of the increments of the arguments is based on the target value of the function, the coefficients of the relative importance of the arguments, the primary values of the arguments and the directions of their change. This proposed method involves determining the functional arguments based on statistical historical data and includes two steps: first, constructing the regression equation from among the argument, the resulting indicator and the definition of the value of the arguments and then finding the solution to the inverse problem using the inverse computations. The coefficients of relative importance are calculated based on the magnitude of the gradient, and the sign of the elemental gradient determines the direction in which the arguments change. This paper describes the solution to the simple problem of forming revenue for the organization. The article presents an example of the application of this method to solve the modeling problem of rating the Republic of Tuva, which is based on eight groups of indicators: the standard of living, financial security, agricultural production efficiency, construction efficiency, the availability of labor resources, health, security education, and the technology for information and communication security. Using this method has allowed us to answer the question of how it is possible to increase the integral characteristics of the regional socio-economic development by 4.68%. This study used the inverse calculation theory, regression analysis, and optimization methodology. This method, which we have developed, can be used in the decision-making support systems for management.

**Keywords:** inverse problem, inverse computations, statistical data, the regression function, economic analysis.

**JEL:** C58, C38.

# Метод решения обратных задач экономического анализа на основе статистических данных

**Грибанова Екатерина Борисовна,**

кандидат технических наук, доцент, Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники: 634050, Российская Федерация, г. Томск, просп. Ленина, д. 40  
E-mail: katag@yandex.ru

**Тугар-оол Паула Эресовна,**

стажер-исследователь, Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники: 634050, Российская Федерация, г. Томск, просп. Ленина, д. 40  
E-mail: paula94@rambler.ru

## Аннотация

Обратная задача отвечает на вопрос «как сделать так, чтобы?..», и целью решения подобных задач является формирование оптимальных управленческих решений. В статье предложен метод решения обратных задач с помощью статистических данных. В классическом варианте использования механизма обратных вычислений расчет приростов аргументов осуществляется на основе заданного значения функции, коэффициентов относительной важности аргументов, исходных значений аргументов и направления их изменения. Предложенный метод предполагает определение аргументов функции на основе статистических данных за прошлые периоды и включает два этапа: построение регрессионного уравнения между аргументом и результирующим показателем (в статье рассмотрена линейная зависимость) и определение значения аргумента; решение обратной задачи с помощью обратных вычислений. При этом коэффициенты относительной важности вычисляются на основе величины градиента таким образом, чтобы достижение результата было выполнено за счет наименьшего суммарного изменения аргументов, а знак элементов градиента определяет направление изменения аргументов. Для иллюстрации работы метода рассмотрено решение простой задачи формирования выручки организации. В статье представлен пример применения данного метода для решения задачи моделирования рейтинговой оценки Республики Тыва, которая формируется на основе восьми групп показателей: уровень жизни, финансовая обеспеченность, эффективность сельскохозяйственного производства, эффективность строительства, обеспеченность трудовыми ресурсами, состояние системы здравоохранения, обеспеченность объектами образования, обеспеченность информационными и коммуникационными технологиями. Использование рассмотренного метода позволило ответить на вопрос, каким образом возможно повышение интегральной характеристики социально-экономического развития региона на 4,68%. В работе использована методология теории обратных вычислений, регрессионный анализ, методы оптимизации. Разработанный метод может быть использован в системах поддержки принятия управленческих решений и позволяет определить значения величин для достижения заданного результата на основе данных за предыдущие периоды.

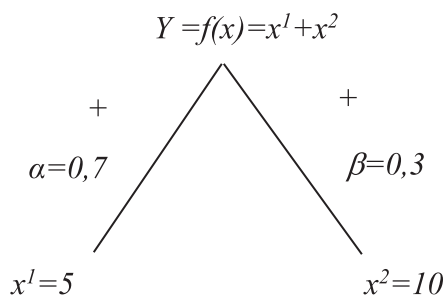
**Ключевые слова:** обратная задача, обратные вычисления, статистические данные, функция регрессии, экономический анализ.

