

ISSN 2073-0438



№ 1(37) 2016

Электронный журнал
**Корпоративные
финансы**

В ЭТОМ ВЫПУСКЕ

**НОВЫЕ
ИССЛЕДОВАНИЯ
NEW RESEARCHES**

**ДИСКУССИИ
DISCUSSIONS**

**АНАЛИТИКА
ANALYTICS**

**ОБЗОРЫ
REVIEWS**

**МЕТОДЫ
METHODS**

Москва

Главный редактор:

Ивашковская Ирина Васильевна,

д.э.н., ординарный профессор, руководитель департамента финансов НИУ ВШЭ, зав. научно-учебной лабораторией корпоративных финансов факультета экономики НИУ ВШЭ, заслуженный работник высшего образования РФ;

Редакционный совет:

Родионов Иван Иванович,

д.э.н., профессор, департамент финансов факультета экономики НИУ ВШЭ;

Берзон Николай Иосифович,

д.э.н., ординарный профессор, департамент финансов НИУ ВШЭ;

Чиркова Елена Владимировна,

к.э.н., доцент, департамент финансов НИУ ВШЭ;

Березинец Ирина Владимировна,

к.ф.-м.н., доцент кафедры финансов и учета Высшей Школы Менеджмента Санкт-Петербургского государственного университета;

Международный редакционный совет:

Elettra Agliardi,

Professor Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna

Joseph McCahery,

PhD, Professor, Duisenberg School of Finance, Tilburg University

Brigitte Granville,

PhD, Professor, University College London

Hugh Grove,

PhD, Professor, University of Denver

Alexander Grigoriev,

PhD, Associate Professor, School of Business and Economics Maastricht University

Beutner, Eric,

PhD, Associate Professor, School of Business and Economics Maastricht University

J.H.(Henk) von Eije,

PhD, Associate Professor, University of Groningen

Eugene Nivorozhkin,

PhD, Lecturer, University College London

НОВЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

- 5** Top management compensation and performance in Russian companies

К. Bogatyrev

- 23** Моделирование вероятности дефолта инвестиционных проектов

Моргунов А.В.

ДИСКУССИИ

- 46** Формирование инвестиционного портфеля на российском рынке акций при помощи непараметрического метода – дерева решений

Буянова Е.А, Саркисов А.Р.

- 59** Оценка влияния факторов на формирование цены кредита

Горелая Н.В.

АНАЛИТИКА

- 77** Оценка взаимосвязи финансовой устойчивости и системного риска крупнейших российских банков

Карминский А.М Столбов М.И.

- 88** Роль транзакционных издержек в управлении проектами корпорации

Шепилова Н.П.

МЕТОДЫ

- 102** The role of financial factors interactions in the capital structure determination

К. Polyakov, M. Polyakova

- 119** Методы решения обратных задач экономического анализа

Грибанова Е.Б.

EDITORS

Editor-in-Chief:

Irina V. Ivashkovskaya,

*Tenured Professor, Head of the Academic Department of Finance
NRU HSE, Corporate Finance Center: Laboratory Head;*

Editorial Council:

Ivan I. Rodionov,

Professor of the Academic Department of Finance NRU HSE;

Nikolay I. Berzon,

Professor of the Academic Department of Finance NRU HSE;

Elena V. Chirkova,

*Associate Professor of the Academic Department of Finance
NRU HSE;*

Irina V. Berezinets

*Associate Professor, Department of Finance and Accounting
Graduate School of Management, St. Petersburg University;*

International Editorial Council:

Elettra Agliardi,

*Professor Dipartimento di Scienze Economiche, Università di
Bologna*

Joseph McCahery,

PhD, Professor, Duisenberg School of Finance, Tilburg University

Brigitte Granville,

PhD, Professor, University College London

Hugh Grove,

PhD, Professor, University of Denver

Alexander Grigoriev,

*PhD, Associate Professor, School of Business and Economics
Maastricht University*

Beutner, Eric,

*PhD, Associate Professor, School of Business and Economics
Maastricht University*

J.H.(Henk) von Eije,

PhD, Associate Professor, University of Groningen

Eugene Nivorozhkin,

PhD, Lecturer, University College London

CONTENTS

NEW RESEARCH

5 Top management compensation and performance in Russian companies

K. Bogatyrev

44 Modeling The Probability Of Default Of The Investment Projects

A. Morgunov

DISCUSSIONS

57 Constructing of Optimal Portfolio on Russian Stock Market Using Nonparametric Method – Classification and Regression Tree

E. Buyanova , A. Sarkisov

75 Evaluation of the impact of factors on loan pricing

Natalia V. Gorelaya

ANALYTICS

86 Assessing the link between financial soundness and systemic risk for key Russian banks

A. Karminsky, M. Stolbov

100 The role of transaction costs in corporate project management

N. Shepilova

TACTICS

102 The role of financial factors interactions in the capital structure determination

K. Polyakov, M. Polyakova

129 Methods for solving inverse problems of economic analysis

E. Gribanova

Journal of Corporate Finance Research covers theoretical, empirical, and applied research in corporate finance and related fields.

Types of Journal Articles:

New researches

Here we publish articles focusing in analyzing and empirical testing of the hypotheses directed on an explanation of a complex of financial decisions of the companies (about capital structure, models and methods of cost of capital estimation, about a company exit on the capital markets, venture investments, about investments into material, non-material and financial assets, about mergers and acquisitions, buy-back deals, business re-structuring and financially unstable companies, about cash flows to investors, about corporate governance, about mechanisms of the internal capital market).

Discussions

In this part we place the theoretical articles bringing new statements of theoretical problems, new approaches to the decision of theoretical and methodological problems of corporate finance.

Analytics

Here we publish articles about applications of corporate finance theory. Corporate finance models, results of their researches in an applied corporate financial analytics and in strategic managerial decisions. This part urged to form a collection of articles about the best samples and experience of adaptation of modern knowledge in the field of the corporate finance to the realities of financial markets conditions.

Methods

Here we publish papers about new methods with applications in corporate finance and related fields.

Frequency: 4 times per year

Publisher

National Research University Higher School of Economics / Shabolovka 26, 119049 Russian Federation, Moscow
+7 (495) 621-91-92 cfjournal@cfjournal.ru

Журнал Корпоративные Финансы - журнал о комплексных финансовых исследованиях российских фирм и фирм других развивающихся рынков капитала.

Основные тематические рубрики:

Новые исследования

В данной рубрике предполагается размещать статьи, в которых анализируются и эмпирически апробируются концепции и гипотезы, направленные на объяснение комплекса финансовых решений компаний (о привлечении капитала и формировании его структуры, моделях и методах оценки затрат на капитал, о выходе компании на рынки капитала, венчурных инвестициях, об инвестициях в материальные, нематериальные и финансовые активы, о приобретениях компаний, обратных выкупах, реструктуризации бизнеса и финансово неустойчивых компаний, о выплатах инвесторам, о внутреннем корпоративном контроле, о механизмах внутрикорпоративного рынка капитала).

Дискуссии

В рубрике предполагается размещать теоретические статьи, вносящие новые постановки теоретических проблем, новые подходы к решению теоретических и методологических вопросов

Аналитика

В данной рубрике предполагается размещать статьи о проблемах применения концепций, моделей корпоративных финансов, результатов их исследований в прикладной корпоративной финансовой аналитике и в стратегических управленческих решениях. Данная рубрика призвана формировать коллекцию статей о лучших образцах и опыте адаптации современных знаний в области корпоративных финансов к реалиям условий растущих рынков капитала.

Обзоры

Рубрика предусматривает создание тематических академических обзоров, в которых обобщаются и классифицируются концепция, методы их эмпирического тестирования.

Методы

Рубрика предусматривает публикацию результатов разработки новой методологии для применения в исследованиях по тематике корпоративных финансов.

Журнал выходит 4 раза в год.

Учредители:

НИУ Высшая Школа Экономики / Москва, Шаболовка, 26
+7 (495) 621-91-92 cfjournal@cfjournal.ru

TOP MANAGEMENT COMPENSATION AND PERFORMANCE IN RUSSIAN COMPANIES

Konstantin Bogatyrev

*Assistant Lecturer at Lomonosov Moscow State University,
Faculty of Economics*

Abstract

This paper contributes to the research on top management remuneration policy and the way in which it relates to performance in Russian corporations. Following an overview of the evidence presented in previous studies focusing on other markets, the paper presents a new empirical study of pay and performance using self-collected data on 93 Russian public companies for the five-year period between 2009 and 2013. The data on key management personnel compensation has been collected from the companies' official reports, including annual or financial reports and other stock exchange reports. The data on other financial indicators has been procured from the Bloomberg Professional® database.

Using fixed effect models for econometric analysis, we find evidence of a positive relationship between compensation and business performance in Russia, although this is not evident for every performance indicator. Indeed, both short-term and long-term forms of compensation as well as their sum show a positive relationship to return on assets (ROA), and the respective sensitivities of pay to performance are not negligible. However, institutional or state ownership can weaken this sensitivity. The relationship is only evident in companies with no state participation. Whereas 33 state-owned companies in the sample exhibit no significant relationship of top management compensation to corporate performance, the accounting profits and ROA of the remaining 60 (private) companies serve as significant determinants of remuneration levels.

Keywords: management compensation, executive compensation, management remuneration, management pay, pay and performance.

JEL: M52, J33, J44, G34, G39.

Introduction

Executive remuneration¹ policy is one of the key topics that attracts economists' attention when they study governance and economic incentives inside big corporations. Indeed, from year to year, top management pay is at the center of attention in numerous articles: as it was noted already in 1999 in the "Handbook of Labor Economics", since the beginning of the 1990s dozens of papers had been devoted to CEO pay every year (Murphy, 1999). This discussion has only expanded today due to plenty of academic contributions from different countries. However, empirical research on executive compensation generally focuses on developed markets, first and foremost the United States (Oxheim et al., 2008). Therefore, this paper is aimed to fill the gap in studying top management pay in Russian companies, which has gained almost no attention in previous studies.

The importance of labor remuneration for top management staff is proven by a constant interest in this topic that goes beyond academic studies. For corporates, executive compensation policy is expected mitigate the agency conflict by providing the managers with incentives that are aligned with the other stakeholders' interests. Therefore, it is no coincidence that annual reports increasingly disclose pay figures, even though some managers may want to keep them private. Moreover, these disclosures are nowadays often supported or even required of companies by respective regulations that governments introduce to protect investor interests. Indeed, according to G20 Financial Stability Board, since 2010 more than 20 countries have experienced changes in regulations of corporate remuneration policy (Financial Stability Board, 2015). In particular, since 2012 Russian companies with a stock exchange listing are required to disclose compensation figures in their annual reporting, which eventually inspired and enabled this study.

1. The terms "remuneration", "compensation" and "pay" are hereinafter used as synonyms (unless noted otherwise).

For the empirical research, a new dataset on executive compensation in Russia comprised of 93 companies has been manually collected. Including total compensation sums and their breakdown into basic components, it allowed for deriving executive compensation indicators that are comparable between different companies. The data were collected for the years between 2009 and 2013. Many companies started applying the new accounting standards in the reporting for 2011, which eventually also meant two years of retrospective compensation disclosure and helped to form a panel close to a balanced one in terms of compensation data completeness. Using this dataset, we tested the relationship between key executive compensation and firm performance indicators. Such indicators included both absolute (monetary) and relative (ratios and returns) measures based on company's financial reporting and market performance, namely accounting returns and profits, Tobin's Q, economic value added, market capitalization and stock return.

Few of the performance proxy variables appeared to be significant in compensation equations for the whole sample. However, subgroup analysis of companies with and without state ownership in the sample has shown that the pay-performance relationship is significant only for the latter category. For private corporations, both short- and long-term compensation demonstrated positive pay-to-performance sensitivity with regard to return on assets. The same was evident for absolute values of the accounting profits and market capitalization, though with less statistical confidence for the latter.

Literature Review

The relation between pay and performance

Research in management compensation can be generally divided into two main categories: (1) relationships between pay and performance and (2) relationships among pay and behaviors (Devers et al., 2007). As follows from the title, this paper is contributes to the first research direction.

Performance serves as an obvious benchmark for every work remuneration – however, the way and degree it is considered in payment schemes can differ tremendously even among similar cases. This problem is often underestimated in the media and public discussions about top management compensation, which tend to focus on the amounts of payment with less attention to the factors it can correspond to. As Jensen and Murphy noted in their seminal study on the pay to performance relationship, “the relentless focus on *how much* CEOs are paid diverts public attention from the real problem — *how* CEOs are paid” (Jensen and Murphy, 1990). The question *how* top executives are paid means mainly whether and by what means the compensation is aligned with business performance.

Compensation for top managers can include different components, namely almost always short-term pay in the form of a salary and annual bonuses, occasionally long-term compensation based on share appreciation, as well as other, usually less substantial components, such as severance pay, pension benefits and perquisites (Goergen and Renneboog, 2011). Whereas these less substantial elements are often disregarded when just the relationship with business performance is studied, some authors manage to examine not only work remuneration but also the managers' income from shareholdings as a proxy for their private goals or incentives, which the other shareholders, in theory, aim to align with their own interests (Jensen & Murphy, 1990). However, the disclosure of managers' stock ownership as a regulation requirement is rather an exception than a rule, which is why most of the studies on countries other than the U.S. and the UK operate only with short-term and long-term compensation as proxies for executives' incentives (Sarkar and Jafar, 2012).

Similarly, *performance* is a broader term, which leads to different particular company-level indicators in top management compensation studies (see Table 1.1). Not only can different variables proxy for the notion of business performance, but various studies also found evidence of existing positive relationships between executive compensation and value-based (e.g., shareholder wealth or stock return) or accounting-based (accounting profits and return) performance indicators. The studies in the Table 1.1 include a number of different markets.

Performance indicators in executive compensation studies

Paper	Indicators	Paper	Indicators	Paper	Indicators
<i>Jensen, Murphy (1990)</i>	SHW (shareholder wealth / market capitalization)	<i>Canyon, Schwalbach (2000)</i>	R	<i>Kato, Long (2006)</i>	SHW, R, ROA
<i>Gregg et al. (1993)</i>	R (stock return), EPS	<i>Canyon, Murphy (2000)</i>	R	<i>Leone, Wu, Zimmerman (2006)</i>	R, ROA, bad news
<i>Kaplan (1994)</i>	EBIT, R	<i>Brunello et al. (2001)</i>	NI	<i>Kato, Kim, Lee (2007)</i>	R, ROA
<i>Main et al. (1996)</i>	R	<i>Boschen et al. (2003)</i>	R, ROA	<i>Unite et al. (2008)</i>	SHW, R, sales growth
<i>Canyon, Peck (1998)</i>	R	<i>Aggarwal, Samwick (2003)</i>	R, SHW	<i>Méndez et al. (2011)</i>	SHW, Return, EBIT/TA
<i>Hall, Liebman (1998)</i>	R	<i>Firth, Fung, Rui (2006)</i>	ROS (return on sales), R, SHW	<i>Ozhkan (2011)</i>	R
<i>Zhou (1999)</i>	SHW	<i>Ghosh (2006)</i>	ROA, Q	<i>Canyon, He (2011)</i>	R, ROA, SHW
<i>Aggarwal, Samwick (1999b)</i>	SHW	<i>Kato, Kubo (2006)</i>	R, ROA, SHW	<i>Canyon, He (2012)</i>	R, ROA

The idea of a relation between business performance and the remuneration of managers who do not entirely own the company is elaborated in agency theory (the applicability of this theoretical framework to top executives is reviewed in (Murphy, 1999; Bebchuk and Fried, 2003). According to the principle-agent models, the manager's private interests in a firm do not fully coincide with those of the owners. Therefore, in many cases it is more efficient for the owner to provide additional incentives for the manager, so that their incentives are aligned in the end and the manager works to the benefit of the company, i.e. the owner. A common way to do this is to tie executive compensation with company performance. If this is the case, one can expect *positive relationship* between the two.

In reality, money incentives of shareholders and top managers in corporations cannot be perfectly aligned. Dealing with the agency conflict between those groups by means of corporate governance is associated with unavoidable costs for shareholders. Therefore, studying the relationship between company performance and executive compensation empirically can provide insights into the quality of corporate governance and the severity of agency costs in the sample that is examined. A stronger positive pay-to-performance sensitivity can serve as a signal of better remuneration policy and thus a less severe agency problem (Murphy, 1999).

The notion of pay-to-performance sensitivity

The key notion that is used in management compensation studies of firm performance is pay-(to)-performance sensitivity, or shortly PPS. What is generally understood under PPS is a numerical measure that explains the direction and degree of the correlation or explicit dependence of management compensation with regard to firm performance¹. However, both the related terms and the relationship itself can be measured differently, which is why particular empirical studies often differ in the way they obtain PPS.

Before reviewing these differences to define the framework of the study below, it is worth underlining one more assumption that stands behind the whole methodology. When speaking about pay-(to)-performance sensitivity, we already focus on effects of performance on remuneration and formulate the model accordingly. This corresponds to most of the research on pay and performance, where compensations usually act as the explained (dependent) component, while performance indicators serve as its determinants. Finkelstein et al. (2008) attribute this statement of a question to scholarly and popular interest in reasons for huge executive compensation sums. While studying performance as a determinant of compensation, we can provide insight into the more basic question of whether remuneration policy in a firm actually rewards managers for corporate achievements, i.e. if managers are provided with such performance incentives. Whether these incentives actually foster better firm

1. PPS in the narrow sense as opposed to PPE (pay-to-performance elasticity) is discussed subsequently.

performance might be a question for further research based on other models, needing more precise data on contracting and payment time periods than researchers have for Russian companies so far¹.

The first and most important methodical difference with regard to PPS is *calculating it* versus *inferring it statistically*. Often compensation contracts and financial instruments used for remuneration (e.g., stock options) allow for computing the “mechanical” built-in sensitivity to performance indicators that they are explicitly tied to (sometimes also called “effective ownership percentage”). This is possible if the researchers have such data available (Canyon and Murphy, 2000; Aggarwal and Samwick, 2003). However, this is often not the case in studies on markets other than the USA and the UK – in particular, not in this paper either. Furthermore, a direct calculation of the sensitivity is not applicable to compensation forms which are not explicitly (but still can be implicitly) linked with firm performance. It is reasonable to take these pay forms into account if we consider the relationship between pay and performance as a whole.

In case of statistical inference, the methods used in the previous studies had a consensus about neither the estimator nor using logarithms in the model. Concerning the estimator, most of the authors apply the “standard” panel data analysis based, mainly the fixed effects model (the so-called “within” estimator). However, some studies argue that other estimators find their application in compensation-performance regressions, e.g. median regressions or dynamic panel models. A review of estimators used to infer pay-to-performance sensitivity is presented in the Table 1.2.

Table 1.2

Methods used to estimate the relationship between pay and performance

Estimation method	Studies
Fixed/random effects model	Gibbons, Murphy (1990), Jensen, Murphy (1990), Gerhart, Milkovich (1990), Gregg et al. (1993), Kaplan (1994), Canyon, Peck (1998), Hall, Liebman (1998), Aggarwal, Samwick (1999a, 1999b, 2003), Kraft, Niederprüm Niederprüm(1999), Zhou (1999), Canyon, Murphy (2000), Canyon, Schwalbach (2000), Boschen et al. (2003), Kato, Kubo (2006), Ghosh (2006), Kato, Long (2006), Kato, Kim, Lee (2007), Unite et al. (2008), Canyon, He (2011), Ozhkan (2011), Méndez et al. (2011), Canyon, He (2012), Scholtz, Smit (2012), Rashid (2013)
Median regressions	Aggarwal, Samwick (1999a, 1999b, 2003), Canyon, Murphy (2000), Ozhkan (2011)
Dynamic models: Arellano-Bond (1988, 1991), Blundell-Bond (1998), VAR	Main et al. (1996), Boschen et al. (2003), Canyon, He (2012), Alves et al. (2014)
Other methods: Pesaran-Smith (1995), Fama-MacBeth (1973), robust and truncated regressions	Canyon, Schwalbach (2000), Aggrawal, Samwick (2003), Ghosh (2006), Leone et al. (2006), Canyon, He (2011)

Many authors distinguish between pay-to performance *sensitivity* (PPS) and *elasticity* (PPE) as two ways to measure the examined relationship. Under this classification, PPS is an absolute, numerical measure which is derived from a model where pay is measured in money units:

$$\Delta Executive Compensation_{it} = \alpha + \beta \Delta Firm Performance_{it} \quad (1)$$

Under the assumption that the relationship between pay and performance is presented by (1), β is interpreted as the amount of money that an average executive receives for an additional unit of company performance, i.e. the PPS. As opposed to this, the other approach is given by:

$$\Delta \ln (Executive Compensation)_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln (Firm Performance)_{it} \quad (2)$$

Under (2), β is interpreted as the percentage change in compensation related to a 1% change in company performance (such a change is expressed, for instance, in return rates), i.e. the pay-performance *elasticity*. Murphy (1999) discussed the advantages and drawbacks of PPS and PPE, eventually giving no preference to any of them and using both in the study.

1. The sample and challenges associated with obtaining compensation data for companies in Russia are discussed further in part 2.

Although studies devoted to the question of compensation and performance already number in the hundreds, so far there is almost nothing said about companies in Russia about this point. The only study on PPS in Russia was conducted on a sample of 26 companies and 3 years, i.e. 78 observations as a whole (Baiburina, Shustrova, 2008, in Russian). Moreover, the only compensation measure used by the authors was scarcely comparable between different firms because this indicator, namely the total key management compensation, was actually defined for a different number of top managers by companies themselves, which eventually was likely to yield very biased estimates.

Nonetheless, the existing body of literature on pay and performance in different countries serves as a methodological basis for this new study. The fact that many other authors found evidence of this relationship in different countries underlies the hypothesis that executive compensation is connected to firm performance in Russia as well. Figure 1 illustrates this evidence by answering the question in which countries there was found a profound evidence of positive pay-to-performance relationship in previous studies (colored blue on the map).



Figure 1. Countries for which academic evidence of positive pay-to-performance relationship exists

Although this overview might be still incomplete due to a big number of papers that address the pay-to-performance relationship, Figure 1.1 shows that evidence for it was found in different parts of the world in countries with obviously different economic systems and standards of living. This is one more reason not to underestimate the likelihood of this phenomena in Russian firms.

At the same time, Russia is conventionally considered an emerging market, which is why the features of such markets (observed in studies on China, India, the Philippines and South Africa) as opposed to more developed ones are also of interest with regard to pay and performance. A brief overview of existing research shows that performance tends to be more often significant and significant in more proxy variables in compensation equations for companies from developed markets. Differences become particularly evident in comparative studies: for example, Conyon and He (2011) showed that American executives received substantially higher compensation in 2001–2005 than the Chinese, even after controlling for economic and governance differences between the two countries. It is worth mentioning, however, that Chinese manager perquisites (usually not considered in studies) were estimated as 15% to 32% of the whole compensation (Kato and Long, 2006). Meanwhile, such incentive instruments as stock options, already common for top executives in the U.S. market, were virtually not used in China (Conyon and He, 2011).

Table 1.3

Evidence on pay and performance in emerging markets

Paper	Sample	Evidence of the relationship pay and performance
<i>Ghosh (2006)</i>	462 listed nonfinancial companies in India (1997-2002)	Board compensation is positively related to ROA in current and previous year, chief executive compensation – only with the current year’s ROA. Tobin’s Q is never significant a pay factor.

<i>Kato, Long (2006)</i>	937 listed companies in China (1998-2002)	There is a positive relationship between top management compensation and shareholder wealth as well as stock return, but for companies with state ownership it is weak. ROA is insignificant.
<i>Firth et al. (2006)</i>	549 listed nonfinancial companies in China (1998-2000)	CEO remuneration is positively related to shareholder wealth in firms without state ownership or with foreign ownership. No relationship to return on sales or stock return revealed.
<i>Unite et al. (2008)</i>	145 listed companies in the Philippines (2001-2003)	Compensations (mainly salaries and bonuses) are positively related to market value of equity, stock return and sales growth in firms that are not in a family conglomerate. No relationship to ROA revealed.
<i>Conyon, He (2011)</i>	1342 companies listed in China (2001-2005)	Executive compensation is positively related to ROA in the current year and stock return for the last year. Shareholder wealth is significant only where there are > 25% independent directors.
<i>Scholtz, Smit (2012)</i>	58 listed companies from South Africa (2003-2010)	Short-term compensations are positively related to total assets, turnover and share prices. The latter are not significant if only the crisis years 2008-2010 are analyzed.
<i>Conyon, He (2012)</i>	2024 companies listed in China (2000-2010)	In nondynamic panel models CEO pay is positively related to stock return and return on assets for the current or the last year. However, in dynamic models stock returns are no more significant.
<i>Rashid (2013)</i>	94 listed nonfinancial firms from Bangladesh (2000-2009)	There is a significant positive relationship between return on assets or Tobin's Q and total top management compensation.

Such striking differences in compensation structure may mean that performance can also be linked to pay through different channels. In fact, those studies which were focused on emerging markets found evidence of a positive relationship between executive pay and both accounting and market-based performance measures, such as return on assets (Ghosh, 2006; Conyon, He, 2011, 2012; Rashid, 2013), sales growth (Unite et al., 2008), Tobin's Q (Rashid, 2013), shareholder wealth, market capitalization or share price (Kato and Long, 2006; Firth et al., 2006; Unite et al., 2008; Conyon and He, 2011; Scholtz and Smit, 2012) or stock return (Kato and Long, 2006; Unite et al., 2008; Conyon and He, 2011, 2012). Considered studies on emerging markets are listed in Table 1.3.

For the further compensation research on Russian companies, it is also worth paying attention on ownership structure. Previous studies on Asian-Pacific economies, where large companies play a big role and informal institutes often affect business relations (which is also not untrue for Russia), have demonstrated that firm ownership affected the pay-performance sensitivity. Indeed, Chinese companies with state ownership showed weaker or insignificant PPS (Kato and Long, 2006; Firth et al., 2006). The same effect had ownership of business conglomerates in Japan (Abe et al., 2005), South Korea (Kato et al., 2007) and Philippines (Unite et al., 2008).

Now, as the theoretical framework, key notions and relevant findings of previous pay and performance research are defined, the next chapter introduces the design of this empirical study.

Data and methods

Sample

As many other studies on Russian companies, this one faced a challenge due to low data availability. When studying companies in Russia, one has to deal with at least three big limitations:

1. Relatively small financial market
2. Short market history
3. Lack of disclosed and collected data for companies

First, the number of objects to observe is constrained by the number of companies which data are available for. With no access to any private data sources, this study is based on public information as well as indicators calculated by the Bloomberg database. According to Bloomberg, only about two hundred companies in Russian domain have shares listed on a stock exchange¹.

1. The World Bank database counted 276 listed domestic companies in Russia by 2012, but actually even among those approximately 200 covered by Bloomberg not all are being traded on a regular basis.

Second, a short history of market economy in Russia generally does not allow to collect any longitudinal compensation data series so far. As in any other country, top management compensation in Russian listed companies is disclosed on *yearly basis*. Moreover, the most important limitation in this sense is that disclosure of executive compensation is required only since 2011 reporting (due to the introduction of International Financial Reporting Standards, shortly IFRS, for listed companies in Russia¹). Therefore, *inter alia*, testing compensation equations in dynamic econometric models is questionable so far because this would mean giving up a substantial part of data for the sake of building lags into the equation.

Finally, collecting relevant data eventually complicates the study because not all indicators are aggregated by research and business databases and not all the companies that theoretically have to disclose information actually do it in practice. Indeed, among approximately 200 companies, only about a half actually followed the standards appropriately so that top management compensation was eventually disclosed, including the retrospective comparable figures.

As a result, collecting all the necessary data made possible to work with a sample of 93 companies that provided information about their top management compensation in the years between 2009 and 2013, with unsubstantial missing parts. All of these were companies in Russian domain, i.e. with their main assets and operations located in Russia, although such companies often register legal entities abroad (e.g., to contract under the common law). In order to study pay-to-performance sensitivity, we used a set of variables that includes compensation sums, different performance indicators (most of which were already mentioned in chapter 1) and control variables.

The most important and unique part of this data is a panel of *compensation indicators* collected manually especially for this sample, using primarily companies' financial reporting, as well as annual reports, reports to market regulators, IPO prospectuses, corporate websites and business media references to enhance the data completeness and quality. In some rather rare cases, Russian companies described their remuneration policies in detail, distinguishing between all the different pay forms for every top manager in particular. However, in most cases companies only disclosed what the IFRS standards required, namely the total sum of pay for the so-called key management personnel and its breakdown into short-term, share-based, termination and post-employment benefits². The size and composition of the key management personnel are not strictly defined by the reporting standard, however, almost all companies include their executive body (sometimes called management board etc.) either alone or together with the board of directors in this notion. Their size is usually disclosed in reporting forms mentioned above.

However, for purposes of statistic inference, the study needed compensation variables that are comparable between different companies in the sample. To transform the total sums of top management compensation in different forms into such variables, two steps were undertaken. First, respectable sums were refined (via subtraction) from the non-executive directors' compensation because non-executive board members are usually paid incomparably less so that no averaging would make sense. Second, a comparable indicator, namely annual compensation per one executive was yielded through division of the total executive compensation sum by the number of executives it was attributed to, on average during the year (to take executive turnover into account):

$$\text{Compensation per executive} = \frac{\text{Compensation for all executives}}{\sum (\text{part of the year}) \times (\text{number of executives})} \quad (3)$$

Although averaging the compensation between the CEO and other executive team members is also not perfect as it could be that not all of the compensation forms are attributed to all of the team members (therefore, many previous studies only focused on CEO pay), the data sources leave no other choice. Moreover, taking the top management team into account can also benefit the study and even help find "the missing link between CEO pay and firm performance" (Carpenter & Sanders, 2002).

1. Although before this, such disclosures were already a part of public issuer reports required by the regulator (Federal Financial Market Service), the common practice of underreporting or non-disclosure of compensation sums in these reports was repeatedly admitted (e.g., in the article Olenkov/Оленьков (2006, in Russian). "Раскрытие информации: работа над ошибками" published in Акционерное общество: Вопросы корпоративного управления).

2. International Accounting Standard (IAS) 24 – Related Party Disclosures.

Among 93 companies in the sample, the executive team for which the total (net of board) executive compensation sum was given averaged 9.9 members.

Table 2.1

List of variables used in the study

Variable abbreviation	Indicator description	Variable type and interpretation
<i>SCOM</i>	Short-term compensation per one member of the top executive management team	Dependent variables, compensation sums
<i>LCOM</i>	Long-term compensation per one member of the top executive management team	
<i>SLCOM</i>	Sum of <i>SCOM</i> and <i>LCOM</i>	
<i>EBITDA</i>	Earnings before interest, taxes, depreciation and amortization	Independent variable, accounting performance measures
<i>EBIT</i>	Earnings before interest and taxes	
<i>NI</i>	Net income	
<i>ROA</i>	Return on assets (measured in percentage points)	
<i>ROE</i>	Return on equity (measured in percentage points)	
<i>MC</i>	Market capitalization	Independent variables, value-based performance measures
<i>RET</i>	Real stock return	
<i>Q</i>	Tobin's Q, computed by the Bloomberg database as ratio between (MC+debt) and TA	
<i>EVA</i>	Economic Value Added, computed by the Bloomberg database as (return on invested capital – weighted average cost of capital) × (net operating profit after taxes)	
<i>TA</i>	Total assets	Independent variables used for control and testing other hypotheses
<i>S</i>	Sales	
<i>BCOMtot</i>	Total compensation of non-executive directors ¹	
<i>STATE</i>	State ownership dummy: 1 if the Russian state has a share	
<i>INST</i>	Institutional ownership dummy (explained below)	

Table 2.1 presents the entire list of variables. Apart from the executive compensation data, all the other variables proxy for firm performance or serve as control variables. Their values are all downloaded from the Bloomberg Professional database. Following the methodology of previous studies, we analyze only short- and long-term benefits and ignore termination and insurance benefits while testing the relationship to firm performance.

Sample description and preliminary analysis

The sample of companies in Russia in this study is fairly heterogeneous. The descriptive statistics of executive and director compensation are presented in Table 2.2. In tables hereinafter, all the monetary indicators are measured in Russian rubles (RUB) for the sake of conformity¹. The prices are adjusted to the 2009 level by using the Consumer Price Index given by the Federal State Statistics Service, so that simultaneous changes in firm performance and incomes did not affect the inference of pay-to-performance sensitivity (market return rates are net of inflation as well).

Table 2.2

Descriptive statistics for compensation variables

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
<i>SLCOM</i>	overall	39.16622	64.37575	1.0925	576.7039	N = 458
	between		55.35728	2.028727	322.1473	n = 93
	within		32.63671	-250.584	293.7229	T-bar = 4.92473
<i>SCOM</i>	overall	29.31195	42.28645	1.0925	310.5374	N = 424
	between		39.29747	2.028727	226.3973	n = 86

1. For the better understanding of the sums by the reader, it is worth mentioning the exchange rates. In 2009, on average, 1 U.S. dollar was equal about 31.7 RUB on average. During the whole period 2009-2013, the exchange rate was relatively stable and fluctuated between 28 and 34 RUB.

	<i>within</i>		15.51268	-55.2994	157.0249	T-bar = 4.93023
<i>LCOM</i>	<i>overall</i>	9.343546	37.17196	-38.8822	446.9523	N = 414
	<i>between</i>		27.61521	0	219.753	n = 84
	<i>within</i>		24.99419	-210.41	236.5429	T-bar = 4.92857
<i>BCOMtot</i>	<i>overall</i>	30.4831	42.49161	0	373.1145	N = 288
	<i>between</i>		34.0606	0.173808	163.0033	n = 62
	<i>within</i>		25.45028	-72.1328	240.5942	T-bar = 4.64516

The sample demonstrated a great variation in compensation sums both for executives and directors (non-executive compensation values are collected for testing hypothesis). Table 2.2 also shows that pay for the non-executive board members is actually much less than the executive pay, the former in total (*BCOMtot*) is on average less than the latter per person (*SLCOM*). That is, distinguishing between these groups was actually reasonable. Moreover, though there can obviously be common trends in executive and non-executive compensation, the correlation between *BCOMtot* and *SLCOM* is still not absolute (0.467) and allows for further analysis.

Table 2.3

Descriptive statistics for firm performance variables

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
<i>ROA</i>	<i>overall</i>	4.241331	9.940881	-52.7107	68.52093	N = 448
	<i>between</i>		7.129202	-20.3526	22.8702	n = 92
	<i>within</i>		6.971414	-28.1167	58.39983	T-bar = 4.86957
<i>ROE</i>	<i>overall</i>	8.722032	28.2977	-181.575	153.6165	N = 427
	<i>between</i>		18.14439	-109.304	39.86747	n = 89
	<i>within</i>		23.17722	-174.568	140.4973	T-bar = 4.79775
<i>EBITDA</i>	<i>overall</i>	46612.26	166594.1	-22612	1706642	N = 410
	<i>between</i>		162596.8	-2028.46	1413395	n = 85
	<i>within</i>		25888.22	-251541	339859.6	T-bar = 4.82353
<i>EBIT</i>	<i>overall</i>	33441.85	134851.7	-111081	1468257	N = 412
	<i>between</i>		131270.9	-3438.88	1156566	n = 85
	<i>within</i>		24607.52	-229079	345133	T-bar = 4.84706
<i>NI</i>	<i>overall</i>	20169.84	103230.9	-177866	1132237	N = 452
	<i>between</i>		100360.4	-34650.1	933280.4	n = 93
	<i>within</i>		19827.6	-133526	219126.3	T-bar = 4.86022
<i>RET</i>	<i>overall</i>	0.345949	1.182003	-0.83073	9.765152	N = 379
	<i>between</i>		0.476595	-0.64113	2.191921	n = 88
	<i>within</i>		1.098922	-2.41797	8.005918	T-bar = 4.30682
<i>MC</i>	<i>overall</i>	166107.1	439289.4	0	4342077	N = 404
	<i>between</i>		411086.2	954.7821	3471777	n = 89
	<i>within</i>		102605.4	-796499	1036407	T-bar = 4.53933
<i>Q</i>	<i>overall</i>	1.25	0.728312	0.339909	6.466881	N = 411
	<i>between</i>		0.602661	0.538313	3.328554	n = 91
	<i>within</i>		0.409107	-0.66018	4.388327	T-bar = 4.51648
<i>EVA</i>	<i>overall</i>	2874.684	36025.99	-199009	395131.4	N = 448
	<i>between</i>		24963.54	-69634.3	185506.7	n = 93
	<i>within</i>		25628.38	-274368	212499.4	T-bar = 4.8172

Table 2.3 shows descriptive statistics for firm performance indicators in the sample. Accounting returns (*ROA*, *ROE*) are measured as percentage, i.e. the respective ratio times 100.

In addition to compensation and performance variables, a few other indicators are included in the analysis for purposes of control and testing of hypotheses. Descriptive statistics for them are presented in Table 2.4.

Descriptive statistics for control and dummy variables

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
TA	overall	316535.9	1014231	270.7739	1.03E+07	N = 453
	between		1001197	500.7778	9252842	n = 93
	within		102022.7	-573092	1316117	T-bar = 4.87097
S	overall	174862.7	482765.2	146.494	4016995	N = 454
	between		475418.2	222.8612	3638695	n = 93
	within		63537.83	-472862	553161.9	T-bar = 4.88172
STATE	overall	0.334773	0.472422	0	1	N = 463
	between		0.47396	0	1	n = 93
	within		0	0.334773	0.334773	T = 4.97849
INST	overall	0.83871	0.368195	0	1	N = 465
	between		0.369792	0	1	n = 93
	within		0	0.83871	0.83871	T = 5

Variables S and TA are monetary values that can be interpreted as size of the companies. Both sales and total assets were repeatedly used in previous studies as proxies for size. Variables STATE and INST are dummy. According to the statistics, about a third of all companies in the sample have a state share in their ownership structure (mostly a majority share). More than 83% of companies are linked to institutional ownership: however, in the database the state is also understood as “institution” so that all state-owned companies eventually also belong here.

The role of all the variables in the empirical analysis is explained the part 2.3.

Hypotheses and methods

The basic question of the empirical study is whether there is any pay-to-performance sensitivity in Russian companies, and whether it is positive and substantial. To test the relationship between executive compensation and firm performance, the two are placed on the two different sides of the regression equation. In other words, generally the model looks like

$$S_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \overline{Perf}_{it} + \beta_2 \overline{\Omega}_{it} + \dot{U}_{it} \quad (4)$$

In this equation, the dollar sign stands for a dependent compensation variable (SLCOM, SCOM or LCOM), \overline{Perf}_{it} is a vector of performance variables (possibly with several of them if there might be different relationships at the same time), and $\overline{\Omega}_{it}$ is a vector of other independent variables. Thus, β_1 is a pay-to-performance sensitivity vector.

Obviously not many performance variables may form be a part of the equation at the same time due to economic interdependencies and following multicollinearity problem. This is easy to see on the correlation matrix (Table 2.5).

Table 2.5

Correlation matrix of firm performance and size variables

	ROA	ROE	EBITDA	EBIT	NI	MC	RET	Q	EVA	S	TA
ROA	1										
ROE	0.7485	1									
EBITDA	0.1673	0.0951	1								
EBIT	0.1738	0.0958	0.9975	1							
NI	0.2167	0.1219	0.9781	0.9847	1						
MC	0.2477	0.132	0.9128	0.9135	0.9121	1					
RET	-0.017	-0.053	-0.0481	-0.0489	-0.0431	-0.0105	1				
Q	0.4192	0.2406	-0.0823	-0.0727	-0.0584	0.0885	0.2072	1			
EVA	0.2515	0.1712	0.7267	0.7329	0.7167	0.5086	-0.0657	0.0171	1		

S	0.1568	0.087	0.936	0.921	0.8954	0.86	-0.0501	-0.1106	0.685	1	
TA	0.1166	0.0557	0.9861	0.9824	0.9683	0.9076	-0.0418	-0.1151	0.648	0.917	1

For instance, both ROA with ROE or different profits together may not form the same performance vector because of their close interdependence and basically coinciding economic interpretation. However, return on assets (or return on equity) can be a part of the same equation with any of the last four, value-based performance indicators. It is worth mentioning that many authors even do not interpret Tobin's Q as a performance measure, considering it a proxy for future growth opportunities (Ozhkan, 2011).

Moreover, sales and total assets are not perfect control variables for size since they are also correlated with performance. However, size cannot be ignored as it has almost always proven to be significant in previous research, and even explained much more variance than performance (according to meta-study by Tosi et al., 2000). As sales volume can also be interpreted as a kind of firm performance, total assets were preferred in the following analysis as a size variable.

The key hypothesis tested in chapter 3 by models of the type (4) is the existence of positive and significant pay-to-performance sensitivity. In addition, following the hypotheses with regard to PPS and ownership structure pointed out in the literature review (see 1.3), we also tested if firms with state or institutional ownership have weaker pay-to-performance sensitivity than the others. The models are estimated on panel data by regressions with fixed effects. This method was preferred to random effects in every case according to the Hausman specification test.

Findings

Sensitivity of pay to accounting and value performance

To test pay to performance sensitivity, models of type (4) were used separately for short-term and long-term executive compensation and their sum. As previous studies found diverse evidence on the relationship of these indicators to performance, they are all worth testing statistically. For each of the three executive pay indicators as dependent variables, a number of regressions that differed in independent variables (proxies for performance) were estimated.

For the entire direct compensation, the pay to performance sensitivity has been tested by the models given by the equation (5): $SLCOM_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \overline{Perf}_{it} + \beta_2 TA_{it} + u_{it}$ (5), where TA is stands for total assets. The estimation results are summarized in Table 3.1.

Table 3.1

Performance sensitivity estimation results for total short- and long-term compensation

Explanatory performance variable	PPS (interpretation): how much more compensation a better performance brings	P-value
MC	+37,800 RUB for a billion RUB capitalization	0.080* ¹
RET	insignificant	0.196
Q	insignificant	0.244
EVA	insignificant	0.477
NI	+157,700 RUB for a billion RUB net income	0.083*
EBIT	insignificant	0.344
EBITDA	insignificant	0.321
ROA	+6.59 million RUB for a 10 percentage point increase in ROA	0.008***
ROE	insignificant	0.143
MC and ROA concurrently	+6.35 million RUB for a 10 percentage point increase in ROA, +29.3 RUB for a million RUB capitalization (insignificant)	0.02** for ROA 0.177 for MC

1. Significance at 0.1, 0.05 and 0.01 confidence level is hereinafter marked by *, ** or ***, respectively.

Most of the performance variables showed no significant relationship to SLCOM. However, return on equity appeared to be very promising in this sense, even under the presence of market capitalization in the same equation. One average, when ROA increases by 10 p.p., a top executive receives at least 6.35 million RUB more (which could be a substantial incentive if the yearly compensation makes about 39 million RUB a whole). Net income and market capitalization also were positively related to SLCOM at 10% confidence level, but the PPS was also less. In particular, an additional billion of profit (while net income average in the sample is about 20 billion RUB) corresponds only to 157.7 thousands RUB of additional executive compensation.

For the long-term compensation, the pay to performance sensitivity has been tested by the models given by the equation (6):

$$SLCOM_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \overline{Perf}_{it} + \beta_2 TA_{it} + u_{it} \quad (6)$$

The estimation results are summarized in Table 3.2.

Table 3.2

Performance sensitivity estimation results for long-term compensation

Explanatory performance variable	PPS (interpretation): how much more compensation a better performance brings	P-value
MC	insignificant	0.266
RET	insignificant	0.615
Q	insignificant	0.359
EVA	insignificant	0.625
NI	+118,100 RUB for a billion RUB net income	0.095*
EBIT	insignificant	0.354
EBITDA	insignificant	0.39
ROA	+4.33 million RUB for a 10 percentage point increase in ROA	0.024**
ROE	insignificant	0.278

Compared to performance sensitivities of SLCOM, the long-term compensation alone demonstrated less relationship to performance in terms of significance and coefficient values. However, it might be attributed to the fact that the variable LCOM actually has many zero values because lots of companies in Russia did not pay any long-term compensation. Among 414 values of LCOM in the sample, 274 times it equals 0. The actual absence of long-term component in the remuneration policy of many companies in Russia easily explains a lack of pay-to-performance sensitivity of this component in the sample.

For the short-term compensation, the pay to performance sensitivity has been tested by the models given by the equation (7):

$$SCOM_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 Perf_{it} + \beta_2 TA_{it} + u_{it} \quad (7)$$

The estimation results are summarized in Table 3.3.

This time, only accounting performance indicators, namely return on assets, return on equity and net income demonstrated a significant positive relationship to the short-term compensation. This stand in line with previous studies, which more often found evidence of accounting than market performance as determinant of short-term compensation, i.e. salaries and bonuses. The PPS figures are comparable with those for SLCOM and LCOM. For example, an increase of 10 p.p. in ROA corresponds to a 2.48 million RUB of additional short-term compensation.

Table 3.3

Performance sensitivity estimation results for short-term compensation

Explanatory performance variable	PPS (interpretation): how much more compensation a better performance brings	P-value
MC	insignificant	0.111

RET	insignificant	0.311
Q	insignificant	0.200
EVA	insignificant	0.123
NI	+79,200 RUB for a billion RUB net income	0.065*
EBIT	insignificant	0.941
EBITDA	insignificant	0.855
ROA	+2.48 million RUB for a 10 percentage point increase in ROA	0.033**
ROE	+0.677 million RUB for a 10 percentage point increase in ROE	0.084*

For the whole sample, the hypothesis of a positive relationship between executive pay and performance is mainly supported by such performance indicators as ROA and net income. However, the absolute values of pay-to-performance sensitivity are rather modest and not necessarily provide managers with strong incentives. A good criticism of low PPS can be found in the seminar pay and performance study by Jensen and Murphy (1990).

Ownership and PPS

According to the hypotheses stated in chapter 2, it is to be tested if pay-to-performance sensitivity differs for companies with different ownership structure. Two dummy variables from the sample reflect shareholding relations: STATE denotes all the companies with state ownership, and INST distinguishes all the firms with institutional investors, here including the state. Modifying the equation as in (8), one can test this hypothesis:

$$S_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 Perf_{it} + dummy * \beta_2 Perf_{it} + \beta_3 TA_{it} + u_{it}$$

As performance variable, here only ROA is used because it was the only variable that demonstrated stable significance at 5% for in all previous compensation equations.

Using STATE as a dummy and ROA as performance yielded pay-to-performance coefficients that are not significant at 10%. However, INST seemed to actually affect the PPS. Figure 3.1 shows clearly that firms with (broadly defined) institutional ownership have lower pay-to-performance sensitivity. While managers in other firms receive 2.67 million RUB with every additional ROA percentage point, the PPS for firms with “institutional” shareholders is, on average, 2.33 lower, that is, only 0.33 million for the same firms performance change.

Table 3.4

Estimation results for the hypothesis whether INST affects the PPS

SLCOM	Coef.	Std. Error	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TA	0.0000429	0.0000168	2.55	0.011	9.83e-06	0.0000761
ROA	2.666729	0.6530298	4.08	0.000	1.38236	3.951098
ROA*INST	-2.334241	0.7042104	-3.31	0.001	-3.719271	-0.9492107
_cons	23.14172	5.740183	4.03	0.000	11.85202	34.43142
σ_u	60.600153					
σ_e	35.919561					
ρ	0.74001198					(fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0:		F (91,349) = 10.55		Prob > F = 0.0000		

As prior analysis has shown, the sample is quite heterogeneous. This heterogeneity may also occur in pay-to-performance relationships for particular companies and their categories. With regard to ownership, we can separate the sample into groups and do it so that none of them is too small: among 93 companies, 60 are private and 33 are parastatal (i.e. owned by the state in some part).

Since the state ownership is supposed to weaken the PPS, it is reasonable to analyze the subsample of privately-owned companies again to see if this reveals any relationships that were obscured in the mixed sample.

PPS estimation results for total short- and long-term compensation in non-state firms

Explanatory performance variable	PPS (interpretation): how much more compensation a better performance brings	P-value
MC	+72,500 RUB for a billion RUB capitalization	0.065*
RET	insignificant	0.384
Q	insignificant	0.184
EVA	insignificant	0.930
NI	+652,200 RUB for a billion RUB net income	0.003***
EBIT	+646,500 RUB for a billion RUB in EBIT	0.026**
EBITDA	+760,900 RUB for a billion RUB in EBITDA	0.003***
ROA	+7.36 million RUB for a 10 percentage point increase in ROA	0.027**
ROE	insignificant	0.154

For companies with no state ownership, there is more statistical evidence of a positive relationship between pay and performance. It can be observed on more variables, such as all accounting profits. The values of the PPS are also greater than in the sample as a whole. Indeed, while in companies with no state ownership one received about 72,500 RUB more with every additional billion of market capitalization, the same sensitivity for the whole sample (including also the companies with state ownership) equaled about a half of this, i.e. 37,800 (see Table 3.1).

Testing the basic pay-to-performance hypothesis on the subsample of companies with state ownership yielded absolutely no evidence of the studied relationship. Even where the performance variables were significant for the entire sample, in the state-owned subsample the same variables appeared to be far from significance. This corresponds to the findings of Kato and Long (2006) and Firth et al. (2006) for Chinese companies.

Overall, although data provide some evidence for pay-to-performance sensitivity in Russia, this is true only for specific variables (return on assets, net income, market capitalization) and on average only for companies without state ownership. Such a picture is similar to those observed in other emerging market where the examined relationship is also sometimes elusive or attributed only specific categories of firms (see 1.3).

Discussion

The purpose of the paper is to investigate the relationship between remuneration of executive management and business performance of a company. This study is supposedly one of the first ones that consider executive compensation totals in Russian companies (the only previous study we have found was in Russian and is briefly reviewed in Part 1). Therefore, the focus was placed on designing a proper research framework, accurate use of new data and testing the basic hypotheses in this research direction if the data allows for testing.

The data collection process inevitably faced a few limitations that eventually constrained the scale of this research project. Whereas the studies designed for the most advanced capital markets could exploit data that has been cumulated for hundreds of companies with decades of observations, examining public companies from Russia imposed constraints due to the relatively short history of Russian companies' listings and, more importantly, the even shorter history of disclosure of management remuneration. Certainly, the obligatory application of the IFRS for companies listed in Russia since 2011 enabled the collection of research data to the full extent available, with a sample of 93 companies for the five-year period between 2009 and 2013. This sample allowed for the testing of pay-to-performance sensitivity hypotheses within this scale by means of fixed effect models, the most frequently used instrument in this research direction to date. However, the small number of periods for which data is available so far hindered the use of dynamic econometric models because the testing lag would have reduced the original sample by 20% for every lagged period in the equation, and could thus substantially reduce the explanatory power.

Testing the relationship between key executive compensation and company performance indicators yielded the conclusion that this relationship was significant only for companies which were not owned by the state. The weakening effect of state ownership on pay-to-performance sensitivity was previously observed by Kato and Long (2006) and Firth et al. (2006) in the case of Chinese companies. However, the reasons behind this effect have not been diagnosed in remuneration studies so far. With regard to China's public listed companies, Quiang (2003) attributed this to ambiguous principal-agent relationships and weak market discipline, e.g. no takeover threat. Ncube and Maunganidze (2014) argued that corporate governance structures in Zimbabwean parastatal enterprises appeared too fragile to restrain over-compensation of executives. The link between pay and performance in Russia parastatal companies might be weak or absent because of state ownership's hindrance of good governance procedures.

Concerning the private corporations examined in the study, the relationship of executive compensation to business performance appeared to be positive, as one would expect from the economic sense of pay-for-performance as well as the evidence from previous studies. However, corresponding to the major existing evidence from emerging markets, the pay executives receive was associated first and foremost with companies' accounting performance, i.e. indicators based on reporting such as profits or ROA. We attribute this mainly to the moderate use of long-term compensation instruments in Russian public companies. Indeed, even for the sub-sample of 60 private corporations that appeared to pay their managers for performance, 25 of them, in fact, paid literally zero long-term compensation during the five-year period observed (another five companies did not disclose the pay structure at all). Among their state-owned peers in the sample, only 11 of 33 companies ever paid a long-term compensation package during this period. This corresponds to the findings of Petrov and Chirkova (2012), who identified only 27 public companies in Russia that had any long-term management incentive scheme by 2009. Paying managers for the company's value performance using long-term incentive instruments is still not common in Russia.

All in all, the findings show that corporate remuneration policies in Russia are heterogeneous and developing. On average, companies in Russia do not tie executive compensation to company performance as evidently as, for instance, companies in the United States do, where researchers have repeatedly discovered management pay sensitivity with regard to different performance indicators, which were also used in this study. However, this paper now provides evidence that executive compensation in Russia is also in some way related to performance, primarily to accounting profitability (ROA). This is true for companies with no state ownership, whereas the parastatal companies do not exhibit this relationship. Explaining the differences between Russian companies in the way pay and performance are related could be a question for further research. The inevitable enlargement of data available will also enable us to study different forms of Russian companies' management remuneration in more detail in the future, as will exploiting other research approaches such as dynamic econometric models.

References

1. Abe, N., Gaston, N., and Kubo, K. (2005), "Executive pay in Japan: the role of bank-appointed monitors and the main bank relationship", *Japan and the World Economy*, Vol. 17, No. 3, pp. 371—394.
2. Aggarwal, R.K., and Samwick, A.A. (1999a), "The other side of the trade-off: the impact of risk on executive compensation", *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 1, pp. 65—105.
3. Aggarwal, R.K., and Samwick, A.A. (1999b), "Executive compensation, strategic competition, and relative performance evaluation: theory and evidence", *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, pp. 1999—2043.
4. Aggarwal, R.K., and Samwick, A.A. (2003), "Performance incentives within firms: the effect of managerial responsibility", *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 4, pp. 1613—1650.
5. Alves, P., Couto, E., and Francisco, P. (2016), "Executive pay and performance in Portuguese listed companies", *Research in International Business and Finance*, Vol. 37, pp. 184—195.