**JEL:** C58, C38.



Под решением обратных задач с помощью обратных вычислений понимают вычисление приростов аргументов прямой функции с использованием информации о ее новой величине, исходных значений аргументов, а также дополнительных сведений, в качестве которых, в частности, могут выступать коэффициенты относительной важности и направление изменения аргументов [Одинцов, 2004; Дик, 2001]. Значения коэффициентов относительной важности устанавливаются в зависимости от степени влияния аргументов на результирующий показатель для достижения его заданного уровня. Так, аргумент, для которого коэффициент относительной важности выше, будет играть более значительную роль в формировании прироста результирующего показателя. При этом в сумме коэффициенты должны составлять единицу. На рисунке 1 представлен простой пример обратной задачи. Знак «+» означает положительное направление изменения аргумента. В случае если результирующий показатель должен быть равен 20 (т.е. исходное значение увеличено на 5), изменения аргументов корректируются согласно величинам коэффициентов относительной важности:  $0,7 \times 5 = 3,5$ ;  $0,3 \times 5 = 1,5$ . Следовательно,  $x^1 = 5 + 3,5 = 8,5$ ;  $x^2 = 10 + 1,5 = 11,5$ . В рассмотренном примере модель имеет аддитивную форму, данный механизм также может быть использован и для решения задач с использованием других зависимостей (мультипликативных, смешанных и т.д.), например, определение изменения прибыли и затрат для увеличения рентабельности организации на  $\Delta y$  %.

**Рисунок 1.** Пример обратной задачи



В общем виде решение задачи сводится к решению системы уравнений:

$$\begin{cases} y \pm \Delta y = f(x^1 \pm \Delta x^1(\alpha), x^2 \pm \Delta x^2(\beta)); \\ \frac{\Delta x^1}{\Delta x^2} = \frac{\alpha}{\beta}; \\ \alpha + \beta = 1, \end{cases} \quad (1)$$

где  $\Delta x^1$ ,  $\Delta x^2$  – приращение аргументов;  $\alpha$ ,  $\beta$  – коэффициенты относительной важности приращений  $\Delta x^1$ ,  $\Delta x^2$  соответственно;  $y$ ,  $\Delta y$  – исходное значение и приращение результирующей функции.

В случае если количество аргументов больше двух, то используется свертка критериев, в которой выполняется разбиение общей задачи на подзадачи, где число аргументов равно двум.

Аппарат обратных вычислений был разработан 20 лет назад и нашел применение в социально-экономических исследованиях, что говорит об его актуальности и востребованности. В работах [Бармина, Квятковская, 2010; Виштак, Штырова, 2014; Марьянова, 2015] рассматривается построение интегрального показателя качества функционирования объекта (коммерческой организации, учреждения дополнительного образования), формирующегося за счет нескольких показателей более низкого уровня, каждый из которых в свою очередь также определяется величинами следующего уровня (модель имеет аддитивную форму). Механизм обратных вычислений позволяет ответить на вопрос, какие меры необходимо предпринять, чтобы повысить качество работы объекта на  $\Delta y$  %.

На основе обратных вычислений был разработан модифицированный метод обратных вычислений [Грибанова, 2016], который подразумевает построение уравнения связи между аргументами вида  $y = ax + b$  и его подстановку в исходную функцию. Преимуществом такого подхода является отсутствие необходимости указания направления изменения каждого аргумента, требуется лишь указание вида связи аргументов: прямой (оба аргумента изменяются в одном направлении: увеличиваются или уменьшаются) или обратный (аргументы изменяются в разных направлениях, т.е. если один увеличивается, то другой уменьшается). Это позволяет избежать необходимости выполнять проверку корректности указанных направлений изменения аргументов.

В экономике также встречаются задачи, в которых величины могут принимать значения только из указанной допустимой области, что вызвано в том числе конечностью имеющихся ресурсов. В этом случае полученное с помощью обратных вычислений решение может не удовлетворять существующим ограничениям. В работах [Одинцов, Романов, 2014] рассматривается итерационная процедура, предусматривающая применение обратных вычислений для каждого малого изменения результирующего показателя. В случае если значение аргумента выходит за установленные границы, его величина приравнивается граничному значению, и таким образом реализуется взаимозаменяемость ресурсов. В статье [Грибанова, 2016] описано решение задач с ограничениями с помощью модифицированного метода обратных вычислений. Также данная задача может быть решена с помощью метода Монте-Карло путем моделирования случайных величин аргументов из области допустимых значений и выбора варианта с наилучшим значением результирующей функции. Решение задачи можно получить также путем последовательного изменения аргументов на некоторое малое

значение, при этом на каждой итерации изменяемый аргумент выбирается случайным образом исходя из установленной вероятности. В случае отсутствия возможности дальнейшего изменения аргумента из-за существующих ограничений вероятность его выбора становится равной нулю. Среди недостатков использования случайных величин можно отметить необходимость выполнения большого числа итераций, а также погрешность полученного решения, т.е. в разных реализациях результат будет отличаться. К преимуществам данного метода можно отнести простоту реализации и гибкость.