6. Baiburina, E., and Shustrova, E. (2008), “Vlijanie voznagrazhdenija top-menedzhmenta i soveta direktorov na stoimost' krupnyh rossijskih kompanij” [“The effect of top management and board remuneration on the value of large Russian companies”], *Korporativnye finansy [Journal of Corporate Finance Research]*, Vol. 8, No. 4, pp. 60–80.
7. Bebchuk, L.A., and Fried, J.M. (2003), “Executive compensation as an agency problem”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No. 3, pp. 71–92.
8. Boschen, J.F., Duru, A., Gordon, L.A., and Smith, K. J. (2003), “Accounting and stock price performance in dynamic CEO compensation arrangements”, *The Accounting Review*, Vol. 78, No. 1, pp. 143–168.
9. Brunello, G., Graziano, C., and Parigi, B. (2001), “Executive compensation and firm performance in Italy”, *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 19, No. 1–2, pp. 133–161.
10. Bushman, R.M., and Smith, A. (2001), “Financial accounting information and corporate governance”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 32, pp. 237–333.
11. Carpenter, M.A., and Sanders, W.M.G. (2002), “Top management team compensation: the missing link between CEO pay and firm performance”, *Strategic Management Journal*, Vol. 23, No. 4, pp. 367–375.
12. Conyon, M.J., and Murphy, K.J. (2000), “The prince and the pauper? CEO pay in the United States and United Kingdom”, *Economic Journal*, Vol. 110, No. 467, pp. 640–71.
13. Conyon, M.J., and Schwalbach, J. (2000), “Executive compensation: evidence from the UK and Germany”, *Long Range Planning*, Vol. 33, No. 4, pp. 504–526.
14. Conyon, M.J., and He, L. (2011), “Executive compensation and corporate governance in China”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17, No. 4, pp. 1158–1175.
15. Conyon, M.J., and He, L. (2012), “CEO compensation and corporate governance in China”, *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 20, No. 6, pp. 575–592.
16. Coughlan, A.T., and Schmidt, R.M. (1985), “Executive compensation, management turnover, and firm performance: an empirical investigation”, *Journal of Accounting*, Vol. 7, No. 1–3, pp. 43–66.
17. Devers, C.E., Cannella, A.A., Jr, Reilly, G.P., and Yoder, M.E. (2007), “Executive compensation: a multidisciplinary review of recent development”, *Journal of Management*, Vol. 33, No. 6, pp. 1016–1072.
18. Financial Stability Board (2015), National regulation and supervisory guidance on compensation, available at: http://www.financialstabilityboard.org/wp-content/uploads/r_120709.pdf [Accessed 29 Feb. 2015].
19. Finkelstein, S., Hambrick, D., and Cannella, A. (2009), *Strategic leadership*. New York: Oxford University Press.
20. Freeman, R.E. (1984), *Strategic Management: A Stakeholders Approach*. Boston: Pitman.
21. Gerhart, B.A., and Milkovich, G.T. (1990), “Organizational differences in managerial compensation and financial performance”, *The Academy of Management Journal*, Vol. 33, No. 4, pp. 663–691.
22. Gibbons, R., and Murphy, K.J. (1990), “Relative performance evaluation for chief executive officers”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 43, No. 3, pp. 30–51.
23. Goergen, M., and Renneboog, L. (2011), “Managerial compensation”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17, No. 4, pp. 1068–1077.
24. Gregg, P., Machin, S.J., and Szymanski, S. (1993), “The disappearing relationship between directors’ pay and corporate performance”, *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 31, No. 1, pp. 1–10.
25. Hall, B., and Liebman, J. (1998), “Are CEOs really paid like bureaucrats?”, *Quarterly Journal*

of Economics, Vol. 113, No. 3, pp. 653–691.

26. Kale, J.R., Reis, E., and Venkateswaran, A. (2009), “Rank-order tournaments and incentive alignment: the effect on firm performance”, *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 3, pp. 1479–1512.
27. Kaplan, S.N. (1994), “Top executive rewards and firm performance: a comparison of Japan and the United States”, *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 3, pp. 510–46.
28. Kato, T., and Kubo, K. (2006), “CEO compensation and firm performance in Japan: evidence from new panel data on individual CEO pay”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, No. 1, pp. 1–19.
29. Kato, T., and Long, C. (2006), “Executive compensation, firm performance, and corporate governance in China: evidence from firms listed in the Shanghai and Shenzhen stock exchanges”, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 54, No. 4, pp. 945–983.
30. Kato, T., Kim, W., and Lee, J. (2007), “Executive compensation, firm performance, and chaebols in Korea: evidence from new panel data”, *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 15, No. 1, pp. 36–55.
31. Main, B., Bruce, A., and Buck, T. (1996), “Total board remuneration and company performance”, *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 439, p.1627–1644.
32. Mehran, H. (1995), “Executive compensation structure, ownership and firm performance”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, No. 2, pp. 163–184.
33. Méndez, C.F., García, A.G., and Rodríguez, E.F. (2011), “Corporate governance and executive pay in the Spanish market”, *The Spanish Review of Financial Economics*, Vol. 9, No. 2, pp. 55–68.
34. Murphy, K. J. (1985), “Corporate performance and managerial remuneration: an empirical analysis”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, No. 1–3, pp. 11–42.
35. Murphy, K., Riddell, W.C., and Romer, P.M. (1998), “Wages, skills and technology in the United States and Canada”, NBER Working Paper 6638, available at: <http://www.nber.org/papers/w6638> [Accessed 29 Feb. 2015].
36. Murphy, K. (1999), “Executive compensation”. Ch. 38 in: *Handbook of Labor Economics* (ed. by O. Ashenfelter, R. Layard and D. Card), Vol. 3(B), pp. 2485–2563.
37. Ncube, F., and Maunganidze, L. (2014), “Corporate governance and executive compensation in Zimbabwean state owned enterprises: a case of institutionalized predation”, *Management*, Vol. 4, No. 6, pp. 131–140.
38. Oxelheim, L., Wihlborg, C.G., and Ghauri, P.N. (2008), *Markets and Compensation for Executives in Europe*. Elsevier Science Ltd, 432 pp.
39. Petrov, I., and Chirkova, E. (2012), “Sistemy voznagrazhdeniya vysshego menedzhmenta kompaniy na primere aktsiy” [“Systems of companies’ top management remuneration – the example of stock”]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, Vol. 7, No. 5, pp. 122–138.
40. Qiang, Qu (2003), “Corporate governance and state-owned shares in China listed companies”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 14, No. 5, pp. 771–783.
41. Rashid, A. (2013), “Corporate governance, executive pay and firm performance: evidence from Bangladesh”, *International Journal of Management*, Vol. 31, No. 1, pp. 556–575.
42. Sarkar, J., and Jafar, A. (2012), “Executive compensation vis-à-vis firm performance: identifying future research agenda”, *SIT Journal of Management*, Vol. 2, No. 2, pp. 17–41.
43. Scholtz, H.E., and Smit, A. (2012), “Executive remuneration and company performance for South African companies listed on the alternative exchange (AltX)”, *Southern African Business Review*, Vol. 16, No. 1, pp. 22–38.
44. Taussig, F.W., and Barker, W.S. (1925), “American corporations and their executives: a statistical enquiry”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 40, No. 1, pp. 1–51.

45. Tosi, H.L., Werner, S., Katz, J.P., and Gomez-Mejia, L.R. (2000), “The determinants of CEO compensation: a meta-analysis of firm size and performance”, *Journal of Management*, Vol. 26, No. 2, pp. 301–339.
46. Zhou, X. (1999), “Executive compensation and managerial incentives: a comparison between Canada and the United States”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 5, No. 3, pp. 277–301.

В статье рассматриваются основные подходы, используемые при моделировании оценки вероятности дефолта инвестиционных проектов в коммерческом банке в рамках подхода, основанного на внутренних рейтингах (IRB Approach). Разработана модель оценки вероятности дефолта для сделок проектного финансирования на основании российской статистики с использованием эконометрической модели множественного выбора. Проведена валидация разработанной модели и модели, созданной ранее на основании дефолтной статистики.

Основными целями исследования являлись: анализ различных методов оценки вероятности дефолта инвестиционных проектов; практическое применение одного из основных методов - метода множественного выбора к российским инвестиционным проектам (ранее автором применялся метод бинарного выбора, результаты практического применения которого опубликованы в 2015 году в журнале Новой экономической ассоциации» №2(26)) и сопоставление методов бинарного и множественного выбора по результатам валидации данных моделей с использованием хорошо известных валидационных характеристик и критериев. В статье рассматриваются основные подходы, используемые при моделировании оценки вероятности дефолта инвестиционных проектов в коммерческом банке в рамках подхода, основанного на внутренних рейтингах (IRB Approach). Результаты исследования связаны с получением модели оценки вероятности дефолта для сделок проектного финансирования с помощью метода множественного выбора, обладающей высокой точностью (дискриминационной способностью) и стабильностью (t-критерий Стьюдента выполнен с доверительной вероятностью более 85%) и получением количественного сопоставления качества разработанной модели множественного выбора с качеством разработанной ранее моделью бинарного выбора. Приведенные алгоритмы и модели могут быть использованы кредитными организациями при разработке рейтинговых моделей на основе внутренних рейтингов (IRB Approach). Целесообразность использования полученных результатов может быть проверена банками исключительно по итогам проведения валидации представленных моделей на своих собственных кредитных портфелях инвестиционных проектов. По результатам исследования сделан вывод о возможности применения методов бинарного и множественного выбора (точность полученных моделей - высокая) при оценке кредитоспособности инвестиционных проектов и сильном влиянии риск-фактора IRR на кредитоспособность проектов. Однако оценить должным образом качество полученных моделей и гипотез на текущий момент не представляется возможным в связи с ограниченностью данных.

Ключевые слова: дефолт, модель бинарного выбора, модель множественного выбора, дискриминационная способность, калибровка, валидация

JEL: G21, G24, G32.

Основные методы оценки вероятности дефолта проектов

Модели оценки вероятности дефолта играют важную роль в системах риск-менеджмента коммерческих банков, так как позволяют осуществить оценку кредитоспособности для различных контрагентов и сделок. Внедрение в практику первого компонента Базель II предполагает использование продвинутого подхода оценки кредитоспособности кредитного портфеля с использованием внутренних рейтинговых моделей (IRB Approach) для оценки кредитного риска. Это требует разработки отдельных моделей для различающихся по экономической сущности и уровню принимаемого кредитного риска групп активов. В частности, многие российские банки испытывают сложности, связанные с разработкой моделей для сделок проектного финансирования. Проектное финансирование – это финансирование инвестиционных проектов, при котором источником обслуживания долговых обязательств являются денежные потоки, генерируемые самими проектами. Специфика этого вида инвестирования состоит в том, что

1. Аспирант НИУ ВШЭ.

оценка затрат и доходов осуществляется с учетом распределения риска между участниками проекта. Достоинствами проектного финансирования являются:

- отсутствие прямых финансовых обязательств организаторов, что не влияет на доступность капитала и рейтинги их основной деятельности;
- возможность разделить риски, включая политические, и долг, исключить ограничения по другим транзакциям инициатора проекта;
- формирование заинтересованности банков во вхождении в проектный синдикат на стадии его формирования;
- участие кредиторов в экспертизе проекта в ходе его реализации для оперативного предотвращения возможных убытков (Полтерович, 2010).

При этом имеются и проблемные моменты, связанные со сложностью определения рисков, повышенными рисками заемщиков в силу особенностей залогов, повышенной стоимостью ресурсов и пр.

Проведенные исследования показали, что сделки проектного финансирования имеют большую длительность, рассчитаны на более рискованных заемщиков, имеют более низкие кредитные спреды по сравнению с сопоставимыми синдицированными кредитами. Среди исследований в области проектного финансирования выделяются многие работы (Kayser, 2013; Laishram and Kalinidi, 2009; Gatti, 2013; Hait, 2011; Карминский, Моргунов и Богданов, 2015). При оценке кредитоспособности инвестиционных проектов на различных временных интервалах используются модели выживаемости, представленные в книгах (Кокс и Льюис, 1969; Кокс и Оукс, 1988).

Кайзер (Kayser, 2013) дан анализ публикаций по юридическим и договорным вопросам сделок проектного финансирования, оценкам рисков и выбору проектов, взаимодействию с государством в рамках различных проектов. Рассмотрено измерение рисков при оценивании как индивидуальных проектов, так и на основании портфельной оценки, приводятся подходы для оценивания спредов сделок политических компонентов и нефинансовых спонсорских контрактов.

В работе Лайшрам и Калиниди (Laishram and Kalinidi, 2009) показано, как использовать рейтинги при оценивании сделок проектного финансирования для механизма частно-государственного партнерства с помощью аналитических методов оценивания целесообразности проектов (Desirability Rating Analytical Tool, DRAT). Дополнительно рассмотрены возможности применения рекомендаций Базель II в части проектного финансирования, в том числе для облигаций на кредиты проектного финансирования, и особенности многокритериальных моделей принятия решений в условиях неопределенности.

В работе Гатти (Gatti, 2013) в главе 8 рассматриваются вопросы, связанные с оценкой кредитных рисков сделок проектного финансирования в соответствии с Базельскими соглашениями, приведены критерии оценивания и их использование при рейтинговании инвестиционных проектов на основе методологий рейтинговых агентств Standard & Poors и Moody's. В работе сопоставляются уровни кредитного риска для сделок проектного финансирования и корпоративного кредитования, показывается, что проектное финансирование не является более рискованным в сравнении с корпоративным кредитованием. Основным недостатком методологий рейтинговых агентств является экспертный выбор как самих риск-факторов, влияющих на кредитоспособность инвестиционных проектов, так и их веса.

В исследовании Хаита (Hait, 2011) приведены подходы к построению симуляционных (имитационных) моделей, представляющих собой моделирование потоков платежей и обслуживание долга (дефолт возможен при отсутствии возможности обслуживания долга). Эти модели интересны для классификации рисков, а также при определении переменных, характеризующих проект. Классификация рисков включает коммерческие и страновые параметры проекта, риски использования оборудования и технологий реализации проекта и прочие. Соответству-

ющие переменные могут быть использованы в моделях оценки кредитоспособности инвестиционных проектов при наличии информации по ним.

В статье Карминского и соавторов (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015) приводится эмпирическое обоснование факторов кредитного риска инвестиционных проектов и их веса, основанное на дефолтной статистике (модели бинарного выбора – бинарная логистическая регрессия). В статье описываются этапы формирования выборки данных для разработки модели, преобразование риск-факторов с целью снижения влияния их экстремальных значений и сопоставимости на единой шкале в стандартных отклонениях. По результатам однофакторного анализа оценены дискриминационные способности отдельных преобразованных факторов риска и исключены факторы риска со слабой статистической значимостью. По результатам многофакторного анализа (с учетом результатов корреляционного анализа) определена наиболее точная модель, имеющая экономический смысл (основные гипотезы в отношении риск-факторов, входящих в модель, выполнены). В оптимальную модель вошло четыре фактора риска – IRR, «Доля собственного участия бенефициаров», «Индустриальный фактор» и «Региональный фактор». Дискриминационная способность модели составила 76,30%. Наибольшим весом (42%) в модели обладал риск-фактор IRR. Для возможности осуществлять оценку годовой вероятности дефолта с учетом требований (Basel, 2011) была произведена калибровка модели на годовую дефолтную частоту кризисного 2009 г. – 12,50% (с учетом негативных тенденций в экономике России и принципа консервативности). На основании К-S-статистики (оптимальной доли корректно отсеченных дефолтных проектов и некорректно отсеченных недефолтных проектов) рассчитан балл отсечения и реализован алгоритм принятия решения о целесообразности участия в реализации инвестиционного проекта.

Для определения вероятности дефолта проекта в течение заданного периода времени t при наличии достаточной дефолтной статистики может быть применена портфельная модель пропорциональных интенсивностей Кокса (Cox Proportional Hazards Model), которая представлена в работах английских ученых Кокса, Льюиса и Оукса (Кокс, Льюис, 1969; Кокс, Оукс, 1988). Согласно результатам данных работ, вероятность дефолта $PD(t)$ в момент времени t вычисляется по следующей формуле:

$$PD(t) = 1 - Q(t)^{e^{\beta^T x}}, \quad (1)$$

где

$$Q(t) \quad - \text{функция выживаемости} \left(Q(t) = e^{-\int_0^t h(\tau) d\tau} \right) \text{ соответствующая риску } h(t);$$

e

– здесь и далее по тексту – обозначение экспоненты;

T

– здесь и далее по тексту – оператор транспонирования;

t

– срок жизни инвестиционного проекта;

β

– вектор-строка регрессионных коэффициентов при нормализованных риск-факторах;

x

– вектор-столбец нормализованных риск-факторов.

Основным допущением в данной модели является то, что функция риска представляется в виде

произведения: $h(x, t) = h_0(t) \times e^{\beta^T x}$, то есть не учитываются изменения нормализованных риск-факторов с течением времени. В связи с ограниченным количеством дефолтных проектов построение модели пропорциональных интенсивностей Кокса на текущий момент не представляется возможным. С другой стороны в будущем данная модель позволила бы оценивать вероятность дефолта на любом временном интервале (а не только на указанном горизонте), что является крайне полезным при прогнозировании поступления/непоступления денежных потоков по инвестиционным проектам и расчета резервов по международным стандартам с использованием полученных оценок.

Малое количество дефолтных проектов (всего восемь штук), используемых при разработке модели бинарного выбора в статье Карминского и соваторов (Карминский, Моргунов, Богданов, 2015) не позволяет понять, насколько стабильными являются полученные оценки. В таких случаях обычно разрабатываются альтернативные модели – эконометрические модели множественного выбора, основанные на воспроизведении экспертного ранжирования рейтинговых агентств или кредитных экспертов (модель мультиномиальной логистической регрессии). Оптимальная из моделей бинарного и множественного выбора определяется по результатам валидации обеих моделей на последнем имеющемся временном срезе данных по проектам.

В настоящей статье приводится методология построения эконометрической модели множественного выбора. Для построения моделей множественного выбора ранжирование инвестиционных проектов было осуществлено по пяти основным рейтинговым категориям с учетом негативной информации, имеющейся за время жизни проектов (табл. 1):

Таблица 1

Экспертное ранжирование

Экспертный рейтинг	Алгоритм отнесения
1	Инвестиционный проект оказался в дефолте
2	По инвестиционному проекту (или проектным компаниям) за время жизни инвестиционного проекта случались просрочки и реструктуризации платежей
3	По инвестиционному проекту не случалось просрочек и реструктуризаций, но существует значительная вероятность их появления в будущем из-за изменений графика реализации инвестиционного проекта. Имеется некоторая негативная информация по финансовому положению проектных компаний в текущий момент
4	Просрочек и реструктуризаций по инвестиционному проекту не было. Проект выполняется по графику. Присутствует какая-либо негативная информация относительно ухудшения финансового состояния проектных компаний в будущем
5	Просрочек и реструктуризаций по инвестиционному проекту не было. Проект выполняется по графику. Отсутствует какая-либо негативная информация по инвестиционному проекту

Полученные с использованием предлагаемой методологии результаты также будут приведены в настоящей статье. Дополнительно в статье приведена краткая методология по валидации моделей оценки кредитоспособности инвестиционных проектов и получены результаты ее применения в отношении моделей бинарного и множественного выбора. На основании предложенной методологии определена более точная модель.

Подводя итог вступительной части, хочу отметить, что в коммерческих банках на текущий момент могут использоваться четыре основных вида моделей для оценки вероятности дефолта инвестиционных проектов: модели бинарного выбора (бинарной логистической регрессии), модели множественного выбора (мультиномиальной логистической регрессии), симуляционные модели, модели пропорциональных интенсивностей Кокса (при достаточности дефолтной статистики). Наиболее используемыми являются модели бинарного выбора и модели множественного выбора. Это связано с наибольшей адекватностью и стабильностью данных моделей при оценке экономических взаимосвязей по сравнению с прочими видами моделей, а также тем фактом, что данные виды моделей и их методология известны регуляторам банковской деятельности в большинстве стран, поэтому обосновать целесообразность применения данных моделей регуляторам значительно проще, чем, например, в отношении симуляционных моделей.

Методология построения модели оценки вероятности дефолта сделок проектного финансирования с использованием множественного выбора

Представленный подход и построенные на его основе модели могут быть использованы как при принятии решения о целесообразности участия кредитной организации в реализации инвестиционного проекта, так и при оценке годовой вероятности дефолта (Basel, 2011) уже ре-

ализуемых инвестиционных проектов, а также для кредитных портфелей проектного финансирования (Полтерович, 2010) с учетом особенностей структуры выборки по дефолтам и по отраслям.

Методология, используемая при разработке модели

Преимуществом методологии исследования связана с использованием подходов к оценке вероятности дефолта (применение моделей множественного выбора в логит- и пробит-спецификациях, калибровка рейтинговых моделей, использование К-S-статистики при принятии решения об участии в проекте и прочие), используемых в предшествующих работах (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015; Лобанов и Чугунов, 2009; Peresetsky, Karminsky и Golovan, 2011; Карминский и Фалько, 2013; Тотмянина, 2014).

Под дефолтом инвестиционного проекта понимается наступление одного из следующих событий в течение срока реализации проекта (Basel, 2011; Банк России, 2012):

1. Дефолт хотя бы одной из проектных компаний (заемщиков), осуществляющих проект, то есть наличие хотя бы у одной компании, участвующей в проекте, одного из следующих признаков:

- Проектная компания признана несостоятельной (банкротом).
- Проектная компания является устойчиво неплатежеспособной, то есть не выполняет свои обязательства перед кредиторами в течение более 90 календарных дней.

2. Факт одновременной реализации двух следующих событий:

- Снижение коэффициента обслуживания долга (DSCR) ниже 1.
- Снижение коэффициента покрытия обязательств по погашению и обслуживанию основного долга за период финансирования (LLCR) ниже 1.

Формулы расчета коэффициентов DSCR и LLCR приведены в таблице 2.

При построении модели использовалась аппроксимация кумулятивных вероятностей нахождения проектов в экспертных рейтингах логистической зависимостью¹:

$$P_{1,1} = \frac{1}{1 + e^{-(\vec{a} \times \vec{x}^T + b_1)}}$$

$$P_{1,j} = \frac{1}{1 + e^{-(\vec{a} \times \vec{x}^T + b_j)}}$$

$$P_{1,R} = 1, \quad (2)$$

где $P_{1,j}$ – кумулятивная вероятность нахождения инвестиционного проекта в экспертных рейтингах с порядковыми номерами 1,2, ..., j;

j – порядковый номер соответствующего экспертного рейтинга² ($j = 1, \dots, R$);

\vec{x}^T – вектор-столбец нормализованных значений риск-факторов, влияющих на экспертный рейтинг инвестиционного проекта;

\vec{a} – вектор-строка регрессионных коэффициентов при нормализованных риск-факторах;

b_j – регрессионный коэффициент – свободный член регрессии при оценке кумулятивной вероятности нахождения инвестиционного проекта в экспертных рейтингах с порядковыми номерами 1,2, ..., j.

Коэффициенты вектора \vec{a} и свободные члены регрессии b_j находятся на основании максимизации функции правдоподобия:

1. По-другому метод называется Ordinal logistic regression (Карминский, 2015).

2. В данном случае $R = 5$, то есть используется пять экспертных рейтингов, расположенных в порядке улучшения уровня кредитоспособности инвестиционных проектов (рейтинг с порядковым номером 1 – самый негативный, а с порядковым номером 5 – самый позитивный), описание которых приведено в таблице 1.

$$L = \sum_{i=1}^N \left[Y_{i1} \times \ln(P_{i,1,1}) + \sum_{j=2}^R \left[Y_{ij} \times \ln(P_{i,1,j} - P_{i,1,j-1}) \right] \right], \quad (3)$$

где Y_j – бинарная переменная из множества $\{0;1\}$, фиксирующая факт нахождения i -го инвестиционного проекта в экспертном рейтинге с порядковым номером j ;

$P_{i,1,j}$ – кумулятивная вероятность нахождения инвестиционного проекта с порядковым номером i в экспертных рейтингах с порядковыми номерами $1, 2, \dots, j$, полученная с помощью логистической функции (2);

N – количество инвестиционных проектов в выборке.

В формуле (2) слагаемое $(-\bar{a} \times \bar{x}^T)$ является скоринговым баллом инвестиционного проекта, с учетом того факта, что экспертные рейтинги расположены в порядке возрастания кредитоспособности инвестиционных проектов, то есть чем больше значение скорингового балла $(-\bar{a} \times \bar{x}^T)$, тем меньше вероятность нахождения инвестиционного проекта в самом консервативном экспертном рейтинге с порядковым номером 1 и выше вероятность нахождения в самом позитивном экспертном рейтинге с порядковым номером 5. Данный факт учитывается при калибровке рейтинговой модели.

Для получения оценки вероятности дефолта на горизонте прогнозирования 1 год с учетом макроэкономического цикла (Жевага и Моргунов, 2015) проводится калибровка скорингового балла $(-\bar{a} \times \bar{x}^T)$ по формуле:

$$PD_1 = \frac{1}{1 + e^{\alpha \times (-\bar{a} \times \bar{x}^T) + \beta}}, \quad (4)$$

где \bar{a} – регрессионные коэффициенты, определенные в формуле (2);

α и β – коэффициенты, определяемые при калибровке рейтинговой модели на основании центральной тенденции (концепция Through-the-Cycle) или средней прогнозной вероятности дефолта на следующий год (концепция Point-in-Time) по портфелю проектного финансирования (Жевага и Моргунов, 2015) с учетом ограничений на минимальное значение вероятности дефолта (исходя из страновых рисков).

При разработке модели рассматривались риск-факторы, приведенные в таблицах 2–4.