Данная работа посвящена решению обратной задачи на основе статистических данных. В отличие от классического механизма обратных вычислений, где природы аргументов вычисляются на основе коэффициентов относительной важности, определяемых человеком, выполняющим решение задачи, в статье рассмотрен случай, когда величины аргументов вычисляются на основе статистики за предыдущие периоды. Для этого используется уравнение регрессионной связи между значениями аргументов и результирующим показателем. На основе полученных с его помощью величин аргументов происходит дальнейшая корректировка решения с помощью обратных вычислений. Рассмотрим более подробно метод решения задачи.

## Метод решения задачи

Пусть даны значения аргументов  $x^1$  и  $x^2$ , функции  $f(x)$  за  $n$  промежутков времени:  $x_i^1, x_i^2, i = 1, \dots, n$ . Необходимо определить величины аргументов  $x_{n+1}^1, x_{n+1}^2$ , обеспечивающие заданное значение функции  $f(x) = f^*$ .

Метод решения данной задачи можно разбить на два этапа: определение аргументов с помощью регрессионной функции и решение обратной задачи.

Этап 1. Построение регрессионных функций зависимости аргументов от результирующего показателя:

$$\hat{x}^1 = g^1(f(x))$$

$$\hat{x}^2 = g^2(f(x))$$

Регрессионная функция описывает изменение условного среднего значения результирующей переменной в зависимости от изменения объясняющих переменных. Таким образом, построив функцию зависимости можно определить значение аргумента для достижения заданной величины результирующего показателя. Вид зависимости может быть, как линейный, так и нелинейный: из возможных вариантов выбирается тот, при котором функция наилучшим образом описывает имеющиеся данные. Самой простой является линейная зависимость, в случае ее использования формулы расчета аргументов будут иметь вид:

$$\hat{x}^1 = \theta_0^1 + \theta_1^1 \cdot f(x)$$

$$\hat{x}^2 = \theta_0^2 + \theta_1^2 \cdot f(x)$$

где  $\theta$  – неизвестные параметры регрессии.

Оптимизационная задача определения неизвестных параметров имеет вид:

$$Q(\theta) = \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^n (x_i^j - \hat{x}_i^j)^2 \rightarrow \min. \quad (2)$$

Решение данной задачи может быть выполнено с использованием классических оптимизационных методов, которые можно разделить на прямые (Хука-Дживса, симплексный, Гаусса и др.) и градиентные (Ньютона, Коши, Флэтчера-Ривза и др.) [Мицель, Шелестов, 2004]. Градиентные методы предполагают вычисление частных производных функции. Методы прямого поиска не требуют вычисления градиента, и являются более простыми в реализации, однако, как правило, возникает необходимость выполнения большого числа итераций для нахождения решения.

В случае линейной модели оценка параметров функции может быть выполнена с помощью метода наименьших квадратов:

$$\theta = (Y^T Y)^{-1} Y^T X,$$

где  $Y$  – матрица исходных значений  $f(x)$ , первый столбец которой состоит из единиц;  
 $X$  – вектор значений аргумента  $x_i^j$ .

В результате решения этой задачи будут найдены значения неизвестных параметров  $\theta_0^1, \theta_1^1, \theta_0^2, \theta_1^2$ . Путем подстановки искомого значения функции в уравнения зависимости, получим величины аргументов:

$$\begin{aligned} \hat{x}^{p1} &= \theta_0^1 + \theta_1^1 \cdot f^* \\ \hat{x}^{p2} &= \theta_0^2 + \theta_1^2 \cdot f^*. \end{aligned} \quad (3)$$

Значение функции для вычисленных значений аргументов будет равно:  $f_p = f(\hat{x}^p)$ .

Если условие  $f(\hat{x}^p) = f^*$  не выполняется, то необходимо скорректировать значения аргументов, и осуществляется переход ко второму этапу.