Таблица 2

Перечень риск-факторов

Наименование фактора/переменной	Определение фактора	Обозначение переменной	Непрерывная / дискретная
Коэффициент покрытия	Отношение суммы кредита к рыночной (или оценочной) стоимости залога	LTV	Непрерывная
Доля собственного участия бенефициаров	Доля собственного участия бенефициаров в финансировании проекта	Доля собств. участия бенефициаров	Непрерывная
Внутренняя норма доходности	Процентная ставка, при дисконтировании по которой чистый денежный поток по операционной деятельности с учетом доходов от участия в капитале третьих лиц равен инвестиционным затратам	IRR	Непрерывная
Коэффициент обслуживания долга	Соотношение суммы чистого денежного потока на конец реализации проекта и затрат по обслуживанию долга за период реализации проекта к затратам по обслуживанию долга за период реализации проекта	DSCR	Непрерывная
Показатель покрытия обязательств по погашению и обслуживанию основного долга	Соотношение дисконтированных будущих поступлений от проекта к суммарным обязательствам проектных компаний, подлежащим погашению в течение срока действия кредита	LLCR	Непрерывная
Индустриальный фактор	По группам отраслей: в данной работе принимает только 2 значения в соответствии с табл. 3	Индустриальный фактор	Дискретная

Наименование фактора/переменной	Определение фактора	Обозначение переменной	Непрерывная / дискретная
Региональный фактор	По группам регионов: в данной работе принимает только 2 значения в соответствии с табл. 4	Региональный фактор	Дискретная

Таблица 3

Индустриальный фактор

Группа индустриального фактора	Группа отраслей	Значение индустриального фактора (WOE)
1	Строительство, лесная	-1,6766
2	Металлургия и металлообработка, нефтегазовая, пищевая и алкогольная, сельское хозяйство, торговля, транспорт и связь, энергетика, прочая промышленность, услуги и прочие отрасли	0,8565

Таблица 4

Региональный фактор

Группа регионального фактора	Группа регионов	Значение регионального фактора (WOE)
1	Центральный федеральный округ, Северо-Западный федеральный округ	-0,5065
2	Уральский федеральный округ, Приволжский федеральный округ, Дальневосточный федеральный округ, Сибирский федеральный округ, Южный федеральный округ	0,5082

Выделение групп индустриальных (табл. 3) и региональных (табл. 4) факторов было связано с ограниченностью имеющихся данных и тем, что 62,5% всех дефолтных проектов (в выборке имелось всего восемь дефолтных проектов) произошли в строительной (37,5%) и лесной (25%) отраслях, а в региональном разрезе – в Центральном (37,5%) и Северо-Западном (25%) федеральных округах; в других отраслях и регионах присутствовало не более одного дефолтного проекта, поэтому индустриальный и региональный факторы были разделены на две группы: с повышенным (группа 1) и стандартным (группа 2) уровнями кредитного риска. Показатель WOE использовался для сопоставления выделенных групп индустриальных и региональных факторов между собой по уровню кредитного риска. Алгоритм определения значений показателя WOE приведен в работе Сиддики (Siddiqi, 2006).

Все используемые риск-факторы (за исключением регионального и индустриального факторов риска) являются относительными. Использование абсолютных факторов риска¹ (таких, как NPV) при моделировании нецелесообразно, так как они привязаны к определенным этапам экономического цикла и на них значительно влияет инфляция. Абсолютные факторы риска обычно имеют высокую дискриминационную способность при разработке модели, значительно снижающуюся при валидации модели на новых данных из-за изменения структуры этих показателей.

В качестве источников данных использовалась база данных Bureau van Dijk (База данных Руслана) и сайты российских проектных компаний. В данных источниках имелась полная информация для определения только семи неабсолютных показателей (приведенных в табл. 2). При появлении необходимой для расчетов информации целесообразно рассматривать такие факторы риска, как период окупаемости (обычный и дисконтированный) и соотношение периода окупаемости (обычного и дисконтированного) к сроку реализации проекта.

Выборка данных для построения модели и временной горизонт данных

Выборка инвестиционных проектов (обучающая выборка²) включает российские проекты, реализация которых началась в 2007–2013 гг. Ее описательные статистики приведены в Прило-

1. Которые принимают абсолютные значения.
2. Обучающей называют выборку, на которой производится разработка модели.

жении к статье (далее – Приложение). Общее количество инвестиционных проектов в выборке – 85. Структуры выборки по отраслям и регионам приведены на рисунках 1–2:

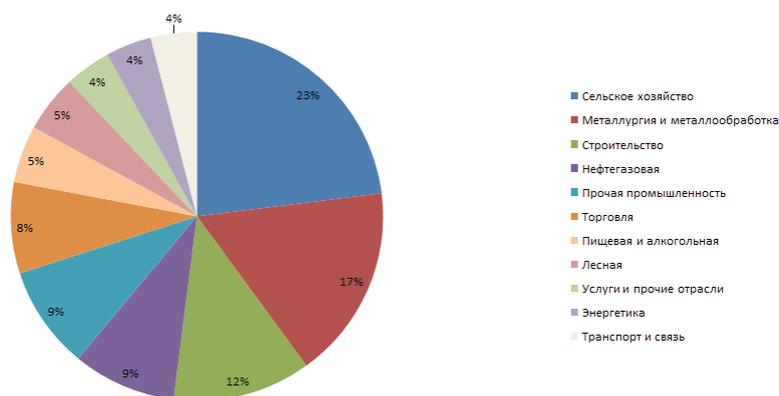


Рисунок 1. Структура выборки по отраслям

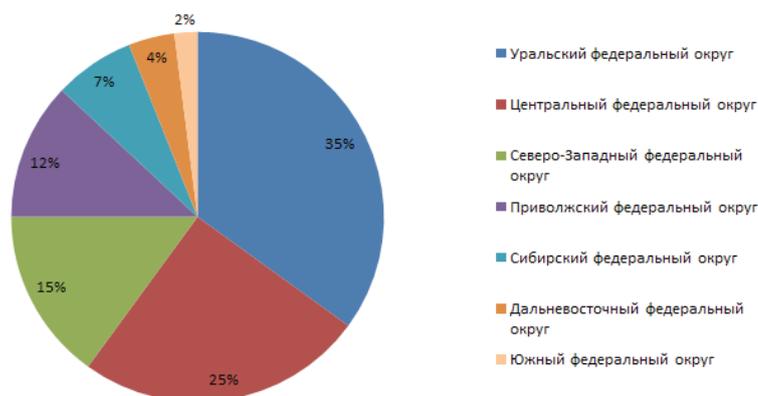


Рисунок 2. Структура выборки по регионам

Распределение выборки по экспертным рейтингам приведено в таблице 5.

Таблица 5

Распределение экспертных рейтингов

Экспертный рейтинг	Количество значений в выборке
1	8
2	25
3	25
4	15
5	12
Итого	85

Преобразование данных

Для снижения влияния выбросов и увеличения дискриминационной способности и устойчивости регрессионных коэффициентов модели в отношении отдельных непрерывных риск-факторов была произведено преобразование исходных данных, называемое логистической трансформацией (Карминский и Фалько, 2013). Параметры логистической трансформации представлены в таблице 6.

Таблица 6

Параметры логистической трансформации

Риск-фактор	Median	Slope
LTV	0,85	0,77

Риск-фактор	Median	Slope
Доля собств. участия бенефициаров	0,28	10,68
IRR	0,19	8,52
DSCR	1,48	0,42
LLCR	1,32	0,30

Для обеспечения сопоставимости значений факторов риска на одной шкале (в стандартных отклонениях) в отношении трансформированных значений непрерывных риск-факторов, перечисленных табл. 6, и дискретных риск-факторов «Индустриальный фактор» и «Региональный фактор» была произведена нормализация их значений (Карминский, Фалько, 2013). Параметры нормализации приведены в табл. 7:

Таблица 7

Параметры нормализации

Риск-фактор	Mean	StdDev
LTV	0,53	0,14
Доля собств. участия бенефициаров	0,47	0,28
IRR	0,55	0,18
DSCR	0,55	0,14
LLCR	0,53	0,13
Индустриальный фактор	0,44	0,95
Региональный фактор	0,10	0,50

Анализ выборки и построение модели

Для всех нормализованных риск-факторов был проведен однофакторный анализ (Siddiqi, 2006; Карминский, 2015; Моргунов и Жевага, 2015). Цель однофакторного анализа – оценка влияния нормализованных значений указанных риск-факторов на ранжирование инвестиционных проектов на основании однофакторного показателя AR (Sommer’s D) (Allen, 2003; Jorion, 2007; Карминский и Фалько, 2013; Лобанов и Чугунов, 2009).

Коэффициент AR (Sommer’s D) показывает ранговую корреляцию (взаимосвязь) между риск-факторами (или скоринговыми баллами для многофакторных моделей) и экспертными рейтингами и рассчитывается по формуле:

$$SD = \frac{N_C - N_D}{N_0 - N_1}, \tag{5}$$

где SD

– значение показателя AR (Sommer’s D);

N_C

– количество согласованных пар между значениями риск-фактора (скорингового балла) и экспертными рейтингами;

N_D

– количество несогласованных пар между значениями риск-фактора (скорингового балла) и экспертными рейтингами;

N_0

– суммарное количество перестановок в выборке (для выборки размерности N):

$$N_0 = \frac{N \times (N - 1)}{2};$$

N_1

– суммарное количество перестановок повторяющихся значений экспертных рейтингов в выборке (

$$N_1 = \sum_i^L \left(\frac{t_i \times (t_i - 1)}{2} \right),$$

где t_i – количество повторяющихся значений для экспертного рейтинга с порядковым номером i , а L – общее количество экспертных рейтингов (в нашем случае $L = 5$).

Оценка дискриминационной способности риск-факторов и моделей производится (Siddiqi, 2006) по уровню коэффициента Sommer’s D по аналогии с коэффициентом Джини от уровня [0; 0,2) как неудовлетворительная через хорошую [0,4; 0,6) до отличной для значений от 0,8 и выше.

Результаты и графическая интерпретация однофакторного анализа приведены на рисунке 3.

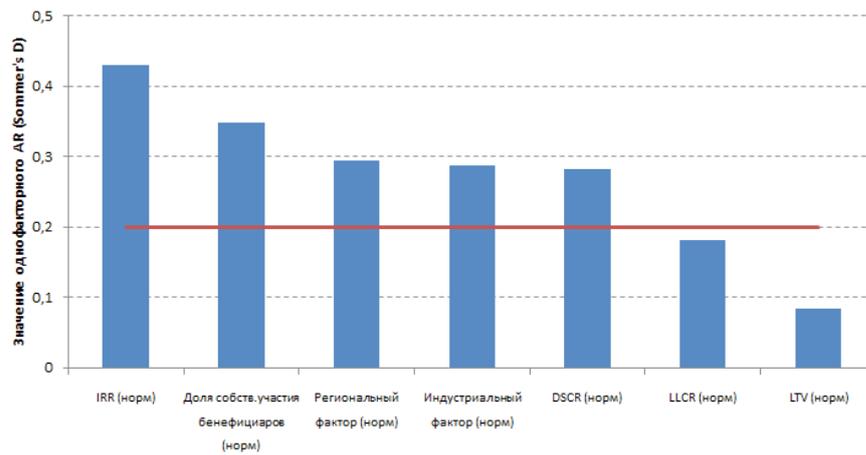


Рисунок 3. Результаты и графическая интерпретация однофакторного анализа

В отношении нормализованных риск-факторов был проведен тест на соответствие знаков регрессионных коэффициентов, заключающийся в проверке соответствия модельной логики ранжирования инвестиционных проектов с использованием отдельных риск-факторов экономической логики. Сформированные гипотезы по экономической логике факторов риска и сами результаты теста приведены в таблице 7.

Таблица 7

Соответствия модельной логики и экономической логики (гипотезы) риск-факторов

№	Риск-фактор	Гипотеза	Модельная логика соответствует экономической (гипотезе)
1	$LLCR_{Norm}$	По мере увеличения дисконтированных будущих поступлений от проекта и уменьшения суммарных обязательств проектных компаний, подлежащих погашению в течение срока действия кредита, ожидается снижение уровня принимаемых кредитных рисков на инвестиционный проект	Да
2	Индустриальный фактор $_{Norm}$	Для отраслей промышленности «Строительство» и «Лесная» (наименьшее значение WOE) уровень принимаемого кредитного риска на проект ожидается выше, чем для остальных отраслей в силу большей волатильности стоимости продукции в этих отраслях и большей их подверженности влиянию кризисов	Да
3	IRR_{Norm}	По мере увеличения внутренней нормы доходности инвестиционного проекта ожидается уменьшение уровня принимаемого кредитного риска на инвестиционный проект	Да
4	$DSCR_{Norm}$	Можно ожидать снижения уровня принимаемых кредитных рисков по мере увеличения чистого денежного потока на конец реализации проекта и снижения затрат по обслуживанию долга за период реализации проекта	Да
5	Региональный фактор $_{Norm}$	Для Центрального и Северо-Западного федеральных округов, куда входят и две столицы России, ожидаемый уровень принимаемого кредитного риска на проект выше, чем для остальных регионов в силу большей волатильности региональных условий	Да
6	Доля собственного участия бенефициаров $_{Norm}$	По мере уменьшения доли участия бенефициаров в финансировании проекта увеличивается доля финансирования проекта кредитной организацией. При этом усиливается контроль использования средств на реализацию проекта кредитной организацией, а также планов и результатов реализации проекта. Эти обстоятельства приводят к повышению вероятности успешной реализации проекта и соответственно к снижению кредитных рисков. Можно ожидать U-образной зависимости, но в силу ограниченности выборки эту гипотезу сложно проверить	Да
7	LTV_{Norm}	Можно ожидать увеличения уровня принимаемых кредитных рисков по мере увеличения суммы кредита и снижения рыночной (или оценочной) стоимости залога	Нет

Модельная логика ранжирования проектов для каждого из риск-факторов совпадает с экономической логикой (гипотезой), за исключением риск-фактора LTVNorm, поэтому оценка дискриминационной способности имеет смысл для всех риск-факторов, за исключением LTVNorm¹, который исключается из рассмотрения.

Риск-фактор LLCRNorm обладает низкой дискриминационной способностью (значение однофакторного коэффициента AR (Sommer's D) составило менее 20%) и также исключается из рассмотрения как статистически незначимый, слабо влияющий на экспертное ранжирование инвестиционных проектов.

В отношении оставшихся риск-факторов был проведен корреляционный анализ (Карминский и Костров, 2013), целью которого являлось выявление фактов наличия линейной зависимости. В результате проведенного анализа случаев линейной зависимости между какими-либо из оставшихся риск-факторов (коэффициент корреляции Пирсона более +/- 0,60) обнаружено не было².

На основании оставшихся пяти риск-факторов было разработано 26 моделей с учетом всех возможных комбинаций риск-факторов с вхождением от двух до пяти факторов в модель: 10 двухфакторных моделей ($C^2_5 = 10$)³, 10 трехфакторных моделей ($C^3_5 = 10$), пяти четырехфакторных моделей ($C^4_5 = 10$) и одной пятифакторной модели ($C^5_5 = 10$). Из этих моделей были отобраны две модели с наиболее высокими дискриминационными способностями. Дискриминационные способности моделей оценивались на основании многофакторного показателя AR (Sommer's D)⁴. Выбранные модели приведены в таблице 8.

Таблица 8

Модели с наиболее высокой дискриминационной способностью

Номер модели	Риск-фактор 1	Риск-фактор 2	Риск-фактор 3	Риск-фактор 4	Риск-фактор 5	AR (Sommer's D)
Модель 1	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	IRR _{Norm}	DSCR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	79,82%
Модель 2	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}		79,82%

Характеристики моделей из таблицы 8 приведены в Приложении.

В отношении обеих моделей был проведен тест на соответствие знаков регрессионных коэффициентов (Карминский, 2015). Экономическая логика по отдельным факторам риска приводится в таблице 7. В моделях 1 и 2 знаки регрессионных коэффициентов соответствуют экономической логике.

Также в отношении каждой модели был проведен эконометрический тест на устойчивость (t-критерий Стьюдента) (Карминский и Фалько, 2013) на доверительном уровне 85%. Результаты теста приведены в таблице 9.

Таблица 9

Результаты теста на устойчивость, %

Переменная	p-value (модель 1)	p-value (модель 2)
Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	< 0,0001	< 0,0001
IRR _{Norm}	< 0,0001	< 0,0001
DSCR _{Norm}	47,98	-
Индустриальный фактор _{Norm}	< 0,0001	< 0,0001

1. Риск-фактор LTVNorm исключается из рассмотрения и по низкой дискриминационной способности (рис. 3).
2. Корреляционная матрица приведена в Приложении.
3. C_n^k – количество сочетаний из n по k элементов.
4. Показатель рассчитывается по аналогии с однофакторным AR (Sommer's D), но только не для отдельных показателей, а для моделей в целом.

Переменная	p-value (модель 1)	p-value (модель 2)
Региональный фактор _{Norm}	< 0,0001	< 0,0001

В отношении модели 1 тест на устойчивость не выполнен в отношении риск-фактора DSCR_{Norm} (в данной модели он имеет низкую статистическую значимость). Таким образом, данный фактор риска целесообразно исключить. Исключение риск-фактора DSCR_{Norm} приводит к модели 2. В отношении модели 2 тест на устойчивость выполнен для всех риск-факторов. Принимая во внимание результаты теста на устойчивость, а также с учетом одинаковых дискриминационных способностей моделей модель 2 признана в качестве оптимальной и используется в дальнейшем анализе.

В модели 2 дополнительно исследовались нелинейные зависимости в отношении непрерывных риск-факторов «Доля собств. участия бенефициаров» и IRR. Использовались следующие нелинейные преобразования (*): Доля соб. участия бен.* = $\ln(1 + |Доля\ соб.\ участия\ бен. |) \times \text{sign}(Доля\ соб.\ участия\ бен.)$ и $IRR^* = \ln(1 + |IRR|) \times \text{sign}(IRR)$.

После проведения трансформации и нормализации соответствующих нелинейных риск-факторов, параметры которых приведены в таблице 10, были разработаны еще три модели, отличающиеся от модели 2 наличием хотя бы одного из нелинейных факторов риска. Перечень данных моделей представлен в таблице 11.

Таблица 10

Параметры трансформации и нормализации для нелинейных риск-факторов

Риск-фактор	Median	Slope	Mean	StdDev
Доля собств. участия бенефициаров*	0,25	15,10	0,46	0,29
IRR*	0,18	11,59	0,55	0,19

Таблица 11

Перечень моделей с нелинейными факторами риска

Номер модели	Риск-фактор 1	Риск-фактор 2	Риск-фактор 3	Риск-фактор 4	AR (Sommer's D), %
Модель 2.1	Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	IRR* _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	80,11
Модель 2.2	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	IRR* _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	79,96
Модель 2.3	Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	79,59

С учетом большее высокой дискриминационной способности модель 2.1 была выбрана в качестве оптимальной (характеристики моделей из табл. 11 приведены в Приложении). Тест на устойчивость для модели 2.1 выполнен на доверительном уровне 85%, а корреляционные зависимости отсутствуют (корреляционная матрица риск-факторов модели 2.1 приведена в Приложении). Дискриминационная способность оптимальной модели – отличная, так как AR (Sommer's D) = 80,11% (> 80%).

Оптимальная модель позволяет получить кумулятивную вероятность нахождения инвестиционного проекта в экспертных рейтингах с порядковыми номерами 1, 2, ..., j по формуле (6):

$$P_{1,j} = \frac{1}{1 + e^{-1,3742 \times \text{Доля собств. участ. бен.}^*_{Norm} + 1,612 \times IRR^*_{Norm} + 1,6268 \times \text{Инд. фактор}_{Norm} + 1,2319 \times \text{Рег. фактор}_{Norm} + \text{Int}_j}}$$

где свободные члены регрессии Int_j при оценке кумулятивной вероятности нахождения инвестиционного проекта в экспертных рейтингах с порядковыми номерами 1, 2, 3, 4 равны соответственно: Int₁ = 4,8329, Int₂ = 1,2418, Int₃ = -2,0858, Int₄ = -3,9699.

1. * – обозначение факта преобразования риск-факторов «Доля собств. участия бенефициаров» и IRR нелинейными зависимостями с использованием натурального логарифма (ln) и функции сигнум (sign): sign(x) = 1 при x > 0; sign(x) = 0 при x = 0; sign(x) = -1 при x < 0.

Нормированные веса риск-факторов для оптимальной модели представлены в таблице 12.

Таблица 12

Нормированный вес риск-факторов в оптимальной модели, %

Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	IRR* _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}
23	28	28	21

Так образом, по сравнению с оптимальной моделью бинарного выбора, где наибольшим весом обладал риск-фактор IRR, вес в оптимальной модели множественного выбора распределен более равномерно.

Для оценки вероятности дефолта инвестиционных проектов в отношении модели (6) была произведена калибровка модели (на данных по недефолтным проектам по состоянию на 01.01.2014), позволяющая учесть макроэкономическую конъюнктуру рынка и требования базельских соглашений о необходимости расчета вероятности дефолта на годовом горизонте прогнозирования. При калибровке модели использовались следующие основные допущения:

- Калибровка модели осуществлялась с использованием прогнозной вероятности дефолта на следующий год (концепция Point-in-Time), которая принимает значение 12,50% с учетом принципа консервативности и сопоставимости с кризисным 2009 г.
- Оценки вероятности дефолта не должны быть меньше значения 0,25% (Власов и Помазанов, 2008), которое соответствует годовой вероятности дефолта рейтинга S&P Российской Федерации по состоянию на 01.01.2014 (рейтинг – ВВВ).

Применяя указанные допущения, на основании формулы (6) (без учета свободных членов регрессии) была получена оценка годовой вероятности дефолта инвестиционных проектов по следующей формуле (7):

$$PD_{1год} = \frac{1}{1+e^{0,4655 \times (-1,3742 \times \text{Доля собств. участ. бен.}^*_{Norm} + 1,6121 \times IRR^*_{Norm} + 1,6268 \times \text{Инд. фактор}_{Norm} + 1,2319 \times \text{Рег. фактор}_{Norm}) + 2,4623}}$$

С учетом формулы (7) на основании расчета К-S-статистики (Карминский и Фалько, 2013) был разработан алгоритм принятия решения о целесообразности участия кредитной организации в инвестиционном проекте.

На рисунке 4 приведена графическая интерпретация полученной К-S-статистики:

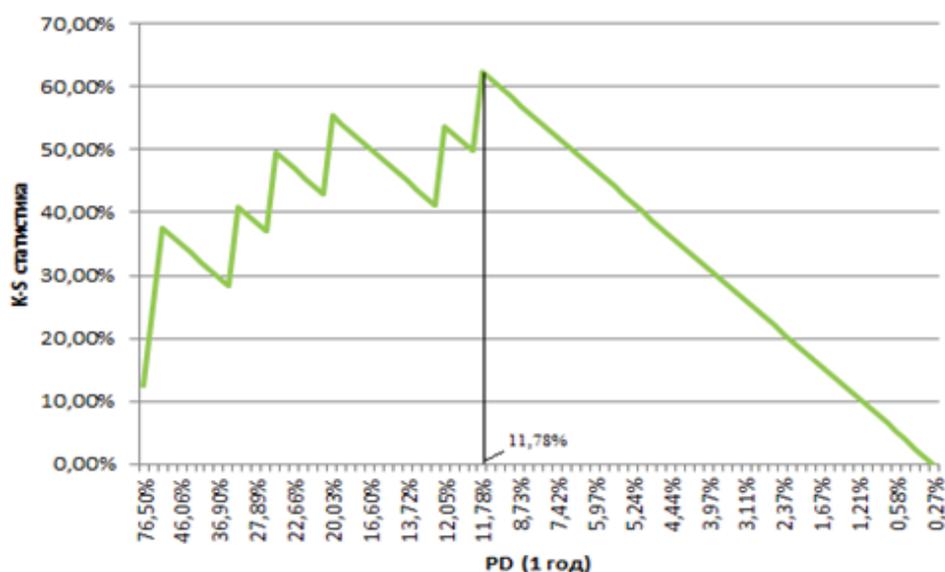


Рисунок 4. Графическая интерпретация К-S-статистики

Таким образом, принятие решения о целесообразности участия кредитной организации в инвестиционном проекте может осуществляться согласно алгоритму, представленному в таблице 14.

Алгоритм принятия решения об участии в инвестиционном проекте

PD _{1год} по инвестиционному проекту	Решение об участии в инвестиционном проекте
$PD_{1год} \geq 11,78\%$	Рекомендуется отказаться от участия в инвестиционном проекте
$PD_{1год} < 11,78\%$	Рекомендуется принять участие в инвестиционном проекте

Далее в статье будут представлены результаты валидации модели множественного выбора и модели бинарного выбора (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015).

Валидация моделей оценки вероятности дефолта сделок проектного финансирования

По результатам наблюдений за российскими инвестиционными проектами (по действующим на начало 2014 г. проектам, по которым на тот момент отсутствовали признаки дефолта), за 2014 г. была сформирована выборка для валидации моделей бинарного и множественного выбора (валидационная выборка), которая имела следующие характеристики:

- Количество инвестиционных проектов – 77.
- Количество дефолтных инвестиционных проектов – 6.
- Частота дефолтных проектов – 7,79%.

Таким образом, выборка включала перечень всех факторов риска, приведенных в таблице 2, значения которых были определены по состоянию на 01.01.2014. Структура валидационной выборки по отраслям и регионам приведена на графиках:

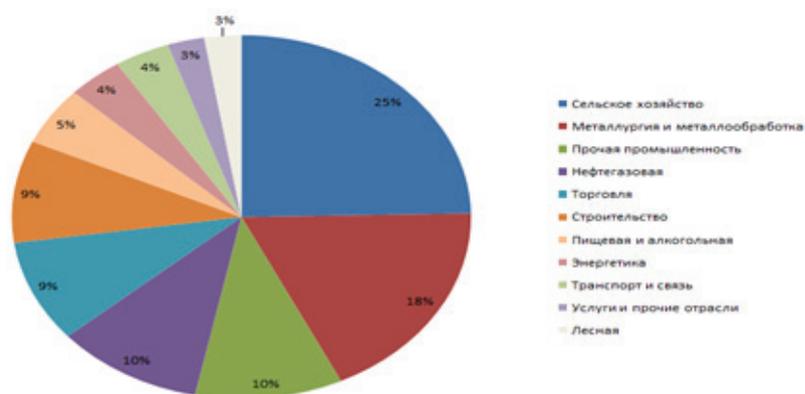


Рисунок 5. Структура валидационной выборки по отраслям

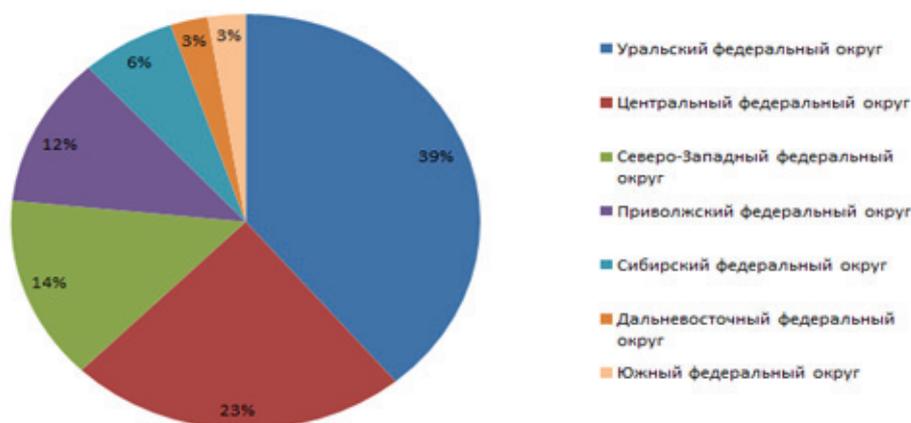


Рисунок 6. Структура валидационной выборки по регионам

Структуры выборок как для разработки, так и для валидации моделей оказались сопоставимыми (это следует из сопоставления рис. 1, рис. 2 с рис. 5, рис. 6).

По отношению к наблюдениям выборки были применены трансформация и нормализация, при осуществлении которых были использованы коэффициенты из таблиц 6, 7 и 10.

Целями и задачами (этапами) проводимой валидации являлись:

- Сопоставление дискриминационных способностей и отдельных характеристик моделей бинарного ¹ и множественного выбора (многофакторный анализ).
- Оценка дискриминационных способностей риск-факторов (однофакторный анализ) и корреляционный анализ риск-факторов.
- Формирование рекомендаций по результатам валидации модели.

Изначально в качестве целей и задач валидации дополнительно рассматривалась задача оценки предсказательной способности модели (с использованием хи-квадрат-теста). Однако с учетом наличия в выборке всего шести дефолтных инвестиционных проектов оценка предсказательной способности модели оказалась невозможна.

В статье будут приведены основные результаты каждого из обозначенных этапов.

Сопоставление дискриминационных способностей и отдельных характеристик моделей бинарного и множественного выбора (многофакторный анализ)

Результаты сопоставления дискриминационных способностей моделей (на основании коэффициента Джини) и некоторых их отдельных характеристик представлены в таблице 15.

Таблица 15

Результаты сопоставимости моделей бинарного и множественного выбора

Статистика	Модель множественного выбора	Модель бинарного выбора
AR (Gini)	66,67%	70,89%
AUC (Площадь под ROC-кривой)	83,33%	85,45%
LogL	-16,82	-15,36
Pseudo-R2	20,18%	27,12%

Из результатов сопоставления моделей видно, что модель бинарного выбора показала более точные результаты на валидационной выборке (хотя оценки точности сопоставимы).

Сопоставимость дискриминационных способностей моделей приведена на рисунке 7:

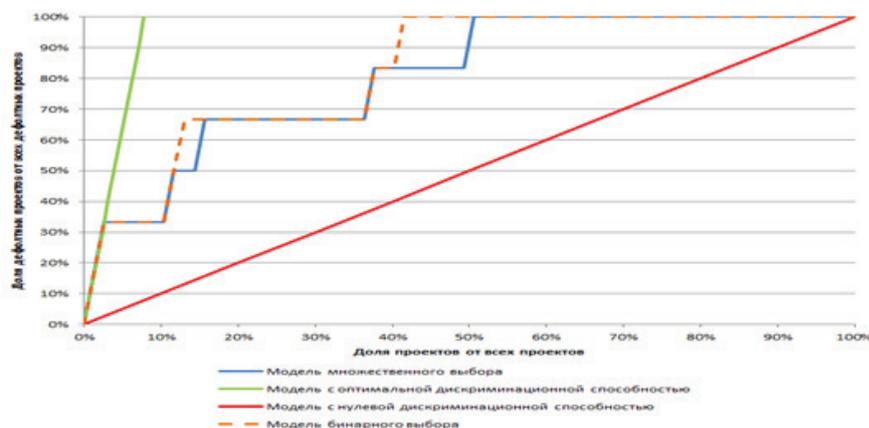


Рисунок 7. Сопоставимость моделей бинарного и множественного выбора

Таким образом, дискриминационные способности моделей множественного и бинарного выбора по результатам валидации являются очень хорошими, но модель бинарного выбора оказалась точнее. Поэтому ее можно считать оптимальной в рамках исследования.

Экономический смысл данного результата – риск-фактор IRR оказывает наиболее сильное влияние на кредитоспособность инвестиционного проекта (так как точность модели множественного выбора по результатам валидации ниже, так как показателю IRR придается меньший вес). Но необходимо понимать, что данная гипотеза сформирована на выборке малого объема и при увеличении объема выборки вполне может быть отклонена, а в качестве оптимальной модели выбрана модель множественного выбора.

1. В статье Карминского и соавторов (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015) модель бинарного выбора представлена формулой (11).

Оценка дискриминационных способностей риск-факторов (однофакторный анализ) и корреляционный анализ риск-факторов

Оценка дискриминационных способностей отдельных факторов риска приведена на рисунке 8¹.

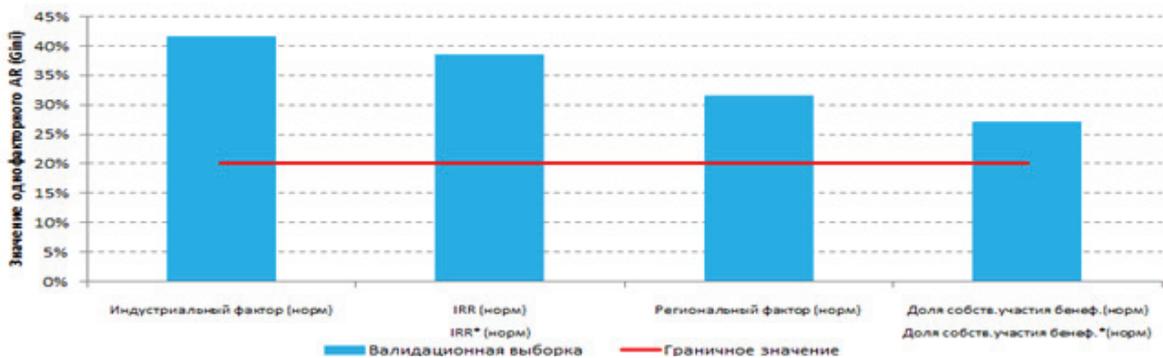


Рисунок 8. Результаты однофакторного анализа при валидации моделей

Из рисунка 8 следует, что все входящие в модели бинарного и множественного выбора факторы риска являются статистически значимыми. Таким образом, исключение из моделей отдельных факторов риска представляется нецелесообразным.

Риск-фактор «Индустриальный фактор» является самым значимым по результатам однофакторного анализа, однако при работе в связке лучше работает риск-фактор IRR (второй по значимости по результатам однофакторного анализа), так как является непрерывным фактором риска (в отличие от «Индустриального фактора»).

По результатам корреляционного анализа риск-факторов² на валидационной выборке, входящих в модели бинарного и множественного выбора, линейных зависимостей (коэффициент корреляции Пирсона $> 0,6$) обнаружено не было.

По результатам сопоставления моделей бинарного и множественного выбора было принято решение считать модель бинарного выбора оптимальной в рамках данного исследования из-за более высокой точности.

Формирование рекомендаций по результатам валидации модели

По результатам проведенной валидации были выработаны следующие рекомендации по улучшению качества разработанных моделей:

- При появлении соответствующей информации с целью улучшения качества разработанных моделей целесообразно рассматривать такие факторы риска, как период окупаемости (обычный и дисконтированный) и соотношение периода окупаемости (обычного и дисконтированного) к сроку реализации проекта.
- При появлении соответствующей информации целесообразно разработать экспертную модель, включающую в себя качественные критерии оценки по проектам, входящим в выборку и получить оптимальную по точности совокупную модель, включающую в себя как качественные, так и количественные факторы риска.
- При появлении соответствующей информации целесообразно учесть возможные дополнительные (редкие) факторы риска, влияющие на корректировки (снижение) оценок кредитоспособности отдельных проектов.
- При появлении информации о валовой прибыли с недефолтных проектов и потерях с дефолтных проектов рассчитать балл отсека исходя из максимизации средней валовой

1. Красная линия – минимальное пороговое значение для коэффициента Джини, которое позволяет считать фактор риска статистически значимым.

2. В качестве коэффициентов парной корреляции рассматривались коэффициенты корреляции Пирсона. Результаты корреляционного анализа на валидационной выборке в отношении моделей бинарного и множественного выбора приведены в Приложении.

вой прибыли на инвестиционный проект и скорректировать алгоритм принятия решения о целесообразности участия в инвестиционном проекте.

Заключение

Новизна исследования заключается в адаптации подхода к построению моделей на основе множественного выбора для российских инвестиционных проектов и в сопоставлении между собой подходов на основе бинарного и множественного выбора с помощью классических валидационных характеристик и критериев.

Разработка методологии оценки кредитного риска сделок проектного финансирования, представленная в статье, включает в себя регрессионные модели множественного выбора, основанные на экспертном ранжировании инвестиционных проектов. Выборка инвестиционных проектов включала в себя около 100 российских инвестиционных проектов, использовавшихся ранее при разработке модели бинарного выбора (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015). Полученная модель является альтернативной модели бинарного выбора и имеет высокое качество на обучающей выборке со значением коэффициента Sommer's D, равным 80,11%. Наибольшим нормированным весом обладают риск-факторы IRR и «Индустриальный фактор» (порядка 28%). Веса риск-факторов «Доля собств. участия бенефициаров» и «Региональный фактор» составляют соответственно 23% и 21%. Таким образом, вес риск-факторов в полученной модели распределен более равномерно, чем в модели бинарного выбора (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015), в которой выделялся риск-фактор IRR с весом порядка 42%. Тест на устойчивость (t-критерий Стьюдента) в оптимальной модели множественного выбора был выполнен в отношении всех показателей. Для возможности оценки вероятности дефолта на годовом горизонте прогнозирования (Basel, 2011) по аналогии с моделью бинарного выбора (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015) была произведена дополнительная калибровка модели множественного выбора с учетом консервативности прогнозируемой годовой вероятности дефолта (12,50%). На основании статистики Колмогорова-Смирнова получен алгоритм принятия решения об участии в инвестиционном проекте на основании разработанной модели множественного выбора.

По результатам наблюдений за российскими инвестиционными проектами (по действующим на начало 2014 г. проектам, по которым на тот момент отсутствовали признаки дефолта) за 2014 г. была сформирована выборка для валидации моделей бинарного и множественного выбора, эмпирическая частота дефолтных проектов в которой составила 7,79%. По результатам валидации более высокую точность продемонстрировала модель бинарного выбора: коэффициент Джини для модели бинарного выбора составил 70,89%, а для модели множественного выбора – 66,67%, которую и предложено считать оптимальной в рамках данного исследования. Таким образом, сформирована гипотеза о том, что риск-фактор IRR в моделях оценки кредитоспособности инвестиционных проектов наиболее значим. Однако, при увеличении объема выборки полученная гипотеза может быть опровергнута, а в качестве оптимальной выбрана модель множественного выбора.

Подводя итог, отмечу, что по результатам исследования можно сделать выводы о возможности применения методов бинарного и множественного выбора при оценке кредитоспособности инвестиционных проектов и сильном влиянии риск-фактора IRR на кредитоспособность инвестиционного проекта, однако оценить должным образом качество полученных моделей и гипотез на текущий момент не представляется возможным в связи с ограниченностью данных.

Приведенные алгоритмы и модели могут быть использованы банками при разработке собственных рейтинговых моделей оценки кредитоспособности сделок проектного финансирования на основе внутренних рейтингов (IRB Approach). При этом каждой кредитной организации необходимо учитывать специфику своего кредитного портфеля инвестиционных проектов. Целесообразность использования банками полученных в настоящей статье и статье (Карминский, Моргунов и Богданов, 2015) результатов может быть проверена самими банками исключительно по итогам проведения валидации моделей на своих инвестиционных проектах.

Описательная статистика

Риск-фактор	Минимум	Максимум	Среднее значение	Стандартное отклонение
LTV	0,00	27,14	1,58	3,57
Доля собств. участия бенефициаров	0,00%	66,00%	26,22%	15,67%
IRR	10,00%	94,00%	23,79%	14,97%
DSCR	1,00	221,21	4,89	23,95
LLCR	0,00	1546,04	25,73	174,97
Срок жизни проекта (лет)	0,75	7,01	3,45	1,88

Корреляционная матрица (обучающая выборка)

Переменная	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	IRR _{Norm}	DSCR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}
Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	1	-0,1108	-0,1582	-0,0736	0,0005
IRR _{Norm}	-0,1108	1	0,0677	0,0529	0,036
DSCR _{Norm}	-0,1582	0,0677	1	0,111	0,0222
Индустриальный фактор _{Norm}	-0,0736	0,0529	0,111	1	0,1554
Региональный фактор _{Norm}	0,0005	0,036	0,0222	0,1554	1

Корреляционная матрица (оптимальная модель множественного выбора)

Переменная	Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	IRR* _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}
Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	1	-0,0990	-0,0769	-0,0013
IRR* _{Norm}	-0,0990	1	0,0489	0,0388
Индустриальный фактор _{Norm}	-0,0769	0,0489	1	0,1554
Региональный фактор _{Norm}	-0,0013	0,0388	0,1554	1

Модель 1

Риск-факторы	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	IRR _{Norm}	DSCR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	Intercept ₁	Intercept ₂	Intercept ₃	Intercept ₄
Значение регр. коэфф.	1,3184	-1,5333	-0,1611	-1,5956	-1,2146	-4,7838	-1,1980	2,0450	3,8996
P-value	0,00%	0,00%	47,98%	0,00%	0,00%	0,00%	0,09%	0,00%	0,00%
Std. error	0,2772	0,2984	0,2280	0,3140	0,2650	0,7033	0,3605	0,4056	0,5831
Кол-во наблюдений	85								
AR (Sommer's D)	79,82%								
LogL	-75,3340								
Pseudo-R ²	0,4053								

Модель 2

Риск-факторы	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}							
		IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	Intercept ₁	Intercept ₂	Intercept ₃	Intercept ₄
Значение регр. коэфф.	1,3412	-1,5451	-1,5995	-1,2176	-4,7551	-1,2111	2,0438	3,8850
P-value	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,08%	0,00%	0,00%
Std. error	0,2760	0,2987	0,3132	0,2659	0,6940	0,3616	0,4064	0,5788
Кол-во наблюдений	85							
AR (Sommer's D)	79,82%							
LogL	-75,5797							
Pseudo-R ²	0,4033							

Модель 2.1

Риск-факторы	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}							
		IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	Intercept ₁	Intercept ₂	Intercept ₃	Intercept ₄
Значение регр. коэфф.	1,3742	-1,6121	-1,6268	-1,2319	-4,8329	-1,2418	2,0858	3,9699
P-value	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,07%	0,00%	0,00%
Std. error	0,2792	0,3033	0,3160	0,2681	0,7034	0,3674	0,4137	0,5913
Кол-во наблюдений	85							
AR (Sommer's D)	80,11%							
LogL	-74,4706							
Pseudo-R ²	0,4121							

Модель 2.2

Риск-факторы	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}							
		IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	Intercept ₁	Intercept ₂	Intercept ₃	Intercept ₄
Значение регр. коэфф.	1,3709	-1,6000	-1,6299	-1,2333	-4,8237	-1,2447	2,0874	3,9699
P-value	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,07%	0,00%	0,00%
Std. error	0,2792	0,3021	0,3161	0,2681	0,7011	0,3680	0,4133	0,5907
Кол-во наблюдений	85							
AR (Sommer's D)	79,96%							
LogL	-74,5524							
Pseudo-R ²	0,4114							

Модель 2.3

Риск-факторы	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}				Региональный фактор _{Norm}			
		IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}	Intercept ₁	Intercept ₂	Intercept ₃	Intercept ₄	
Значение регр. коэфф.	1,3436	-1,5564	-1,5961	-1,2157	-4,7631	-1,2076	2,0418	3,8841	
P-value	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,08%	0,00%	0,00%	
Std. error	0,2760	0,2999	0,3130	0,2659	0,6960	0,3610	0,4067	0,5793	
Кол-во наблюдений	85								
AR (Sommer's D)	79,59%								
LogL	-75,5131								
Pseudo-R ²	0,4039								

Корреляционная матрица (валидационная выборка – модель бинарного выбора)

Переменная	Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	IRR _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}
Доля собств. участия бенефициаров _{Norm}	1	-0,1555	-0,0390	-0,0414
IRR _{Norm}	-0,1555	1	0,0547	0,2494
Индустриальный фактор _{Norm}	-0,0390	0,0547	1	0,1343
Региональный фактор _{Norm}	-0,0414	0,2494	0,1343	1

Корреляционная матрица (валидационная выборка – модель множественного выбора)

Переменная	Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	IRR* _{Norm}	Индустриальный фактор _{Norm}	Региональный фактор _{Norm}
Доля собств. участия бенефициаров* _{Norm}	1	-0,1433	-0,0393	-0,0425
IRR* _{Norm}	-0,1433	1	0,0441	0,2530
Индустриальный фактор _{Norm}	-0,0393	0,0441	1	0,1343
Региональный фактор _{Norm}	-0,0425	0,2530	0,1343	1

Список литературы

1. База данных Руслана – база данных Bureau van Dijk (<https://ruslana.bvdep.com/version-201623/home.serv?product=ruslana>).
2. Банк России. Письмо от 29.12.2012 № 192-Т «О Методических рекомендациях по реализации подхода к расчету кредитного риска на основе внутренних рейтингов банков» // Справочно-правовая система «Консультант Плюс»: [Электронный ресурс].
3. Власов А., Помазанов М. Калибровка национальных рейтинговых систем. URL: <http://www.rusipoteka.ru/files/articles/pomazanov.pdf>. 2008.
4. Жевага А.А., Моргунов А.В. Использование сводных макроэкономических индикаторов для калибровки внутренних рейтинговых моделей в банках // Деньги и кредит. 2015. № 8. С. 39–46.
5. Карминский А.М. Кредитные рейтинги и их моделирование. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 2015.
6. Карминский А.М., Костров А.В. Моделирование вероятности дефолта российских банков: расширенные возможности // Журнал новой экономической ассоциации. 2013. № 1, т. 17. С. 64–86.

7. Карминский А.М., Моргунов А.В., Богданов П.М. Оценка вероятности дефолта сделок проектного финансирования //Журнал Новой экономической ассоциации. 2015. №2, т. 26. С. 99–122.
8. Карминский А.М., Фалько С.Г. Контроллинг в банке / под ред. А.М. Карминского, С.Г. Фалько. М.: ИД «ФОРУМ»: ИНФРА-М, 2013.
9. Кокс Д., Льюис П. Статистический анализ последовательностей событий. М.: Мир, 1969.
10. Кокс Д., Оукс Д. Анализ данных типа времени жизни. М.: Финансы и статистика, 1988.
11. Лобанов А.А., Чугунов А.В. Энциклопедия финансового риск-менеджмента. М.: АльпинаБизнесБукс, 2009.
12. Моргунов А.В., Жевага А.А. Контроллинг кредитных рисков в коммерческом банке // Контроллинг. 2015. №2, т. 56. С. 70–78.
13. Полтерович В.М. Стратегия модернизации российской экономики. СПб: Алетейя, 2010.
14. Тотьямина К.М. Моделирование вероятности дефолта корпоративных заемщиков банков. Дисс. ... кандидата наук. М.: НИУ ВШЭ, 2014.
15. Allen, S. (2003), “Financial risk management: A practioner’s guide to managing market and credit risk”. Hoboken, N.J.: John Wiley & Sons, Inc.
16. Basel Committee on Banking Supervision. Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking system. (2011). Bank for International Settlements, Mode of Access: <http://www.bis.org/publ/bcbs189.pdf>.
17. Gatti, S. (2013), “Project Finance in Theory and Practice” Second Edition. DOI: <http://www.sciencedirect.com/science/book/9780123919465>
18. Jorion, P. (2007), “Financial risk manager instruction manual”. 4th ed. N.Y.: John Wiley & Sons, Ltd.
19. Kayser, D. (2013), “Recent research in project finance a commented bibliography”, *Procedia Computer Science*, no. 17, pp. 729–736. 20. Laishram, B., and Kalidindi, S. (2009), “Desirability rating analysis for debt financing of public-privatepartnership road projects”, *Construction Management & Economics*, vol.9, no. 27, pp. 823–837.
20. Peresetsky, A., Karminsky, A., and Golovan, S. (2011), “Probability of default models of Russian banks”, *Economic Change and Restructuring*, vol. 4, no. 44, pp. 297–334.
21. Siddiqi, N. (2006), “Credit Risk Scorecards Developing and Implementing Intelligent Credit Scoring” , published by John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.

MODELING THE PROBABILITY OF DEFAULT OF THE INVESTMENT PROJECTS

Alexey Morgunov,

PhD student, National Research University Higher School of Economics

Abstract

This article discusses the basic approaches used in modeling the assessment of default probability for investment projects in the commercial bank with the framework of internal ratings based (IRB) approach. Model of estimation the probability of default for project finance transactions based on Russian statistics was developed using the econometric model of multiple choice. The validation of the developed model and the earlier model (developed with using the statistics of defaults) was done.

The main objectives of the research: analysis of different methods of estimating the probability of default of investment projects; the practical application of the method of multiple choice for Russian investment projects (previously the author used the method of binary choice, the results of the practical application of which is published in 2015 in the journal of the New Economic Association» №2(26)) and comparison between methods of binary and multiple choice in accordance with the results of the validation using wellknown validation characteristics and criterias. In this article the basic approaches used in modeling the assessment of default probability for investment projects in a commercial banks in the framework of the approach based on internal ratings (IRB Approach) were discussed. The results of the research connected with building models to estimate the probability of default for project finance transactions using multiple-choice method with high accuracy ratios (discriminatory ability) and stability (t-student test performed with confidence probability more then 85%) and obtaining a quantitative comparison of the quality of the developed model of multiple choice with the quality of the previously developed model of binary choice. Obtained algorithms and models may be used by credit institutions to develop rating models based on internal ratings (IRB Approach). The feasibility of using the obtained results may be checked by banks according to results of the validation of the models on their own credit portfolios of investment projects. By results of research the conclusions about reasonability of application of the methods of binary and multiple choice to assess the creditworthiness of investment projects (the accuracy of the obtained models is high) and about the strong influence of *IRR* on the creditworthiness of the projects were made. However, the assessment of the quality of models and hypotheses is now impossible because of limited data.

Keywords: default, binary logistic regression, multinomial logistic regression, discriminatory power, calibration, validation

JEL: G21, G24, G32.

References

1. Allen, S. (2003), *“Financial risk management: A practioner’s guide to managing market and credit risk”*. Hoboken, N.J.: John Wiley & Sons, Inc.
2. Bank Rossii (2012), Pis’mo ot 29.12.2012 № 192-T “O Metodicheskikh rekomendatsiyakh po realizatsii podkhoda k raschetu kreditnogo riska na osnove vnutrennikh reytingov bankov”. Spravochno-pravovaya sistema “Konsul’tant Plyus”. Kompaniya “Konsul’tant Plyus”.
3. Basel Committee on Banking Supervision. Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking system. (2011). Bank for International Settlements, Mode of Access: <http://www.bis.org/publ/bcbs189.pdf>.
4. Gatti, S. (2013), *“Project Finance in Theory and Practice”* Second Edition. DOI: <http://www.sciencedirect.com/science/book/9780123919465>

5. Hait, M. (2008), *“Project finance and structured finance: cash flow models with Financial Covenants”*. Accessed: www.finance-dms.com/stable/fin_covenants.html.
6. Jorion, P. (2007), *“Financial risk manager instruction manual”*. 4th ed. N.Y.: John Wiley & Sons, Ltd.
7. Karminskiy A.M. (2015), *“Credit ratings and their modeling”*, M.: Izdatel'skiy dom “National Research University Higher School of Economics”
8. Karminskiy A.M., Fal'ko S.G. (2013), *“Controlling in the Bank”*, M.: Izdatel'skiy dom “FORUM”, “INFRA-M».
9. Karminskiy A.M., Kostrov A.V. (2013), “Modeling the Default Probabilities of Russian Banks: Extended Abilities”, *Journal of the New Economic Association*, vol. 17, no. 1, pp. 64–86.
10. Karminskiy A.M., Morgunov A.V., Bogdanov P.M. (2015), “The Assessment of Default Probability for the Project Finance Transactions”, *The Journal of New Economic Association*, vol.2, no. 26, pp. 99–122.
11. Kayser, D. (2013), “Recent research in project finance a commented bibliography”, *Procedia Computer Science*, no. 17, pp. 729–736.
12. Koks D., Lewis P. (1969), *“Statistical analysis of sequences of events”*, M.: Mir.
13. Koks D., and Oaks D. (1988), *“Data analysis of life time type”*, M.: Finance and statistic.
14. Laishram, B., and Kalidindi, S. (2009), “Desirability rating analysis for debt financing of public-private partnership road projects”, *Construction Management & Economics*, vol.9, no. 27, pp. 823–837.
15. Lobanov, A.A., Chugunov, A.V. (2009), *“Encyclopedia of financial risk management”*, M.: Al'pina Biznes Buks.
16. Morgunov, A.V., Zhevaga, A.A. (2015), *“Controlling credit risk in a commercial bank”*, *Controlling*, vol.2, no. 56, pp. 70–78.
17. Peresetsky, A., Karminsky, A., and Golovan, S. (2011), “Probability of default models of Russian banks”, *Economic Change and Restructuring*, vol. 4, no. 44, pp. 297–334.
18. Ruslana Database of Bureau van Dijk (<https://ruslana.bvdep.com/version-201623/home.serv?product=ruslana>).
19. Siddiqi, N. (2006), *“Credit Risk Scorecards Developing and Implementing Intelligent Credit Scoring”*, published by John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
20. Tot'myanina K.M. (2014), *“Modeling Probability of Default for Corporate Borrowers of Banks”*, PhD Dissertation ... National Research University Higher School of Economics.
21. *“The strategy of modernization of the Russian economy”* (2010), Polterovich V.M. (ed.). SPb: Aleteya.
22. Vlasov A., Pomazanov M. (2008), *“Calibration of national rating system”*. Available at: <http://www.rusipoteka.ru/files/articles/pomazanov.pdf>.
23. Zhevaga A.A., Morgunov A.V. (2015), “The use of aggregated macroeconomic indicators during calibration of internal rating models at banks”, *Den'gi i kredit*, no.8. pp. 39–46.

ФОРМИРОВАНИЕ ИНВЕСТИЦИОННОГО ПОРТФЕЛЯ НА РОССИЙСКОМ РЫНКЕ АКЦИЙ ПРИ ПОМОЩИ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО МЕТОДА – ДЕРЕВА РЕШЕНИЙ

Буянова Е.А.¹, Саркисов А.Р.²

Формирование инвестиционного портфеля является одним из ключевых вопросов современной теории финансов. Главной задачей в построении оптимального портфеля является создание модели, способной успешно прогнозировать поведение доходности актива. Однако построить такую модель далеко не просто – во множестве эмпирических работ авторы сталкивались с ситуацией, когда модель успешно подходит для объяснения исторических данных, но не способна прогнозировать будущие показатели доходности. Одной из причин подобной проблемы является то, что порой в таких работах авторы имеют либо слишком короткие ряды данных, либо данные слишком «шумные». Поэтому, используя классические параметрические методы, авторы и сталкиваются с подобными трудностями.