Этап 2. Решение обратной задачи определения аргументов. Вычисленные на первом этапе величины  $\hat{x}^p$  теперь рассматриваются как исходные значения аргументов. Необходимо вычислить их приросты, чтобы результирующий показатель был равен  $f^*$ . Достижение поставленной цели возможно двумя способами [Грибанова, 2016], один из которых обеспечивает получение решения за счет наименьшего суммарного изменения аргументов. Так, например, для задачи на рисунке 1 искомым результатом можно получить, увеличив значения аргументов  $x^1$  и  $x^2$ , а также увеличив значение аргумента  $x^1$  (с наибольшим значением коэффициента относительной важности) при уменьшении значения аргумента  $x^2$  (с наименьшим значением коэффициента относительной важности). Первый способ позволяет получить решение при минимальном суммарном изменении аргументов. Такой

вариант нужно использовать для решения данной задачи.

Для того чтобы определить, какой способ обеспечит минимальное суммарное изменение значений аргументов, вычислим значение градиента  $\nabla f(\hat{x}^P)$  в полученной точке. Градиент – это вектор частных производных, который показывает направление наибольшего возрастания значения функции. Знаки полученных величин позволяют судить о необходимом направлении изменения аргументов. В случае противоположных знаков можно говорить об обратной зависимости между аргументами, а если оба знака одинаковы, то зависимость прямая.

Абсолютные значения вектора градиента также позволяют судить о том, в какой степени должны быть изменены значения аргументов. Поэтому значения коэффициентов относительной важности могут быть вычислены следующим образом:

$$\alpha = \frac{|\nabla f(\hat{x}^P)_1|}{|\nabla f(\hat{x}^P)_1| + |\nabla f(\hat{x}^P)_2|}; \quad (4)$$

$$\beta = \frac{|\nabla f(\hat{x}^P)_2|}{|\nabla f(\hat{x}^P)_1| + |\nabla f(\hat{x}^P)_2|} = 1 - \alpha.$$

Теперь имеется вся необходимая информация для того, чтобы решить задачу методом обратных вычислений (либо модифицированным методом обратных вычислений): функция преобразования аргументов  $f(x)$ , начальные значения аргументов  $\hat{x}^{P1}, \hat{x}^{P2}$ , необходимое значение результирующего показателя  $f^*$ , направление изменения аргументов (определяемое знаком градиента в точке  $\hat{x}^P$ ) и коэффициенты относительной важности  $\alpha, \beta$ .

Рассмотренная задача представляет собой задачу нелинейного программирования следующего вида ( $f(x)$  – выпуклая функция):

$$\begin{aligned} f(x) &\rightarrow \min \\ h(x) &= 0 \end{aligned}, \quad (5)$$

где  $f(x)$  – целевая функция;  $h(x)$  – ограничение.

Оптимизационные задачи вида (5) встречаются в экономике при определении параметров регрессии с ограничениями, а также выборе политики инвестирования денежных средств, формировании оптимального портфеля.

Решение подобных задач может быть найдено с помощью методов множителей Лагранжа [Мицель, Шелестов, 2004], проектирования градиента, Зотейденка, Вулфа и т.д. Также широко применяется метод штрафов, который позволяет перейти от задачи с ограничениями к задаче без ограничений с помощью штрафной функции, значительно увеличивающейся в случае нарушения условия. Также существуют подходы к решению подобных задач, модифицирующие [Nosobe, 2015] либо объединяющие алгоритмические аспекты метода штрафов и методов множителей Лагранжа, метода штрафов и генетических алгоритмов [Смолянинов, 2008] и т.д. Предложенный подход к решению задачи является более простым по сравнению с классическими методами: отсутствует необходимость многократного выполнения итераций (как в методе штрафов), формирования уравнения для выражения аргументов относительно множителя Лагранжа.

Рассмотрим пример реализации метода. В таблице 1 представлены значения аргументов функции  $f(x) = x^1 \cdot x^2$  ( $x^1$  – цена,  $x^2$  – количество,  $f(x)$  – выручка) за три периода. Необходимо определить значения аргументов, обеспечивающие величину выручки, равную 45.