В данной работе был проведен анализ акций, входящих в базу расчета индекса ММВБ, при помощи непараметрического метода – Classification and Regression Tree (CART), и на основе полученных данных был построен оптимальный портфель. Использование данного метода позволило анализировать не только детерминанты доходности акций, относящиеся к классу макроэкономических факторов или факторов технического анализа, но и факторов фундаментального анализа, по которым всегда присутствует ограниченное число наблюдений. При этом в данной работе используется не вполне стандартное определение оптимального портфеля. Во многих работах под оптимальностью подразумевают превышение доходности построенного портфеля над доходностью рыночного портфеля. В общем случае данное определение некорректно, т.к. ввиду большей диверсификации рыночный портфель обладает меньшим риском и, как следствие, меньшей доходностью. Поэтому в данной работе оптимальным портфелем называется портфель с заданным риском, доходность которого не ниже доходности рыночного портфеля с таким же параметром риска. Формулировка «не ниже» говорит о том, что в случае наличия слабой формы эффективности рынка оптимальный портфель должен совпасть с рыночным, если он будет базироваться лишь на исторических данных.

Также в рамках данного исследования был проведен сравнительный анализ степени влияния того или иного фактора на доходность акций. Было выявлено, что основными детерминантами доходности акций российских компаний является momentum, bid-ask spread и цена на нефть.

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

JEL: G10, G11, G17, C14

Обзор литературы

Формирование оптимального инвестиционного портфеля является одним из ключевых вопросов современной теории финансов. Основу данной области положили работы таких ученых, как Г. Марковиц, У. Шарп, а также М. Скоулс и Ф. Блэк (Edwin and Gruber, 1997).

Данные работы представляли собой теоретическое обоснование существования оптимального портфеля и возможности его построения. Однако ни в одной модели не указан универсальный набор факторов, при помощи которого можно составлять оптимальный инвестиционный портфель.

Таким образом, вопрос выбора факторов для анализа ценных бумаг остается открытым и затрагивается во многих эмпирических и теоретических исследованиях. Первые эмпирические исследования, посвященные отбору ценных бумаг в портфель, основывались на использовании параметрических методов (МНК, GLM и т.д.). Основным недостатком данных методов являлись

1. Канд. физ.-матем. наук, доцент, преподаватель департамента финансов НИУ ВШЭ.

2. Аспирант департамента финансов НИУ ВШЭ.

жесткие требования к данным, причем как количественные, так и качественные. Ведь само название «параметрические методы» говорит о том, что при их использовании у параметров модели должны быть известны основные параметры распределения: среднее и дисперсия. Для корректного определения параметров распределения необходимо иметь достаточно длинный ряд данных, очищенный от шумов. Финансовые данные зачастую не соответствуют подобным критериям, поэтому во многих случаях использование параметрических методов в финансовых исследованиях является некорректным.

На данный момент наиболее актуальными являются непараметрические модели оценки, т.к. данные методы подходят для работы с «шумными» данными и ограниченными выборками. В работе Бримен (Breiman, 1984) на примере метода деревьев регрессий были описаны основные преимущества непараметрических методов:

- Непараметрические модели не требуют предварительного отбора параметров. Нет проблемы ошибочной спецификации.
- Непараметрические модели нечувствительны к монотонным преобразованиям независимых переменных.
- Результаты робастны к выбросам в выборке.

В области построения оптимального портфеля при помощи непараметрических моделей следует выделить следующие два направления исследований. На ранних этапах развития данного направления исследователи пытались показать эффективность использования непараметрических методов, используя лишь стандартные показатели фундаментального анализа. В более поздних исследованиях осуществлялись попытки получить оптимальную комбинацию факторов как технического, так и фундаментального анализа, которая бы максимально подходила для конкретного рынка финансовых активов.

Ниже представлена выборка из основных работ, посвященных использованию непараметрических методов для решения проблемы составления портфеля или прогнозирования цены актива.

Чаварнакул и Инке (Chavarnakul and Enke, 2009) в рамках эконометрической модели, основанной на методе деревьев регрессий, формировали портфель, состоящий из акций, котирующихся на DAX. В рамках своей работы авторы отобрали ряд факторов технического анализа, которые наряду с фундаментальными факторами эмитентов позволили построить портфель с доходностью выше рынка.

Но непараметрические методы – это не только метод деревьев регрессий. Так, например, Алварез-Диаз и Хаммоудех (Alvarez-Diaz and Hammoudeh, 2013) тестировали surrogate data method в качестве инструмента для прогноза цен акций на DJIM и DJIA. В итоге авторы получили вывод о том, что, используя данный непараметрический метод, можно эффективно прогнозировать стоимость акций на DJIA в рамках 15-недельного горизонта, а на DJIM – в рамках 9-недельного горизонта.

Kernel method был использован в работе Ширайши и Танигучи (Shiraishi and Taniguchi, 2012) для оценки дисперсии доходностей акций на Токийской фондовой бирже. Исследование авторов показало, что при помощи данного непараметрического метода можно эффективно прогнозировать поведение акций и строить оптимальный портфель. При этом авторы отмечают, что эффективность того или иного непараметрического метода может быть различна в зависимости от структуры данных.

Так называемый I(d) processes (Bierens, 1997) был использован в работе Зонг и Чанг (Zhong and Chang, 2014), в которой авторы строили модель оптимальной диверсификации при построении портфеля ценных бумаг. В ходе своего исследования авторы выяснили, что фондовые рынки США (Dow Jones 30 и S&P 500) являются попарно коинтегрированными с фондовыми рынками стран БРИКС.

Таким образом, различные типы непараметрических моделей широко используются в современной литературе по портфельному анализу и служат хорошим инструментом как для опи-

сания исторических данных, так и для прогноза стоимости активов. Из этого следует, что при помощи непараметрических методов может быть разрешена проблема «Fitting vs Forecasting», которая заключается в том, что модели, которые обычно хорошо описывают исторические данные, имеют низкую предсказательную способность, и наоборот.

Описание метода дерева решений

Метод дерева решений является непараметрическим методом, который распределяет наблюдения в соответствующие группы при помощи классификационного алгоритма. Для использования метода необходимо составить базу данных по характеристикам с целью классификации будущих наблюдений. При этом следует отметить, что финальные группы, в одну из которых будет классифицировано каждое последующее наблюдение, должны быть строго определены и их количество должно быть конечным. Методология данного исследования основана на работе Браймана (Breiman, 1987).

При классификации каждого нового наблюдения рассматриваются его основные параметры, и на их основе наблюдению присваивается определенный класс. Таким образом, строится дерево регрессий с узлами и ветвями.

Допустим, для каждого наблюдения сформирован вектор параметров X , который используется для определения класса каждого наблюдения. Определим набор различных классов $C = \{1, 2, \dots, J\}$. Таким образом, существует J различных классов. Далее необходимо определить правило, согласно которому уже имеющиеся наблюдения классифицируются в один из J классов. Для финансовых активов удобно распределять наблюдения по классам в зависимости от соотношения показателя доходности по наблюдению (R_t) и установленного порогового уровня доходности \bar{R} . Например, правило, которое было использовано при классификации в данной работе:

$$\begin{cases} R_t > \bar{R}, y_t = & \{\text{покупка актива}\} \\ R_t < -\bar{R}, y_t = & \{\text{продажа актива}\} \\ -\bar{R} \leq R_t \leq \bar{R}, y_t = & \{\text{сохранение актива}\} \end{cases}$$

При построении прогноза на основании новых данных, необходимо выделить из имеющихся наблюдений «обучающую выборку» $L = \{(x_1, j_1), \dots, (x_N, j_N)\}$, на основании которых алгоритм будет обрабатываться.

Классификация наблюдений представляет собой бинарную процедуру и заключается в разбиении исходного множества на подмножества $X_1^i, X_2^i, \dots, X_n^i$, где i – порядок итерации расщепления на групп. При этом целью данного разбиения является получение при каждой последующей итерации более однородных групп, чем при предыдущей.

Однако сложно сформировать оптимальное количество операций по расщеплению исходного множества наблюдений на соответствующие подмножества. Если в процессе расчета будет осуществлено слишком малое количество итераций, то в итоге получатся неоднородные группы. Если же итераций будет слишком много, то в итоге в финальных группах будет находиться по одному наблюдению.

Ввиду того что при каждой итерации необходимо увеличение однородности группы, введем для каждого узла t в дереве размера T меру неоднородности $g(t)$. На каждом этапе разбиения наблюдения делятся в пропорциях α и β , в зависимости от того, в какой узел – t_α или t_β – попали. Ниже представлена базовая схема разбиения узла :

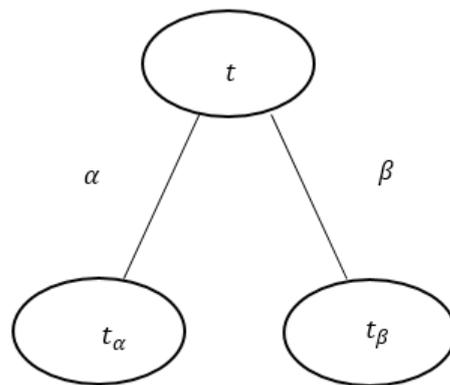


Рисунок 1. Базовая схема разбиения узла

Таким образом, при каждой итерации согласно следующему выражению:

$$\Delta g(s, t) = g(t) - \alpha g(t_\alpha) - \beta g(t_\beta), \quad (1)$$

где $\Delta g(s, t)$ – снижение неоднородности после итерации s ,

$g(t), g(t_\alpha), g(t_\beta)$ — неоднородность узла t, t_α, t_β , и соответственно,

α, β – пропорции разделения узла.

Рассматривая в целом дерево регрессий, понимаем, что общая неоднородность задается следующим выражением:

$$G(T) = \sum_{t=1}^{\tilde{T}} G(t) = \sum_{t=1}^{\tilde{T}} g(t) p(t), \quad (2)$$

где: $G(T)$ — неоднородность всего дерева,

\tilde{T} — заданное количество узлов,

$p(t)$ — пропорции разбиения узла.

Из выражений (1) и (2) очевидно следует, что при проведении последующей операции разбиения узла общая неопределенность нового дерева размерности будет рассчитываться как:

$$G(T') = \sum_{T' - \{t\}} G(t) + G(t_\alpha) + G(t_\beta), \quad (3)$$

где T' новая размерность дерева.

Логично, что в итоге необходимо решить задачу минимизации общей неопределенности дерева. Однако данную задачу можно трансформировать в задачу максимизации уменьшения неоднородности при каждой последующей итерации s :

$$\max_{s \in S} \Delta G(s, t) = \max_{s \in S} G(T) - G(T') = \max_{s \in S} G(T) - G(t_\alpha) + G(t_\beta), \quad (4)$$

где $\Delta G(s, t)$ – изменение общей неоднородности дерева после итерации s .

Следовательно, можно сформировать правило для определения необходимости в последующей итерации по разбиению узла, введя пороговое значение для уменьшения неоднородности:

$$\max_{s \in S} \Delta G(s, t) > \varepsilon, \quad (5)$$

где $\varepsilon > 0$ – пороговое значение для уменьшения неоднородности.

Введя правило, согласно которому останавливается процесс разбиения узлов, необходимо определить, как для каждого терминального¹ узла $t \in \tilde{T}$ определяется класс $j(t)$. Если количество наблюдений, относящихся к классу j в узле t наибольшее, то данному узлу присваивается класс j . Таким образом, терминальному узлу присваивается класс j , если в нем наибольшее

1. Терминальным узлом называется узел, который впоследствии не разбивается.

значение имеет условная вероятность $p(j|t)$ того, что наблюдение, попавшее в узел t , относится к классу j .

Введем для каждого наблюдения величину $r(t)$, определяющую вероятность того, что объект классифицирован некорректно:

$$r(t) = 1 - \max_j p(j|t), \quad (6)$$

где: $r(t)$ — вероятность некорректной классификации объекта в узле t ,

$p(j|t)$ — условная вероятность того, что наблюдение, попавшее в узел t .

Далее необходимо ввести «штраф» $C(i|j)$ за каждое неверно классифицированное наблюдение, принадлежащее к классу i и попавшее в класс j .

$$\begin{cases} C(i|j) > 0, i \neq j \\ C(i|j) = 0, i = j \end{cases} \quad (7)$$

где $C(i|j)$ — «штраф» за каждое неверно классифицированное наблюдение.

Следовательно, для каждого узла можно выписать задачу минимизации ошибки при классификации:

$$r(t) = \min_i \sum_j C(i|j) p(j|t). \quad (8)$$

И данное выражение для всего дерева:

$$R(T) = \sum_t R(t) = \sum_t r(t) p(t), \quad (9)$$

где вероятность некорректной классификации в рамках всего дерева.

Выше была введена функция $g(t)$ как мера неоднородности каждого узла. В данной работе использовалась функция $g(t)$ на основе Индекса Джини, задаваемая следующим выражением:

$$g(t) = \sum_{j \neq i} p(j|t) p(i|t), \quad (10)$$

где $p(j|t)$ — условная вероятность того, что наблюдение, попавшее в узел t , относится к классу j

$p(i|t)$ — условная вероятность того, что наблюдение, попавшее в узел t , относится к классу i

Описанные способы определения размера дерева и точности классификации являются необходимыми, но не достаточными условиями оптимальности построенного дерева. Ниже описана процедура «обрезки» дерева с целью нахождения оптимального размера.

На основе вышеизложенного алгоритма строится дерево максимальной размерности T_{max} . Далее введем выражение, отражающее «издержки размера дерева»:

$$R_\alpha(T) = R(T) + \alpha |\bar{T}|, \quad (11)$$

где: $R(T)$ — вероятность некорректной классификации в рамках всего дерева,

$\alpha |\bar{T}|$ — издержки количества терминальных узлов.

Если будет построено очень простое дерево, то издержки размера дерева будут высокими за счет первого слагаемого $R(T)$ (ошибок классификации) которое рассчитывается согласно выражению (9). Если же будет построено слишком большое дерево, то издержки будут высокими за счет второго слагаемого ($\alpha > 0$), а $|\bar{T}|$ — количество терминальных узлов в дереве.

Далее из всего множества деревьев различной размерности необходимо исключать варианты, в которых терминальные узлы не приводят к качественному улучшению модели.

Введем функцию $s_r(t)$, отражающую силу связи узла в дереве:

$$s_r(t) = \frac{R(t) - R(T_{rt})}{|\bar{T}_{rt}| - 1}, \quad (12)$$

где: $s_r(t)$ — сила узла в дереве,

T_{rt} — количество узлов, связанных с узлом t ,

$R(T_{rt})$ — вероятность некорректной классификации в узлах, связанных с узлом t .

Следующим шагом является нахождение и удаление узлов, у которых значение $s_r(t)$ является минимальным:

$$s_r(t_r^*) = \min_{t \in T_r} s_r(t). \quad (13)$$

Данная процедура продолжается рекурсивно, и получается упорядоченный ряд деревьев, начиная с максимально большого дерева и заканчивая деревом с одним узлом. Далее на каждом этапе «обрезки дерева» обновляется величина α : $\alpha_{(r+1)} = s_r(t_r^*)$. Таким образом, получаются два ряда: упорядоченный ряд деревьев и ряд издержек α_{r+1} .

Затем при помощи процедуры 1 SE rule осуществляется процедура перекрестной проверки на обучающей выборке $L = \{(x_1, j_1), \dots, (x_N, j_N)\}$ в результате которой определяется оптимальное дерево классификаций с минимальной величиной $R_\alpha(T)$.

Построение оптимального портфеля

Прежде чем описывать методику построения оптимального портфеля, следует четко определить, что является критерием оптимальности. Во многих работах под оптимальностью подразумевают превышение доходности построенного портфеля над доходностью рыночного портфеля. В общем случае данное определение некорректно, т.к. ввиду большей диверсификации рыночный портфель обладает меньшим риском и, как следствие, меньшей доходностью.

Поэтому в данной работе оптимальным портфелем называется портфель с заданным риском, доходность которого не ниже доходности рыночного портфеля с таким же параметром риска. Формулировка «не ниже» говорит о том, что в случае наличия слабой формы эффективности рынка оптимальный портфель должен совпасть с рыночным, если он будет базироваться лишь на исторических данных.

В рамках данной работы рассматривался процесс формирования портфеля, состоящего из обыкновенных акций компаний, входящих в базу расчета индекса ММВБ, т.к. они являются наиболее ликвидными инструментами на российском рынке акций. В рамках данной работы анализировалась недельная доходность акции, которая в период определялась следующим образом:

$$R_t = \frac{E_t(P_{t+1}) - P_t}{P_t}, \quad (14)$$

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 $t+1$.

Следует отметить, что выбор именно будущей доходности неслучаен, т.к. является наиболее оптимальным при прогнозировании доходности, потому что на практике алгоритму придется строить именно ожидаемую цену акции при расчете доходности.

Пороговое значение доходности \bar{R} выбиралось для каждой акции индивидуально и лежало в пределах [0%; 5%] – на основе средних показателей доходности за рассматриваемый период.

Ниже представлена таблица со списком переменных, которые использовались в построении деревьев классификации для каждой акции:

Перечень переменных, использованных при анализе

Переменная ¹	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
ΔEPS/P	Фундаментальная	3-х месячное изменение Earnings per Share к цене акции
Sales/P	Фундаментальная	Выручка к цене акции
Momentum	Техническая	$M_t = P_t - P_{t-T}, T$
MA/P	Техническая	$MA(T) = \frac{\sum_{t-T}^t P_t}{T}, T$
MA St. Error	Техническая	Стандартное отклонение MA
Bid-Ask spread,%	Техническая	$\frac{Ask Price - Bid Price}{Ask Price}$
Количество сделок	Техническая	Среднее дневное количество сделок за неделю

Отдельно хотелось бы остановиться на переменной Momentum. В рамках данного анализа под Momentum подразумевается относительное место доходности определенной акции в период t .

Первичное формирование портфеля осуществлялось по следующей методике:

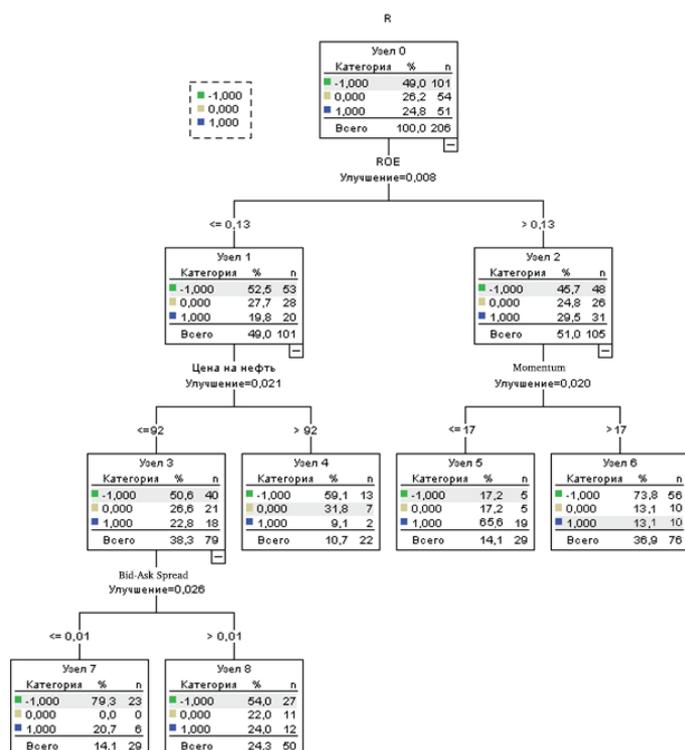
1. Для каждой компании, входящей в базу расчета индекса ММВБ, формировалась матрица входных параметров X_i , включающая себя данные по переменным, представленным в таблице 1, за период с января 2008 г. по декабрь 2014 г. Следует отметить, что по фундаментальным переменным были доступны лишь квартальные данные.
2. На основе данных недельных доходностей за период с января 2008 г. по декабрь 2014 г. формировался вектор классов для каждого наблюдения $C_i = \{(\text{покупка актива}), (\text{продажа актива}), (\text{сохранение актива})\}$ согласно следующему правилу :

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

Пороговое значение доходности \bar{R} выбиралось для каждой акции индивидуально, на основании средних показателей доходности за рассматриваемый период.

3. На основании векторов C_i и X_i для каждой компании строилось дерево регрессий. Ниже представлен пример дерева регрессий для компании ОАО «Акрон».

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

Рисунок 2. Дерево регрессий для ОАО «Акрон»¹

- На основе построенных деревьев отбирались акции компаний, которым на момент января 2015 г. был присвоен класс. Разберем данный пункт на примере представленного выше дерева регрессий для компании «Акрон». Если на момент формирования отчета показатель ROE компании превышает 13%, а показатель Momentum был больше 17, то мы попадаем в терминальный узел, в котором большинство наблюдений класса. Следовательно, при формировании портфеля акция «Акрона» попадет в пул компаний, акции которых будут приобретены.
- Определялся вес акций, по которым был присвоен класс {покупка актива}, в портфеле. Вес для отобранных акций определялся путем решения следующей оптимизационной задачи по максимизации дохода при фиксированном риске:

$$\left\{ \begin{array}{l} \max \sum_{i=1}^n w_i r_i \\ \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i w_j k_{ij} \sigma_i \sigma_j} < \bar{\sigma} \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1 \\ w_i \geq 0, \end{array} \right. \quad (15)$$

где: r_i — доходность i -й акции,

σ_i — стандартное отклонение доходности i -й акции,

w_i — доля i -й акции в портфеле.

В данной работе параметр предельной склонности к риску задавался экзогенно и равен 10% в годовом исчислении, что соответствует стандартному отклонению индекса ММВБ за анализируемый период.

1. В данном примере -1 означает {покупка актива}; 1 означает {продажа актива}; 0 означает {сохранение актива}.

После первичного формирования инвестиционного портфеля каждые три месяца происходила его ребалансировка, в рамках которой вновь строились деревья регрессии с учетом новых данных. Происходила продажа бумаг компаний, которые были в портфеле и которым в процессе ребалансировки был присвоен класс. Средства, полученные от реализации бумаг, распределялись среди активов с классом {покупка актива} путем решения задачи (15). Период ребалансировки, равный трем месяцам, выбран ввиду того, что каждые три месяца появляются новые данные квартальной отчетности компаний.

Чтобы определить, можно ли при помощи описанной выше методологии построить оптимальный портфель, было проведено сравнение доходности портфеля с доходностью рыночного портфеля аналогичного риска. Ниже представлены результаты тестирования модели на реальных данных за период с января 2015 г. по январь 2016 г.



Рисунок 3. Разницы доходности оптимального и рыночного портфелей

В результате тестирования модели на временном горизонте в 13 месяцев доходность построенного портфеля заданного риска не ниже доходности рыночного портфеля заданного риска, что полностью соответствует данному определению оптимальности.

Но помимо способа построения портфеля дерево регрессий несет в себе и другую важную информацию: относительную важность того или иного признака. Порядок вхождения того или иного признака в структуру дерева не является случайным: в узлах более высокого порядка находятся параметры, позволяющие осуществить разбиение исходного множества на однородные группы. Таким образом, в зависимости от порядка вхождения того или иного фактора в структуру дерева можно провести сравнительный анализ важности того или иного фактора при отборе акций в портфель.

В таблице представлено ранжирование факторов в зависимости от порядка их вхождения в структуру деревьев.

Таблица 2

Ранжирование факторов в зависимости от их значимости

Переменная	Тип	Место фактора в зависимости от порядка вхождения в структуру деревьев
Momentum	Техническая	1
Bid-Ask spread, %	Техническая	2
Цена нефти	Макроэкономическая	3
ROE	Фундаментальная	4
Количество сделок	Техническая	5
ΔEPS/P	Фундаментальная	6
Инфляция	Макроэкономическая	7
Sales/P	Фундаментальная	8

EPS/P	Фундаментальная	9
MA/P	Техническая	10
MA St. Error	Техническая	11

Из таблицы, представленной выше, следует, что наиболее значимой детерминантной доходности российских акций является Momentum акции, уровень ликвидности акции, характеризующийся показателем Bid-Ask spread, а также показатель цены нефти марки Brent.

В целом при анализе влияния факторов можно выдвинуть гипотезу, что российский рынок акций имеет признаки спекулятивного рынка. Для инвесторов одним из наиболее важных факторов является фактор цены на нефть, выступающий главным макроэкономическим индикатором, определяющим состояние российской экономики, а также технические параметры Momentum и параметры ликвидности. Важность параметра Momentum можно трактовать как желание инвестора в краткосрочной/среднесрочной перспективе инвестировать лишь в акции, имеющие высокие относительные показатели доходности в прошлом. Значимость же параметра ликвидности (Bid-Ask spread, %) можно трактовать как желание инвесторов иметь в портфеле наиболее ликвидные акции, чтобы в случае ухудшения состояния экономики осуществить их незамедлительную продажу.

Также следует отметить относительную незначимость фундаментальных показателей, характеризующих деятельность компаний, а также незначимость показателей технического анализа, кроме Momentum.

Заключение

В рамках данной работы был рассмотрен вопрос формирования оптимального инвестиционного портфеля на российском рынке акций при помощи непараметрического метода дерева регрессий. В данной работе оптимальным портфелем назывался портфель с заданным риском, доходность которого не ниже доходности рыночного портфеля с таким же риском.

В результате на основе системы факторов, включающих факторы макроэкономические, технические и фундаментальные, при помощи метода дерева регрессий был построен оптимальный портфель акций российских компаний. Среднее превышение доходности построенного портфеля над рыночным составляло 6%. Таким образом, была показана эффективность непараметрического метода дерева решений как инструмента построения портфеля акций на российском рынке.

Также был проведен сравнительный анализ характеристик, определяющих уровень доходности российских акций. Согласно полученным данным, наиболее значимыми являются следующие факторы: Momentum, Bid-Ask Spread, а также цена на нефть марки Brent. Также была выявлена незначимость факторов фундаментального анализа.

В дальнейшем в качестве расширения представленной модели необходимо учитывать выплаты дивидендов компаниями, а также наличие издержек по ребалансировке портфеля. Также можно рассмотреть вопрос оптимальности портфеля, построенного при помощи метода CART при различных значениях несклонности к риску.

Список литературы

1. Álvarez-Díaz, R., Shawkat, H., and Rangan, G. (2013), "Detecting predictable non-linear dynamics in Dow Jones industrial average and Dow Jones Islamic market indices using nonparametric regressions", *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. № 29, pp. 22–35.
2. Breiman, L., Friedman, J., Olshen, A., and Stone, J. (1987), "Classification and regression trees", The Wadsworth Statistics/Probability Series.
3. Chavarnakul, T., and Enke, D. (2009), "A hybrid stock trading system for intelligent technical analysis-based equivolume charting", *Neurocomputing*, vol. № 72, pp. 3517–3528.

4. Diebold, F., and Mariano, R. (1995), “Comparing predictive accuracy”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. № 13, pp. 253–263.
5. Edwin, E., and Gruber, M. (1997), “Modern portfolio theory, 1950 to date” , *Journal of Banking and Finance*, vol. № 21, pp. 1743–1759.
6. Zhong, M., and Chang, T. (2014), “International Equity Diversification Between the United States and Brics Countries”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, vol. №1, pp. 123–138.
7. Richard, B. (2009), “*Statistical Learning from a Regression Perspective*, Springer Series in Statistics”. New York: Springer-Verlag.
8. Shirashi, E., et al. (2012), “Statistical estimation of portfolios for dependent financial returns”, *Advances in Decision Sciences*, vol. № 34, pp. 226–229.
9. Qin, Z., Li, X., and Ji, X. (2009), “Portfolio selection based on fuzzy cross-entropy”, *Journal of Computational and Applied Mathematics*, vol. № 26, pp. 79–87.

CONSTRUCTING OF OPTIMAL PORTFOLIO ON RUSSIAN STOCK MARKET USING NONPARAMETRIC METHOD – CLASSIFICATION AND REGRESSION TREE

Buyanova Elena,

*docent, Candidate of Physico-Mathematical Sciences,
assistant professor of the Department of Finance NRU HSE*

Sarkisov Artur,

Ph.D. student of the Department of Finance at NRU HSE

Abstract

Constructing of optimal portfolio is one of the most important subject in the modern finance theory. The main goal in constructing of optimal portfolio is to create model, which will be able to forecast dynamic of the asset's return. However, the problem of creating such model is still actual. In many works there are models, which perfectly explained past dynamic of the asset's return, but don't match to forecast it. One of the reason of that is sometime there are no appropriate data for analysis (not enough observations or «noisy» data). In this case traditional parametric methods will give biased estimation.

In this paper we used nonparametric method (classification and regression tree) for analyzing 50 stocks, which are included in calculation base of MICEX stock index. Using of this method allowed us to use not only macroeconomic and technical factors, but also factors with limited data set (factors of fundamental analysis). As a result we constructed optimal portfolio with average return on 7% higher than market portfolio with the same risk. It should be mentioned that in this research we don't use traditional definition of optimal portfolio which implies comparison of constructed portfolio with market portfolio. In general case this comparison is not correct because market portfolio is more diversified and, hence, have less risk. Therefore we use another definition of optimal portfolio: optimal portfolio is the portfolio with certain risk which return is not less than the return of market portfolio with the same risk.

Also in this research we conducted a comparative analysis of the influence of the factors on stock return. As the result we showed that Russian stock market has features of speculative market, because the most important factors for stock return of Russian stocks are momentum, bid – ask spread and oil price.

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

JEL: G10, G11, G17, C14

References

1. Álvarez-Díaz, R., Shawkat, H., and Rangan, G. (2013), “Detecting predictable non-linear dynamics in Dow Jones industrial average and Dow Jones Islamic market indices using nonparametric regressions”, *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. № 29, pp. 22–35.
2. Breiman, L., Friedman, J., Olshen, A., and Stone, J. (1987), “*Classification and regression trees*”, The Wadsworth Statistics/Probability Series.
3. Chavarnakul, T., and Enke, D. (2009), “A hybrid stock trading system for intelligent technical analysis-based equivolume charting”, *Neurocomputing*, vol. № 72, pp. 3517–3528.
4. Diebold, F., and Mariano, R. (1995), “Comparing predictive accuracy”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. № 13, pp. 253–263.
5. Edwin, E., and Gruber, M. (1997), “Modern portfolio theory, 1950 to date”, *Journal of Banking and Finance*, vol. № 21, pp. 1743–1759.

6. Zhong, M., and Chang, T. (2014), “International Equity Diversification Between the United States and Brics Countries”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, vol. №1, pp. 123–138.
7. Richard, B. (2009), “*Statistical Learning from a Regression Perspective*, Springer Series in Statistics”. New York: Springer-Verlag.
8. Shirashi, E., et al. (2012), “Statistical estimation of portfolios for dependent financial returns”, *Advances in Decision Sciences*, vol. № 34, pp. 226–229.
9. Qin, Z., Li, X., and Ji, X. (2009), “Portfolio selection based on fuzzy cross-entropy”, *Journal of Computational and Applied Mathematics*, vol. № 26, pp. 79–87.

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ФАКТОРОВ НА ФОРМИРОВАНИЕ ЦЕНЫ КРЕДИТА

Горелая Н.В.¹,

В данной статье представлены результаты эмпирического исследования влияния параметров кредитной сделки на цену кредита. На основе регрессионного анализа данных о займах с известными характеристиками, формирующих портфель кредитной организации, выданных за период с начала 2007 г. по первое полугодие 2015 г., был выявлен ряд особенностей кредитного ценообразования. Подтверждено, что процесс формирования цены по ипотечным займам отличается от процессов ценообразования по другим видам ссуд. Цену ипотечных кредитов увеличивают такие параметры, как сумма и срок займа, снижение категории качества ссуды и, как не парадоксально, наличие обеспечения. Для оставшейся части кредитного портфеля было выявлено, что цена по среднесрочным и долгосрочным потребительским ссудам с наблюдаемым ухудшением кредитного качества росла. Снижению цены способствовало увеличение суммы займа и предоставление ссуды корпоративным заемщикам в рамках кредитной линии. Наличие обеспечения по ссудам данной части портфеля не оказывает на цену кредита особого влияния. Ставка фондирования в обоих случаях незначима.

Определение цены является одной из наиболее сложных задач в процессе структурирования ссуды. Можно выделить ряд наиболее значимых факторов, которые обычно учитываются при формировании цены кредита: стоимость привлеченных ресурсов, надежность заемщика и степень риска, связанная с выданной ему ссудой, характер отношений кредитора с заемщиком, а также операционные расходы банка по оформлению и обслуживанию займов.

В данной статье представлены результаты эмпирического исследования влияния параметров кредитной сделки на цену кредита. На основе регрессионного анализа данных о займах с известными характеристиками, формирующих портфель кредитной организации, выданных за период с начала 2007 г. по первое полугодие 2015 г., был выявлен ряд особенностей кредитного ценообразования. Подтверждено, что процесс формирования цены по ипотечным займам отличается от процессов ценообразования по другим видам ссуд. Цену ипотечных кредитов увеличивают такие параметры как сумма и срок займа, снижение категории качества ссуды и, как не парадоксально, наличие обеспечения. Для оставшейся части кредитного портфеля было выявлено, что цена по среднесрочным и долгосрочным потребительским ссудам с наблюдаемым ухудшением кредитного качества будет расти. Снижению цены будет способствовать увеличение суммы займа и предоставление ссуды корпоративным заемщикам в рамках кредитной линии. Наличие обеспечения и ставка фондирования не оказывают на цену кредита значимого влияния.

Разработанная методика оценки и результаты исследования могут быть полезными для более глубокого понимания вопросов кредитного ценообразования как для кредитных организаций, так и для их клиентов

Ключевые слова: модели ценообразования кредита, годовая процентная ставка, базовая ставка, стоимость банковских ресурсов, премия за риск, маржа прибыли

JEL: G21

Определение цены является одной из наиболее сложных задач в процессе структурирования ссуды. Банк-кредитор стремится установить достаточно высокую процентную ставку, для того чтобы компенсировать свои риски и получить прибыль по сделке. С другой стороны, в процессе ценообразования кредита банк должен учитывать влияние целого ряда внешних и внутренних факторов, а также быть готовым к снижению собственной маржи прибыли, что позволит ему не потерять уже существующих и потенциальных заемщиков.

В ранее опубликованных исследованиях можно выделить ряд наиболее значимых факторов, которые обычно учитываются при формировании цены кредита: стоимость привлеченных

1. Кандидат экономических наук, доцент департамента финансов, факультет экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики».

ресурсов, надежность заемщика и степень риска, связанная с выданной ему ссудой, характер отношений кредитора с заемщиком, а также операционные расходы банка по оформлению и обслуживанию займов.

Эволюция банковских практик приводит к появлению новых концепций и подходов к ценообразованию ссуд. Традиционные методы и модели не всегда оказываются эффективными для точного определения процентной ставки и комиссионного вознаграждения банков по кредитным сделкам. Процессы формирования цен на кредитные продукты становятся все более сложными и совершенными, индивидуальными для каждого банка и каждого клиента. Поэтому выявление и изучение факторов, влияющих на цену кредита, представляется крайне актуальной задачей.

Целью данной статьи является оценка взаимосвязи между характеристиками кредита и его ценой с позиции банка. Методом исследования был избран регрессионный анализ, для работы с данными применялся многомерный кластерный анализ (метод k-средних) и метод бутстрапа. Полученные в ходе исследования результаты имеют практическую значимость и могут представлять интерес для работников подразделений банков, занимающихся структурированием кредитных сделок.

Формирование цены кредита: методы и модели

В ходе исследований процесса кредитного ценообразования был выявлен целый ряд факторов, которые непосредственно влияют на цену займа. Так, краеугольным камнем формирования цены кредита является определение стоимости привлеченных средств. Банки формируют свою ресурсную базу за счет депозитов физических и юридических лиц, а также за счет средств из недепозитных источников (кредиты Центрального банка, межбанковские ссуды, сделки РЕПО, коммерческие бумаги и прочие). Средневзвешенная ставка привлечения, как правило, определяет стоимость банковских ресурсов.

Следующей по значимости составляющей цены кредита является компенсация за риски, с которыми связана кредитная деятельность. Премия за риск, установленная банком, призвана компенсировать возможные потери, связанные с неисполнением заемщиком обязательств по возврату ссуды. Надежность заемщика определяется на этапе оценки его кредитоспособности и напрямую влияет на цену кредита. Первоклассный заемщик, имеющий наивысший рейтинг, безусловно, будет претендовать на выгодную для себя, самую низкую на рынке процентную ставку по кредиту. Клиенту с более низким уровнем кредитоспособности банк предложит ставку процента с учетом степени риска, присущего такому заемщику (Горелая, 2014).

Кредитная работа по проверке клиентов, выдаче и обслуживанию ссуд, а также контроль над их погашением генерирует для банка значительную долю операционных и административных расходов. Определенная часть этих расходов должна быть учтена в цене каждого выданного кредита. А такой компонент цены займа, как желаемая маржа прибыли, делает кредитную сделку прибыльной для банка.

Кроме того, при расчете процентной ставки по ссуде банк учитывает весь комплекс своих взаимоотношений с заемщиком. Если эти взаимоотношения не ограничиваются разовой кредитной сделкой, а имеют более давние истоки (например, клиент держит стабильный остаток средств на текущем счете, проводит все расчеты и кассовые операции через данный банк, пользуется услугами инвестиционного подразделения и трастового отдела), то банк получает дополнительный доход. В этом случае, стремление банка сохранить и упрочить свои деловые связи с таким клиентом может повлиять на снижение ставки по кредиту (Горелая, 2014).

Простейшая модель определения ставки по кредиту была создана по принципу «стоимость плюс» и предполагала, что процентная ставка по любому кредиту должна состоять из следующих компонент (рис. 1).

Главными недостатками модели «стоимость плюс» являются предположения о том, что банк может точно определить свои расходы и установить цену кредита без учета конкуренции со стороны других кредиторов.



Рисунок 1. Модель ценообразования по кредиту «стоимость плюс»

Такие ограничения в данной модели привели к появлению нового подхода к определению цены кредита, получившего название модели ценового лидерства. Основой этой модели является базовая ставка, или PRIME-RATE, которая представляет собой самую низкую ставку по краткосрочному кредиту на финансирование оборотного капитала, предлагаемую заемщику, чья кредитоспособность не вызывает у банка сомнений. Фактическая ставка по ссуде корректируется на величину надбавки, включающую премию банка за риск и срочность (рис. 2) (Горелая, 2014).

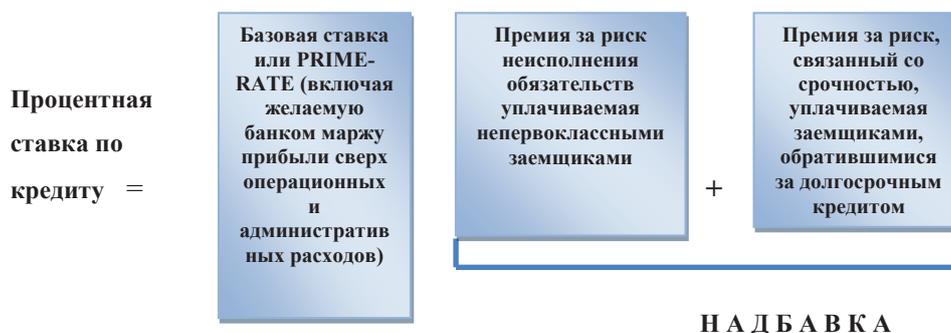


Рисунок 2. Модель ценового лидерства на основе PRIME-RATE

В середине прошлого века, когда появилась данная модель, преобладающей базовой ставкой стала самая распространенная ставка по кредитам, объявленная крупнейшими банками США – «денежными центрами», которые регулярно публиковали свои prime-rate. Малые и средние банки при определении собственных ставок ориентировались на prime-rate «денежных центров». Базовая ставка изменялась по решению совета директоров банка, и происходило это, как правило, довольно редко. Однако развитие рынка коммерческих бумаг и депозитных сертификатов в США, а также усиление инфляционных процессов и волатильности межбанковского рынка привело к появлению плавающей базовой ставки. Так, в условиях плавающей prime-rate крупнейшие корпоративные заемщики с безупречным кредитным рейтингом имели возможность заимствовать средства по ставке, превышающей на ½ процентного пункта текущую ставку по коммерческим бумагам. Или же заемщики такого класса привлекали средства по цене, которая на 1 процентный пункт выше текущей ставки по четырехнедельным депозитным сертификатам (Горелая, 2014).

Начиная с 80-х гг. XX в. в качестве базовой ставки использовалась ставка предложения средств на лондонской бирже, или ставка LIBOR (London Interbank Offered Rate). Ставка LIBOR представляла собой общую базу для формирования цены кредита, как у иностранных, так и у национальных банков, и давала потенциальным заемщикам возможность сравнивать условия предоставления займов у разных кредиторов.

Сегодня большинство банков отказываются от расчета базовой ставки, ориентируясь на индикаторы денежного рынка. Однако prime-rate до сих пор не утратила своего значения, служа ориентиром для определения цены кредитов для предприятий малого и среднего бизнеса.

Дальнейшее развитие моделей ценообразования по кредитам осуществлялось под воздействием все более усиливающейся конкуренции в банковском секторе. Уже в конце прошлого века банки перешли к новой методике – установлению процента за кредит на уровне ниже prime-rate, выдавая ссуды по цене, приближающейся к стоимости привлеченных средств. Кроме того, кредиторы принимали во внимание весь спектр взаимоотношений с заемщиками, то есть при формировании процентной ставки учитывались все доходы банка, возникающие в связи с обслуживанием клиента (Горелая, 2014).

Сегодня наиболее популярным подходом при определении процентной ставки по кредитам стало рисковое ценообразование (Risk Based Pricing). В банковской практике достаточно широко стала использоваться модель СПРЭДа (SPREAD model), изображенная на рисунке 3.

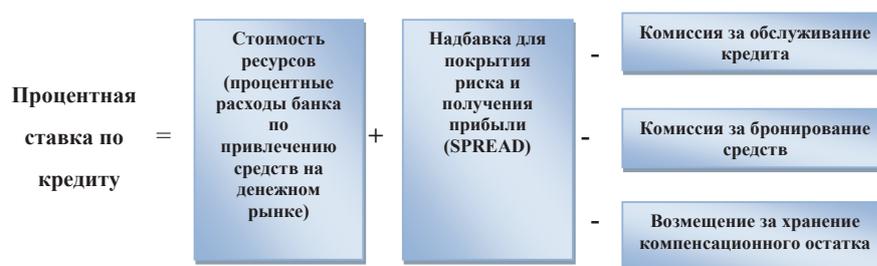


Рисунок 3. Модель СПРЭДа (SPREAD model)

Логика построения данной модели заключается в том, что банк при установлении процентной ставки по ссудам учитывает свои процентные расходы по привлечению средств на денежном рынке и надбавку, покрывающую риски и делающую кредитование прибыльным. В рамках данной модели банк может снижать ставку по кредиту, корректируя ее на величину уже полученных от клиента комиссий по обслуживанию кредита (выплаты за обслуживание ссудного счета, за бронирование средств, а также возмещение за хранение компенсационного остатка). В результате цена краткосрочного кредита, рассчитанная по методу СПРЭДа, может на 2–3 процентных пункта отличаться от значения, полученного при расчете процентной ставки на основе prime-rate (Горелая, 2014).

В моделях ценового лидерства также присутствовал такой компонент, как надбавка за риск. Но между ними и моделью СПРЭДа имелось качественное различие. В предыдущих методах определения цены кредита премия за риск выступала в виде константы. То есть, обратившись в банк, клиент заранее знал, по какой цене он может получить запрашиваемую ссуду. Оценив кредитоспособность заемщика, банк мог принять только два решения: выдать ему данный кредит или нет.

В рамках рискового ценообразования подход к формированию цены кредита, особенно для корпоративных заемщиков, изменился: в процессе установления процентной ставки кредитный комитет учитывал индивидуальные характеристики заемщика, а не стандартные условия выдачи ссуд. Что касается применения рискового подхода по отношению к частным заемщикам, то его можно назвать инновационным. Банки крайне редко используют его при определении цены по потребительским кредитам и ссудам под жилую недвижимость.

Еще одним современным направлением является определение цены кредита, подстраиваемой под изменение результатов деятельности заемщика (Performance Pricing). В рамках применения такого подхода банк использует следующее правило: при улучшении кредитоспособности заемщика ставка по ссуде может снижаться, а при ухудшении – повышаться. Таким образом, спред по кредиту становится функцией от оценки кредитоспособности заемщика, а именно его кредитного рейтинга или финансовых показателей (показателей доходности, ликвидности, финансовой устойчивости, деловой активности, обслуживания долга и прочих).

Достоинством данного подхода к ценообразованию является решение проблемы неблагоприятного отбора заемщиков из-за асимметрии информации, а также снижение риска недобросовестности при кредитовании.

Эмпирические исследования влияния факторов на ценообразование по банковским кредитам

Вопросы формирования цены кредита всегда вызывали интерес исследователей и практиков банковского дела. Из целого ряда исследований в области кредитного ценообразования можно выделить как минимум два направления, наиболее важным из которых является изучение влияния уровня кредитоспособности заемщика на цену кредита.

В своей работе Филипп Страхан (Strahan, 1999) исследует влияние кредитного риска, присутствующего заемщику на ценовые и неценовые параметры банковского кредита. Автор отмечает, что вследствие существования коммерческой тайны и ограниченного доступа исследователей к данным о конкретных сделках вопрос о влиянии риска заемщика на цену кредита малоизучен.

Ф. Страхан рассматривает риск через призму таких наблюдаемых факторов, как размер компании-заемщика и ее инвестиционный рейтинг, способность фирмы генерировать денежные потоки, а также возможность внешних инвесторов оценивать данного заемщика. При формировании выборки данных автор выделяет три группы заемщиков: компании с рейтингом инвестиционного уровня, с рейтингом ниже инвестиционного уровня и без рейтинга.

Методология, примененная Ф. Страханом в ходе исследования, заключается в построении линейной и логистической регрессий, связывающих среднюю цену кредита с размером заемщика и присутствующим ему кредитным риском. Кроме вышеуказанных переменных в регрессию были включены индикаторы, определяющие отрасль, в которой заемщик осуществляет основную деятельность, и целевое назначение ссуды. Результаты анализа показали, что кредитный рейтинг компании оказывает значимое влияние на процентную ставку: крупным заемщикам с рейтингом инвестиционного уровня установлена меньшая цена по всем видам ссуд, чем компаниям из других групп. Также было выявлено, что для компаний без рейтинга и с рейтингом ниже инвестиционного уровня процентные ставки по кредитам установлены практически на одном уровне.

Появление концепций Risk Based Pricing и Performance Pricing повлекло за собой целый ряд исследований по данной тематике.

Статья П. Аскуит, А. Бэтти и Дж. Вебер (Asquith, Beatty and Weber, 2005), опубликованная в 2005 г., вносит свой вклад в изучение процесса кредитного ценообразования, подстраиваемого под результаты деятельности корпоративных заемщиков. Авторы оценили соответствующие изменения процентных ставок, используя два пробит-уравнения для понижающейся и повышающейся цены кредита. Следующим этапом их работы было построение регрессионного уравнения, где объясняемой переменной был спрэд над базовой ставкой LIBOR. В качестве регрессоров рассматривались следующие переменные: вероятность понижения или повышения процентной ставки, кредитный рейтинг и размер компании-заемщика. Кроме того, в уравнение был введен ряд фиктивных переменных, которые определяли: подвергался ли кредит секьюритизации, был ли выдан в рамках возобновляемой кредитной линии, направлялся ли на финансирование поглощений, присутствуют ли в данном контракте издержки неблагоприятного отбора или морального риска.

В ходе исследования было выявлено, что банки действительно используют performance pricing в кредитовании, и в рамках данного подхода чаще применяется практика снижения процентных ставок, поскольку выдавая ссуду, банки склонны перестраховываться, назначая заемщику более высокую цену кредита, несмотря на вполне удовлетворительную оценку его кредитоспособности.

Статья У. Эделберга (Edelberg, 2006) посвящена изучению того, как концепция рискового ценообразования повлияла на рынок потребительских кредитов. В работе автором тестировались три гипотезы: 1) с введением рискового ценообразования премия, уплачиваемая заемщиками банку за повышение риска, растет; 2) долговая нагрузка заемщиков увеличивается; 3) в процесс кредитования вовлекается большее число рискованных домохозяйств, что увеличивает разрыв спрэдов по цене ссуды высококлассным и рискованным заемщикам. С помощью эмпи-

рического анализа автор исследовал изменение вероятности дефолта заемщиков на протяжении определенного временного горизонта и подтвердил все три гипотезы.

Другим не менее важным направлением исследований в области кредитного ценообразования является изучение взаимосвязей между характеристиками кредитных продуктов и ценой на них. В целом ряде работ выделяются следующие основные характеристики займов: цель кредита, сумма и срок ссуды, а также наличие обеспечения.

Так, в работе А. Готтсман и Г. Робертс (Gottesman, Roberts, 2004) была изучена связь между спредом по корпоративным ссудам и сроком кредитования. Авторы выдвинули и, с использованием базы данных Loan Pricing Corporation DealScan, эмпирически протестировали следующие предположения: получают ли кредиторы дополнительную компенсацию за предоставление кредитов на более длительный срок (гипотеза компромисса) или снижают уровень риска, вынуждая более рискованных заемщиков довольствоваться краткосрочными ссудами (гипотеза кредитного качества).

Методология данного исследования подразумевала использование мощного математического аппарата. Сначала проводился одномерный анализ, заключающийся в подсчете количества раз, когда больший срок кредита был связан с более высокой/низкой или идентичной процентной ставкой. Далее использовался перекрестный анализ данных и регрессионный анализ. Результаты исследования подтвердили справедливость обеих сформулированных выше гипотез. Более того, авторы выявили, что в контексте переговоров с отдельной компанией банк склонен к компромиссу между сроком и ценой кредита. Но в ходе структурирования всего кредитного портфеля по критериям качества ссуд банк, как правило, старается ограничить свою подверженность риску, заставляя рискованных заемщиков брать краткосрочные кредиты.

Значительный интерес представляют исследования в области кредитного ценообразования, опубликованные в последние годы.

Так, статья Ч. Лим, Э. Ли, А. Каузар и М. Уолкер (Lim, Lee, Kausar and Walker, 2014), датированная 2014 г., посвящена оценке влияния эффекта консерватизма бухгалтерского учета в банках на ценообразование синдицированных займов. В ходе исследования авторы выдвинули две гипотезы: 1) при стабильной ситуации в экономике банки, заблаговременно признававшие свои убытки, назначали более высокую цену кредита; 2) во время кризиса рост спреда (надбавки) по кредиту был менее значительным в тех банках, которые своевременно признавали свои убытки. Для проверки первой гипотезы было оценено регрессионное уравнение с зависимой переменной – спредом над ставкой LIBOR. Регрессорами выступали: индикатор своевременного признания убытков, резерв для покрытия сомнительных долгов, долгосрочный долговой рейтинг, срок кредитного договора, индикатор бухгалтерского консерватизма заемщика, индикатор банковского риска, наличие связанных сторон, а также фиктивные переменные, определяющие географическую принадлежность кредитора и отраслевую принадлежность заемщика. Для тестирования второго предположения в модель была включена дамми-переменная, выявляющая наличие кризисной ситуации в экономике. Результаты исследования подтвердили обе гипотезы: в стабильных экономических условиях кредитные организации, проводившие политику бухгалтерского консерватизма, устанавливали более высокие цены по ссудам, при этом в условиях кризиса рост их процентных ставок оказывался менее значительным по сравнению с ценой кредита у банков, несвоевременно признающих свои убытки. Таким образом, политика бухгалтерского консерватизма, проводимая банками, влияет на процесс ценообразования по ссудам и служит целям стабилизации финансового сектора, проявляясь в виде благоразумного проциклического поведения кредитных организаций на рынке.

Одним из последних исследований, объединяющим два направления в области кредитного ценообразования, является работа А. Аль-Барани и Кинг Су (Al-Bahrani and Qing Su, 2015) опубликованная в 2015 г. Исследование посвящено изучению влияния целого ряда микро- и макро-факторов (срок, сумма, цель ссуды, loan-to-value ratio, кредитный рейтинг заемщика, источники фондирования и государственное регулирование) на цену ипотечных займов. Объектом исследования стали панельные данные об ипотечных кредитах, выданных банками и

специализированными финансовыми компаниями за период с 2002 по 2007 г. В качестве метода исследования авторы использовали квантильную регрессию, зависимой переменной в которой выступала цена ссуды, учитывающая процентную ставку и все комиссии, связанные с кредитной сделкой. Объясняющие переменные были представлены в виде групп показателей, характеризующих параметры кредитной сделки, цель кредитования (рефинансирование ипотечного кредита, покупка жилья в потребительских или в инвестиционных целях), кредитоспособность заемщика, способность государства регулировать рынок ипотечных кредитов и возможности банков использовать различные источники фондирования. В ходе исследования было выявлено, что наиболее значимое влияние на цену ипотечного займа оказывает кредитоспособность заемщика: заемщик с более высоким кредитным рейтингом может претендовать на более низкую цену кредита. Далее по убыванию значимости авторы отметили влияние таких факторов, как срок займа, источники фондирования, сумма и цель кредита.

Эмпирический анализ влияния параметров кредитной сделки на формирование цены по ссуде

Опираясь на опыт исследователей в области кредитного ценообразования (Al-Bahrani and Qing Su, 2015; Anagnostopoulou and Drakos, 2016; Asquith, Beatty and Weber, 2005; Gottesman and Roberts, 2004) и выводы о возможных взаимосвязях между ценой кредита и основными характеристиками ссуд, для тестирования предполагаемой зависимости были выделены следующие переменные (табл. 1).