**Таблица 1.** Исходные данные задачи

№ периода	1	2	3
$x^1$	4	2	5
$x^2$	5	7	8
$f(x)$	20	14	40

Воспользуемся линейной моделью регрессии, тогда задача оптимизации (2) примет вид:

$$\begin{aligned} Q(\theta) &= (4 - \theta_0^1 - \theta_1^1 \cdot 20)^2 + (2 - \theta_0^1 - \theta_1^1 \cdot 14)^2 + (5 - \theta_0^1 - \theta_1^1 \cdot 40)^2 + (5 - \theta_0^2 - \theta_1^2 \cdot 20)^2 + \\ &+ (7 - \theta_0^2 - \theta_1^2 \cdot 14)^2 + (8 - \theta_0^2 - \theta_1^2 \cdot 40)^2 \rightarrow \min \end{aligned}$$

Полученное решение:  $\theta_0^1 = 1,227; \theta_1^1 = 0,099; \theta_0^2 = 5,025; \theta_1^2 = 0,067$ .

Следовательно, величины аргументов и значение функции равны (3):

$$\hat{x}^{p1} = \theta_0^1 + \theta_1^1 \cdot f^* = 1,227 + 0,099 \cdot 45 = 5,678 ,$$

$$\hat{x}^{p2} = \theta_0^2 + \theta_1^2 \cdot f^* = 5,025 + 0,067 \cdot 45 = 8,02 ,$$

$$f_p = f(\hat{x}^p) = 5,678 \cdot 8,02 = 45,537 .$$

Полученная величина отличается от установленного  $f^*$ , поэтому необходимо дополнительно решить обратную задачу. Значение градиента функции  $f(x)$  в точке  $\hat{x}^p$ :

$$\nabla f(x) = \begin{pmatrix} x^2 \\ x^1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 8,02 \\ 5,678 \end{pmatrix} .$$

Положительные значения говорят о необходимости уменьшения аргументов для уменьшения значения функции. Величины коэффициентов относительной важности равны (4):

$$\alpha = \frac{8,02}{8,02 + 5,678} = 0,585 ,$$

$$\beta = 1 - \alpha = 0,415 .$$

Обратная задача (1) имеет вид:

$$\begin{cases} (\hat{x}^{p1} - \Delta x^1)(\hat{x}^{p2} - \Delta x^2) = 45 , \\ \frac{\Delta x^1}{\Delta x^2} = \frac{\alpha}{\beta} . \end{cases}$$

Решением системы будут значения приростов:

$$\Delta x^1 = 0,045 ,$$

$$\Delta x^2 = 0,032 .$$

Следовательно, искомые величины аргументов равны:

$$\hat{x}^{*1} = 5,678 - 0,045 = 5,633 ,$$

$$\hat{x}^{*2} = 8,02 - 0,032 = 7,988 .$$

Их произведение составляет  $5,633 \cdot 7,988 = 45$ , что соответствует заданному  $f^*$ .

Для того чтобы не допустить выхода скорректированных значений аргументов за границы доверительного интервала, метод может быть модифицирован следующим образом:

1. На этапе 1 кроме точечных оценок вычислить интервальные оценки аргументов.
2. На этапе 2 использовать метод обратных вычислений для задач с ограничениями [Одинцов, Романов, 2014; Грибанова, 2016], при этом полученная на первом этапе точечная оценка принимается в качестве начального решения.

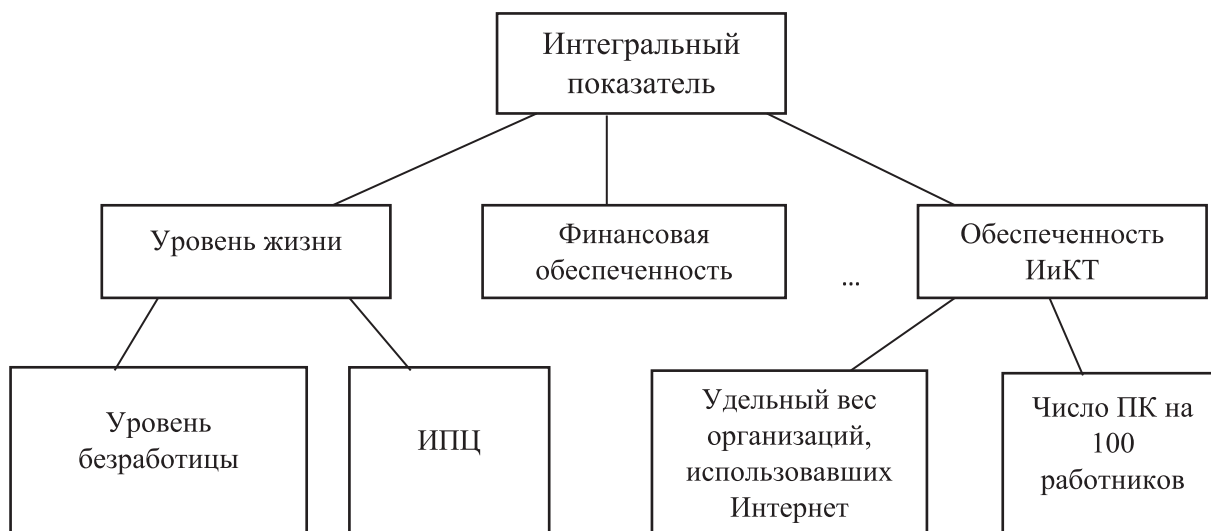
## Моделирование рейтинга Республики Тыва

Рассмотренный метод был использован для решения задачи моделирования рейтинга республики Тыва. Интегральная характеристика социально-экономической деятельности региона сформирована на основе восьми групп показателей (рис. 2): уровень жизни, финансовая обеспеченность, эффективность сельскохозяйственного производства, эффективность строительства, обеспеченность трудовыми ресурсами, состояние системы здравоохранения, обеспеченность объектами образования, обеспеченность информационными и коммуникационными технологиями (ИиКТ). Группы также формируются из показателей более низкого уровня (всего 48

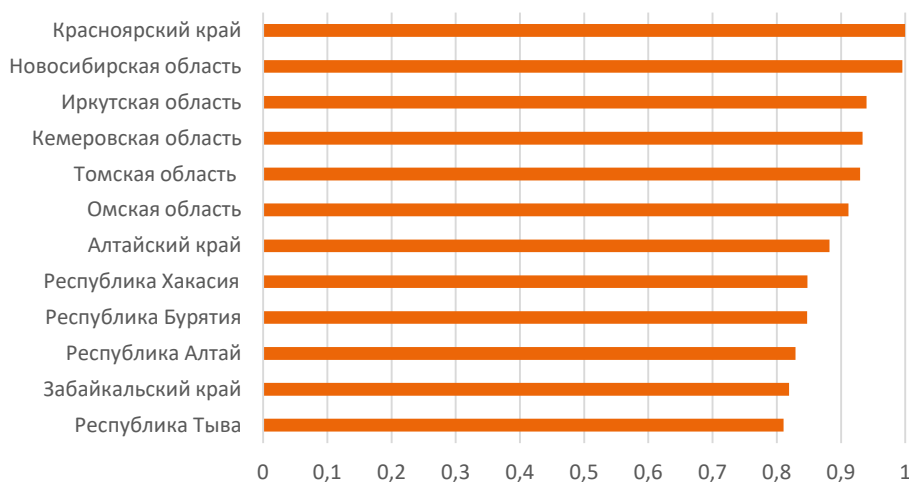
показателей). Для автоматизации расчета интегральной характеристики и хранения данных была реализована программа, описание которой представлено в работе [Грибанова, Алимханова, Тугар-оол, 2016]. Нормирование показателей выполнялось с помощью метода эталонного значения, который подразумевает деление значения показателя на максимальное либо деление минимального значения на величину показателя (в зависимости от того, какое значение является наилучшим: минимальное или максимальное). Таким образом, значения всех показателей изменяется в пределах от 0 до 1. Расчет рейтинговой оценки был выполнен без использования коэффициентов относительной важности.

Сравнивая данный регион с другими субъектами Сибирского федерального округа, можно отметить, что по значению интегрального показателя Республика Тыва находится на последнем месте (рис. 3). Регион отстает по таким группам показателей, как уровень жизни (низкое значение величин среднедушевых доходов и ожидаемой продолжительности жизни, высокий уровень безработицы и т.д.), обеспеченность трудовыми ресурсами (в частности, регион уступает другим субъектам по таким показателям, как население в трудоспособном возрасте и выпуск специалистов), обеспеченность объектами образования. Однако по показателям группы системы здравоохранения Республика Тыва находится на первом месте, что связано с низкой заболеваемостью в регионе, а также его обеспеченностью медицинскими учреждениями и медицинскими работниками.

**Рисунок 2.** Формирование интегрального показателя



Значения интегрального показателя было рассчитано как для сравнения региона с другими субъектами, так и для оценки динамики его развития. Нормированные значения исходных данных (групп показателей), на основе которых осуществляется расчет интегральной характеристики в этом случае, приведены в таблице 2. Максимальное значение интегрального показателя, равное 8, будет получено в случае равенства всех индикаторов единице. Это будет означать, что в данном периоде получены наилучшие значения интегральных характеристик групп показателей за весь рассматриваемый промежуток времени. Можно отметить рост таких показателей, как сельскохозяйственное производство, строительство, обеспеченность ИиКТ. Прирост интегрального показателя за последние два года составил 2,8%. Рассмотрим обратную задачу: определение значений показателей, обеспечивающих и в дальнейшем прирост интегральной характеристики на 2,8%. В этом случае ее значение должно получиться равным 7,99543.

**Рисунок 3.** Рейтинг регионов Сибирского федерального округа в 2015 г.

В последнем столбце таблицы 2 представлено решение обратной задачи. Таким образом, при существующих трендах улучшение интегральной характеристики может быть выполнено главным образом за счет увеличения значений показателей следующих групп: сельскохозяйственное производство, строительство и обеспеченность ИиКТ. Динамика их изменения в предыдущие моменты времени позволяет судить о достижимости полученных результатов.

Для того чтобы определить необходимые абсолютные значения показателей групп, выполняется решение обратной задачи с заданным значением интегральной характеристики группы. После этого осуществляется обратный переход от нормированных значений к величинам в исходных единицах измерения.

**Таблица 2.** Данные задачи

Название группы	Год						Решение
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
Уровень жизни	0,96463	1	0,98871	0,98463	0,96862	0,96081	0,96229
Финансовая обеспеченность	0,88853	0,89345	0,95922	0,94290	1	0,93584	0,99124
Сельскохозяйственное производство	0,82147	0,90380	0,90982	0,95854	0,9867	1	1,05614
Строительство	0,56155	0,46187	0,55568	0,74890	0,86622	1	1,10594
Обеспеченность трудовыми ресурсами	0,98254	1	0,97726	0,91082	0,89846	0,92669	0,8775
Система здравоохранения	1	0,98829	0,99534	0,98540	0,96622	0,97062	0,95963
Обеспеченность объектами образования	0,99637	1	0,98479	0,96717	0,98727	0,98369	0,97444
Обеспеченность ИиКТ	0,65174	0,73424	0,74575	0,85853	0,89239	1	1,06825
$f(x)$	6,86684	6,98164	7,11659	7,35689	7,56588	7,77765	7,99543

## Заключение

В статье рассмотрено решение обратных задач методом обратных вычислений с использованием статистических данных. Предложенный метод основан на использовании регрессионной функции, понятии градиента и механизме обратных вычислений. Его реализация включает два этапа: построение уравнения зависимости каждого аргумента от выходной величины (для этого решается задача оценки параметров функции регрессии) и определение с его помощью значений аргументов; корректировка полученных аргументов методом обратных вычислений. При этом для определения направления изменения аргументов и расчета коэффициентов относительной важности используются знаки и абсолютные значения элементов градиента.

Данный подход может быть использован при формировании управленческих решений и позволяет определить значения величин для достижения заданного результата на основе данных за предыдущие периоды. В статье представлен пример применения данного метода для решения задачи моделирования рейтинга Республики Тыва. Также данный метод может быть использован для решения других нелинейных задач с ограничением.

## Список литературы

Бармина Е.А., Квятковская И.Ю. (2010) Мониторинг качества коммерческой организации. Структурирование показателей. Применение когнитивных карт // Вестник Астраханского государственного технического университета. № 2. С. 15–20.

Виштак О.В., Штырова И.А. (2014) Использование технологии обратных вычислений при мониторинге качества дополнительного образования в вузе // Вестник Астраханского государственного технического университета. № 2. С. 67–73.

Грибанова Е.Б. (2016) Методы решения обратных задач экономического анализа // Корпоративные финансы. № 1. С. 119–130.

Грибанова Е.Б. (2016) Решение обратных задач экономики с помощью модифицированного метода обратных вычислений // Проблемы управления. № 5. С. 35–40.

Дик В.В. (2001) Методология формирования решений в экономических системах и инструментальные среды их поддержки. М.: Финансы и статистика.

Мартьянова А.В. (2015) Управление эффективностью банка на базе обратных вычислений // Вестник магистратуры. № 6. С. 77–79.

Мицель А.А., Шелестов А.А. (2004) Методы оптимизации. Томск: Изд-во Томск. гос. ун-та систем управления и радиоэлектроники.

Одинцов Б.Е. (2004) Обратные вычисления в формировании экономических решений. М.: Финансы и статистика.

Одинцов Б.Е., Романов А.Н. (2014) Итерационный метод оптимизации управления предприятиями средствами обратных вычислений // Вестник Финансового университета. № 2. С. 60–73.

Одинцов Б.Е., Романов А.Н. (2014) Проблемы создания информационных систем управления эффективностью бизнеса // Вестник Финансового университета. № 6. С. 22–36.

Смольянинов А.В. (2008) Условная оптимизации в нелинейном программировании с помощью генетических алгоритмов // Вестник Кузбасского государственного технического университета. № 5. С. 37–39.

Hosobe H. (2015) A hierarchical method for solving soft nonlinear constraints // Procedia Computer Science. No. 62. P. 378–384.

## References

Barmina E.A., Kvjatkovskaja I.Ju. (2010) Monitoring kachestva kommercheskoj organizacii. Strukturirovanie pokazatelej. Primenenie kognitivnyh kart [Quality monitoring of a commercial organization. The structuring of indicators. Application of cognitive maps]. *Vestnik of Astrakhan state technical University*, no. 2, pp. 15–20. (In Russ.)

Dik V.V. (2001) *Metodologija formirovanija reshenij v jekonomiceskix sistemah i instrumental'nye sredy ih podderzhki* [The methodology of making decisions in the economic system and tools that support them]. Moscow, *Finansy i statistika*. (In Russ.)

Gribanova E.B. (2016) *Metody reshenija obratnyh zadach jekonomiceskogo analiza* [Methods for solving inverse problems of economic analysis]. *Journal of Corporate Finance research*, no. 1, pp. 119–130. (In Russ.)

Gribanova E.B. (2016) *Reshenie obratnyh zadach jekonomiki s pomoshh'ju modifitsirovannogo metoda obratnyh vychislenij* [The solution of inverse problems of the economy using the modified method of inverse calculation]. *Problemy upravlenija*, no. 5, pp. 35–40. (In Russ.)

Gribanova E.B., Alimhanova A.N., Tugar-ool P.Je. (2016) *Informacionnaja sistema rejtingovoj ocenki ob#ektov jekonomiki* [The information system of economic entities rating]. *Proceedings of TUSUR University*, no. 2, pp. 51–55. (In Russ.)

Mart'janova A.V. (2015) *Upravlenie jeffektivnost'ju banka na baze obratnyh vychislenij* [The performance management of the bank using the inverse calculation]. *Bulletin of the graduate*, no. 6, pp. 77–79. (In Russ.)

Micel' A.A., Shelestov A.A. (2004) *Metody optimizacii* [Optimization methods]. Tomsk: TUSUR. (In Russ.)

Odinov B.E. (2004) *Obratnye vychislenija v formirovanii jekonomiceskix reshenij* [Inverse computations in shaping economic decisions]. Moscow, *Finansy i statistika*. (In Russ.)

Odintsov B.E., Romanov A.N. (2014) *Problemy sozdaniya informatsionnykh sistem upravlenija jeffektivnost'ju biznesa* [Problems of creation of information systems of business performance management]. *The Bulletin of the Financial University*, no. 6, pp. 22–36. (In Russ.)

Odintsov B.E., Romanov A.N. (2014) *Iteracionnyj metod optimizacii upravlenija predpriyatijami sredstvami obratnyh vychislenij* [An iterative method of optimization of enterprise management by means of inverse calculations]. *The Bulletin of the Financial University*, no. 2, pp. 60–73. (In Russ.)

Smol'janinov A.V. (2008) *Uslovnaja optimizacii v nelinejnom programmirovanii s pomoshh'ju geneticheskix algoritmov* [The conditional optimization in nonlinear programming using genetic algorithms]. *Bulletin of the Kuzbass State Technical University*, no. 5, pp. 37–39. (In Russ.)

Vishtak O.V., Shtyrova I.A. (2014) Ispol'zovanie tehnologii obratnyh vychislenij pri monitoringe kachestva dopolnitel'nogo obrazovanija v VUZe [The use of technology of inverse calculations when monitoring the quality of additional education at the University]. *Vestnik of Astrakhan State Technical University*, no. 2, pp. 67–73. (In Russ.)

Hosobe H. (2015) A hierarchical method for solving soft nonlinear constraints. *Procedia Computer Science*, no. 62, pp. 378–384.