Таблица 1

Переменные модели, определяющей зависимость цены кредита от характеристик займа

Объясняемая переменная	Описание	
RATEISED	Процентная ставка по кредиту	Непрерывная
Объясняющие переменные	Описание	Тип переменной
ln AMTFCsiz	Логарифм суммы кредита	Непрерывная
FRATE	Ставка фондирования (трехмесячная ставка MOSPRIME)	Непрерывная
COLAT	Наличие обеспечения	Фиктивная (принимает значение 1, если ссуда обеспечена, и 0 – если не обеспечена)
LEPP	Тип заемщика	Фиктивная (принимает значение 1, если ссуда выдана физическому лицу, и 0 – если юридическому)
LINE	Кредитная линия	Фиктивная (принимает значение 1, если ссуда выдана в рамках кредитной линии, и 0 – если нет)
TERM	Срок ссуды	Непрерывная
CGOF _i	Набор переменных, определяющий категории качества ссуды ¹	Фиктивные (принимают значение 1, если ссуда принадлежит к определенной категории качества, и 0 – если нет)
cgof ₁	1-я категория качества	Фиктивная
cgof ₂	2-я категория качества	Фиктивная
cgof ₃	3-я категория качества заемщика	Фиктивная
cgof ₄	4-я категория качества заемщика	Фиктивная
cgof ₅	5-я категория качества заемщика	Фиктивная

Показатель, характеризующий объемы кредитования, включен в состав переменных как натуральный логарифм суммы выданных ссуд. Такая функциональная форма выражения показателя обусловлена существованием нелинейной связи между суммой кредита и его ценой. Кроме того, логарифмическое исчисление, применяемое при расчете суммы кредита, делает

более сопоставимым порядок значений объясняющей и объясняемой переменной. Переменная *RATEISED*, выраженная в процентах, и переменная *AMTFCSIZ*, выраженная в рублях (принимая значения в районе нескольких десятков миллионов), плохо соотносятся по масштабу. Конечно, включение суммы кредита в уравнение не повлияло бы на значимость коэффициента, однако весьма вероятно, что коэффициент был бы очень мал по абсолютному значению: невнимание к масштабу переменных могло бы привести к необходимости приведения коэффициента модели с точностью до восьмого знака после запятой, чтобы отличить его от 0.

Следует отметить, что в представленной спецификации только ставка фондирования, логарифм суммы кредита и срок ссуды являются непрерывными переменными. Остальные детерминанты цены кредита были выражены с помощью фиктивных переменных.

С этой точки зрения необходимо обратить внимание на переменную *CGOF*, определяющую категорию качества ссуд. Данная переменная представляет собой индекс, где первой категории соответствуют лучшие заемщики, пятой – заемщики с наивысшей степенью риска. Очевидно, что использование переменной, принимающей пять целочисленных значений, как непрерывной, было бы некорректно. Кроме того, в присвоении категорий существует определенная доля произвольности: без потери смысла и изменения методики расчета можно было бы объявить пятую категорию наилучшей, а первую – наиболее подверженной кредитному риску. Линейное преобразование непрерывной переменной привело бы к смене знака коэффициента регрессии и путанице в интерпретации. Это еще одна причина, по которой введение набора фиктивных переменных является оправданным.

Итак, оцениваемая модель, характеризующая предполагаемую взаимосвязь описанных выше характеристик займов и процентных ставок по предоставленным кредитам, имеет следующий вид:

$$RATEISED = \alpha + \gamma \ln AMTFCSIZ + \eta FRATE + \theta COLAT + \kappa LEPP + \mu LINE + \sum_i \beta_i TERM_i + \sum_j \delta_j CGOF_j + \varepsilon \quad (1)$$

Для тестирования предложенной модели использовались данные о ссудах с известными характеристиками, формирующих портфель кредитной организации, входящей в TOP-200, которую по объему активов можно отнести к группе средних и малых банков. По состоянию на 30 июня 2015 г. портфель состоял из 513 кредитов физическим и юридическим лицам, выданных за период с начала 2007 г. до середины 2015 г. Как показано на рисунке 4, иллюстрирующем зависимость процентной ставки от суммы выданного кредита, исследуемая совокупность займов крайне неоднородна.

На первом этапе работы с данными, полученными на основе собранной информации по кредитным операциям банка, были удалены выбросы. Во-первых, был исключен корпоративный кредит с суммой более двухсот миллионов рублей, поскольку такие крупные сделки не являются типичными для рассматриваемого банка. Далее из выборки были исключены несанкционированные овердрафты физических и юридических лиц, а также кредиты, выданные в иностранной валюте, поскольку цены по ним заметно отличаются от цен по прочим видам ссуд. После удаления нетипичных наблюдений в выборке осталось 478 кредитных сделок.

Графический анализ, представленный на рисунке 4, позволил сделать вывод о невозможности построения линейной регрессии по общей совокупности данных. Поэтому следующим этапом работы было разделение кредитного портфеля на однородные группы, в рамках которых стало бы возможным анализировать детерминанты процентной ставки. Предпринятое изначально, традиционное разделение на кредиты физическим и юридическим лицам не помогло справиться с проблемой неоднородности. Поэтому после тщательного анализа данных было решено рассмотреть ипотечные кредиты, выданные физическим лицам (таких займов в кредитном портфеле банка насчитывалось 123) и прочие ссуды отдельно друг от друга.

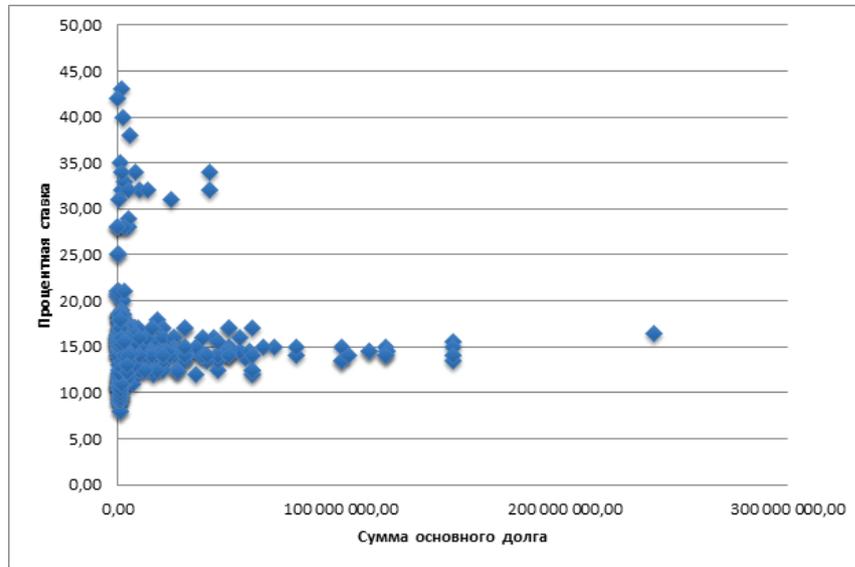


Рисунок 4. Зависимость процентной ставки по кредиту от суммы основного долга

Данный подход продиктован не только возможностью работать с конкретной базой данных, но и согласуется со здравым смыслом. Действительно, ипотечные кредиты по критерию срочности классифицируются как долгосрочные, а наличие залога для такого вида займов практически всегда является обязательным условием. Кроме того, применение такого подхода решило проблему неоднородности данных.

Таким образом, на данном этапе исследования была выдвинута следующая гипотеза: цена на ипотечные кредиты, в отличие от прочих ссуд, формируется под влиянием специфических факторов.

Описательные статистики по ипотечным кредитам, выданным физическим лицам, приведены в таблице 2.

Таблица 2

Описательные статистики переменных по портфелю ипотечных кредитов

Переменная	Единица измерения	Количество наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Min	Max
RATEISED	Проценты	123	11,55	1,32	8,90	15,00
AMTFCISZ	Тысячи рублей	123	1794,35	1306	300	6951
TERM	Дни	123	5998,26	2226,42	728,00	10965,00
FRATE	Проценты	123	5,94	1,54	3,74	11,81
COLAT	Дамми- переменная	123	0,96	0,20	0,00	1
LEPP	Дамми - переменная	123	1	0,00	1,00	1
LINE	Дамми- переменная	123	0	0,00	0,00	0

Учитывая долгосрочный характер ипотечных займов, изначально непрерывная переменная *TERM* была трансформирована в четыре дамми-переменные, отвечающие за срок кредитования ($term_1$ – менее 4100 дней, $term_2$ – от 4100 до 6000 дней, $term_3$ – от 6000 до 8000 дней, $term_4$ – свыше 8000 дней).

Кроме того, все ипотечные кредиты не являются кредитными линиями и выданы частным заемщикам, поэтому переменные *LEPP* и *LINE* не были использованы для данной группы кредитов.

Оставшаяся часть кредитного портфеля (355 ссуд) была разделена на две группы при помощи многомерного кластерного анализа методом *k*-средних по всем имеющимся в распоряжении непрерывным переменным: ставка процента, срок и сумма кредита. Невозможность разделения данных на большее число кластеров обусловлена недостаточным числом наблюдений.

Результаты кластерного анализа представлены на рисунках 5 и 6, где изображены диаграммы рассеивания для процентной ставки в зависимости от размера (логарифм суммы кредита) и срока кредита соответственно. Наблюдения, относящиеся к двум результирующим кластерам, выделены разными цветами. Зеленым изображены кредиты, отнесенные к первому кластеру, розовым – ко второму. В качестве расстояния использовалась стандартная Эвклидова метрика, поскольку она удовлетворяет природе рассматриваемых данных.

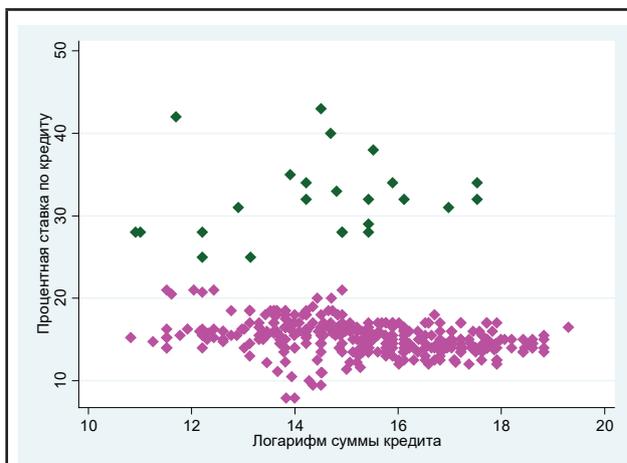


Рисунок 5. Диаграмма рассеивания процентной ставки по ссудам в зависимости от суммы кредита

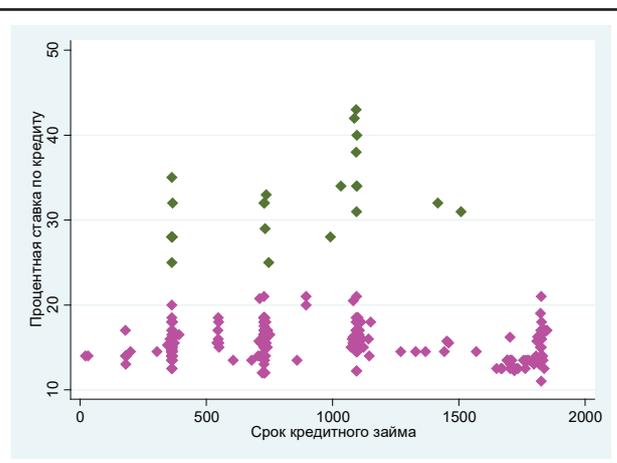


Рисунок 6. Диаграмма рассеивания процентной ставки по ссудам в зависимости от срока кредита

Как показано на рисунках, первая группа займов характеризуется более высокими процентными ставками и более короткими сроками кредитования по сравнению со второй группой. Описательные статистики по обеим группам отражены в таблице 3.

Таблица 3

Описательные статистики переменных по двум группам ссуд

Переменная	Единица измерения	Количество наблюдений	Группа 1			
			Среднее	Стандартное отклонение	Min	Max
RATEISED	Проценты	18	33,61	4,68	25,00	43,00
AMTFCSIZ	Тысячи рублей	18	8673	13000	120	41000
TERM	Дни	18	923,89	333,36	364,00	1509,00
FRATE	Проценты	18	6,38	1,91	3,77	11,94
COLAT	Дамми -переменная	18	0,83	0,38	0	1
LEPP	Дамми -переменная	18	0,44	0,51	0	1
LINE	Дамми -переменная	18	0,17	0,38	0	1
Переменная	Единица измерения	Количество наблюдений	Группа 2			
			Среднее	Стандартное отклонение	Min	Max
RATEISED	Проценты	337	15,29	1,98	7,90	21,00
AMTFCSIZ	Тысячи рублей	337	16600	27700	50	150000
TERM	Дни	337	1166,95	1294,05	21,00	9140,00
FRATE	Проценты	337	6,69	0,94	3,75	7,55
COLAT	Дамми - переменная	337	0,84	0,37	0	1
LEPP	Дамми - переменная	337	0,53	0,50	0	1
LINE	Дамми - переменная	337	0,20	0,40	0	1

Для рассматриваемых групп кредитов непрерывная переменная *TERM* также была преобразована в набор фиктивных переменных. Эти дамми-переменные определили принадлежность ссуд к той или иной категории по срочности ($term_1$ – ссуды на срок до 365 дней, $term_2$ – от 365 до 730 дней, $term_3$ – от 730 до 1095 дней, $term_4$ – ссуды на срок свыше 1095 дней). Такое преобразование представлялось необходимым по причине того, что кредиты, как правило, выдавались на «ровные» сроки: 1 год, 2 года, 3 года и т.д.

Следует обратить внимание на то, что в ходе формирования кластеров количество элементов в первой группе оказалось небольшим. Такая ситуация, безусловно, повлияла на качество эконометрического анализа первого кластера. Однако задача выделения именно однородных совокупностей кредитов являлась первостепенной, поскольку, как выяснилось впоследствии, регрессионный анализ общей совокупности данных показал результаты неудовлетворительного качества.

Заключительным этапом работы с данными стало построение таблицы парных корреляций между основными переменными. Результаты приведены в таблице 4.

Таблица 4

Корреляционная матрица переменных модели

	RATEISED	AMTFCSIZ	TERM	FRATE	COLAT	LEPP	CGOF2	CGOF3	CGOF4	CGOF5
RATEISED	1									
AMTFCSIZ	-0,0102	1								
TERM	-0,4181	-0,2616	1							
FRATE	0,1044	0,1418	-0,3218	1						
COLAT	-0,1202	0,0646	0,1298	-0,2305	1					
LEPP	-0,0595	-0,2956	0,3578	-0,0195	-0,235	1				
CGOF2	-0,2932	-0,1479	0,2438	-0,0782	0,0219	0,1535	1			
CGOF3	0,0381	0,1807	-0,0538	0,0182	0,0267	-0,0109	-0,1909	1		
CGOF4	-0,0389	-0,0207	-0,0066	-0,1777	0,0505	-0,1079	-0,149	-0,0217	1	
CGOF5	0,5769	-0,0613	-0,0613	-0,0997	0,0411	-0,1031	-0,2794	-0,0406	-0,0317	1

Поскольку корреляции не превышают 60%, то можно считать, что проблема мультиколлинеарности, и, как следствие, несостоятельности оценок отсутствует. Проверка наличия мультиколлинеарности в модели с помощью расчета коэффициентов VIF также указывает на ее отсутствие в силу низких значений показателя (средний VIF = 1,17).

Результаты исследования по портфелю ипотечных ссуд. Сначала исследуемая модель была протестирована на выборке данных портфеля ипотечных кредитов, выданных физическим лицам.

Как видно из данных таблицы 2, ипотечные кредиты по критерию срочности принадлежат к группе долгосрочных займов: минимальный срок, на который был выдан кредит, равен двум годам, максимальный – тридцати, а средний срок для ипотечных займов составил примерно 6000 дней, что соответствует сроку 16,5 лет.

После построения регрессионного уравнения был проведен тест Вальда, проверяющий гипотезу о равенстве нулю коэффициентов при дамми-переменных, которые характеризовали срок ссуды (в качестве базового был выбран срок кредитования менее 4100 дней). Полученные результаты выглядели следующим образом: величина F-статистики равна 0.84 при значении p-value 0.43. Поскольку гипотеза о значимости регрессии в целом не отвергалась для любого разумного уровня значимости, стало возможным свернуть набор дамми-переменных в единственную фиктивную переменную *LTERM*, принимающую значение 1, если кредит был выдан на срок более 6000 дней и 0 – если менее 6000 дней.

Для коррекции гетероскедастичности использовались стандартные ошибки в форме Уайта. Проверка спецификации модели с использованием теста Рамсея показала, что нулевая гипотеза об отсутствии пропущенных переменных на любом разумном уровне значимости не отвергается, следовательно, функциональная форма модели является верной (p-value равно 0.85).

Результаты оценивания модели приведены в таблице 5.

Результаты оценивания модели для портфеля ипотечных кредитов

Variables	RATEISED
ln AMTFCSIZ	1,094*** (0,169)
FRATE	-0,0616 (0,0562)
LTERM	0,425*** (0,155)
COLAT	1,344** (0,658)
CGOF3	1,445*** (0,239)
CGOF4	0,930*** (0,317)
CGOF5	1,547*** (0,619)
Constant	-3,802 (2,652)
Observations	123
R-squared	0,591

Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

В спецификации модели все переменные кроме ставки фондирования значимы. Ситуация со ставкой, скорее всего, объясняется тем, что трехмесячная ставка MOSPRIME не является валидной прокси-переменной для ставки фондирования рассматриваемого банка. Действительно, банк не имел и не имеет возможности привлекать денежные средства на рынке по данной ставке, поэтому в качестве стоимости ресурсов при определении цены кредита для малых и средних кредитных организаций логичнее использовать средневзвешенную ставку по депозитам.

Из приведенных данных видно, что при увеличении размера суммы кредита на 1 процентный пункт ставка процента возрастает примерно на 1,1 процентный пункт. На первый взгляд такая взаимосвязь несколько противоречит экономической логике. Однако не следует забывать, что высокие риски, возникающие для банка в долгосрочной перспективе вследствие специфики ипотечного кредитования, возможность потери значительной части активов при невозврате нескольких крупных ссуд, а также неопределенность перспектив выживания для малых и средних банков побуждают кредиторов увеличивать цену кредита. Положительное влияние переменной *LTERM* можно объяснить с помощью тех же аргументов: принимая во внимание риски, банки пытаются компенсировать возможные потери, увеличивая премию за срочность.

Коэффициент при переменной *COLAT* положителен, что является довольно парадоксальным результатом. Возможно, это связано с тем, что подавляющее большинство ипотечных кредитов выдаются под залог недвижимости (в данной выборке 118 из 123 займов), и переменная *COLAT* улавливает какие-то специфические характеристики кредитных сделок, не учтенные в модели.

В ходе анализа кредитного портфеля было выявлено, что большинство кредитов было классифицировано как ссуды первой и второй категории качества. Учитывая высокие риски ипотечного кредитования, банк, скорее всего, крайне тщательно подходил к оценке кредитоспособности заемщиков, что и объясняет данную ситуацию. Небольшая часть займов, отнесенная к сомнительной, проблемной и безнадежной задолженности, видимо, мигрировала туда, находясь в более высокой категории на момент выдачи кредита.

При работе с данными, определяющими кредитное качество, сначала был проведен тест Вальда, проверяющей гипотезу равенства нулю коэффициента при дамми-переменной, отвечающей за принадлежность ссуды ко второй категории. Учитывая тот факт, что базовой категорией была избрана первая группа (самые надежные заемщики), такая гипотеза эквивалентна тому, что ставки по кредитам для займов первой и второй групп совпадают. Нулевая гипотеза не отвергалась на любом разумном уровне статистической значимости, поэтому базовой группой стали ссуды, принадлежащие к первой или второй категории качества.

Коэффициенты при дамми-переменных $CGOF3$, $CGOF4$, $CGOF5$, которые отвечают за кредитное качество заемщиков, положительны и значимы на 1%-ном уровне. Это подтверждает предположение о влиянии качества ссуд на цену кредита: заемщикам, чьи ссуды классифицированы как сомнительные, проблемные и безнадёжные, установлена более высокая процентная ставка, чем надёжным заемщикам.

В целом модель оказалась достаточно качественной, о чем свидетельствует достаточно высокое значение коэффициента детерминации ($R\text{-squared} = 0,59$). Кроме того, модель соответствует теореме Гаусса-Маркова, что проиллюстрировано на рисунке 7.

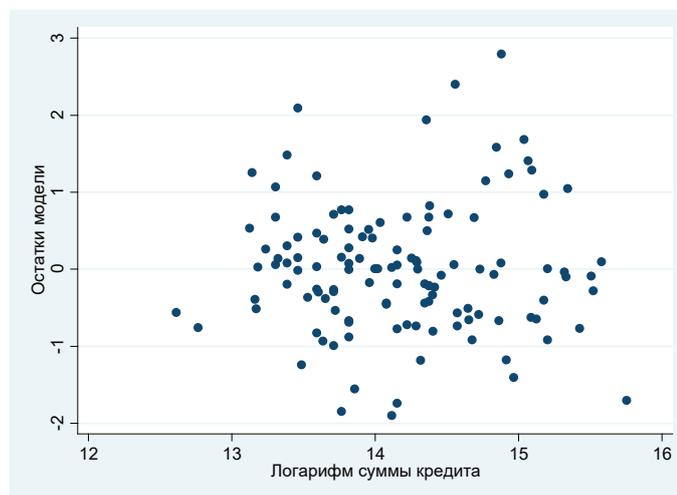


Рисунок 7. Диаграмма рассеивания остатков модели в зависимости от переменной, характеризующей сумму кредита

На рисунке 7 изображена диаграмма рассеивания остатков модели в зависимости от логарифма суммы кредита – единственной значимой непрерывной переменной в модели. Изучая приведенную диаграмму можно заметить, что среднее остатков модели примерно равно нулю (то есть имеет место примерно одинаковое количество положительных и отрицательных остатков). Кроме того, очевидно отсутствие какой-либо выраженной тенденции к изменению остатков (волны или увеличения дисперсии) при росте непрерывной переменной.

Результаты исследования по портфелю прочих ссуд. После формирования группы ипотечных займов, выданных физическим лицам, в выборке остались 355 кредитных сделок, которые в свою очередь были разделены на две группы. Изначально предпринятое распределение с использованием стандартных критериев классификации ссуд (тип заемщика, цель кредита, срочность и прочие) не смогло решить проблему неоднородности, поэтому разделение происходило с помощью кластерного анализа методом k -средних.

Поскольку в первый кластер попало всего 18 сделок, сделать адекватные статистические выводы по модели на основе асимптотической теории не представлялось возможным. Поэтому для кредитов, попавших в первую группу, было решено использовать бутстрап[□] – метод, применяемый при работе с небольшими выборками данных и позволяющий решить проблему гетероскедастичности.

Однако даже использование бутстрапированных стандартных ошибок, а также исключение из модели по причине малого числа наблюдений дамми-переменных, характеризующих срок кредита и качество заемщика, не помогло получить статистически обоснованных результатов: на 5%-ом уровне ни одна из переменных не является значимой (таблица 6).

Во второй кластер вошло 337 кредитных сделок. В ходе оценки модели применялся бутстрап, как и при работе с первым кластером. Использование стандартных ошибок в форме Уайта, как в случае с ипотечными кредитами, не представлялось возможным, поскольку их применение допустимо лишь в том случае, когда наблюдения не зависят друг от друга. Действительно, предположение о том, что различные домохозяйства решили взять ипотечный кредит независимо друг от друга, выглядит вполне реалистичным. Однако ситуация кардинально

изменилась при анализе структуры оставшейся части кредитного портфеля: среди данной группы займов были выявлены несколько сделок с одним и тем же заемщиком. Поэтому выбор был сделан в пользу бутстрапированных стандартных ошибок, чтобы уловить особенности конкретной базы данных.

Результаты оценки для двух кластеров ссуд приведены в таблице 6.

Коэффициент при логарифме суммы кредита невелик по абсолютному значению, значим на 10%-ном уровне и отрицателен. Это не противоречит существующей банковской практике: более крупные суммы выдаются по более низкой цене.

Ставка фондирования не является значимой, как и в случае с ипотечными кредитами. Коэффициент при переменной *COLAT*, которая характеризует наличие обеспечения, также не значим. Однако незначимость этого коэффициента ни в коем случае не должна трактоваться, как отсутствие различий в ценообразовании обеспеченных и бланковых кредитов. Так, вполне логичным может быть следующее объяснение. При наличии обеспечения кредитор, действительно, предлагает заемщику более низкую ставку, но часть заемщиков, с которыми у банка установились долгосрочные партнерские отношения, вполне могут претендовать на ссуду без обеспечения по той же низкой цене. И поскольку в модели отсутствует фактор, характеризующий специфику заемщиков, получивших бланковые ссуды, результатом оценки явился статистически незначимый коэффициент.

Таблица 6

Результаты оценивания модели для двух кластеров ссуд

	I кластер	II кластер
Variables	RATEISED	RATEISED
ln AMTFCsiz	-0,22 (0,79)	-0,106* (0,0638)
FRATE	-0,49 (0,747)	-0,0552 (0,129)
COLAT	3,797* (2,091)	0,415 (0,29)
LEPP	-1,037 (1,895)	2,227*** (0,236)
LINE	-2,756 (2,067)	-0,075* (0,0523)
CGOF3		0,275 (0,516)
CGOF4		-0,0619 (0,874)
CGOF5		1,408** (0,674)
TERM2		0,131 (0,0597)
TERM3		1,004 (0,378)
TERM4		1,312*** (0,229)
Constant	36,99** (14,64)	16,31*** (1,388)
Observations	18	337
R-squared	0,263	0,39

Коэффициент при фиктивной переменной *LEPP* значим и положителен. Поскольку ипотечные кредиты были классифицированы в отдельную группу, в данный кластер попали только потребительские и корпоративные кредиты. Общеизвестно, что потребительское кредитование всегда являлось и является для банков наиболее доходным видом деятельности. Результаты данного исследования вполне согласуются с таким утверждением: цена кредита для физических лиц в среднем на 2,2 процентных пункта выше, чем цена займа для корпоративных заемщиков.

Коэффициент при переменной *LINE* значим на 10%-ном уровне и отрицателен, что свидетельствует о более выгодной цене заимствований для клиентов в рамках кредитных линий. На практике банки компенсируют более низкие ставки по кредитным линиям за счет специфики механизма кредитования (требование кредитора о необходимости хранения компенсационного остатка, процедура расчистки долга).

Соответствующие здравому смыслу результаты демонстрируют переменные, оценивающие влияние категории качества ссуды на цену кредита. Как и в случае с ипотечными кредитами, в качестве базовой группы использовались кредиты первой и второй категории качества. Для заемщиков, чьи ссуды попали в пятую категорию (безнадежная задолженность) ставка по кредиту на 1,4 процентных пункта выше, чем для надежных заемщиков (первая и вторая категории). Коэффициенты при дамми-переменных, характеризующих принадлежность займов к третьей и четвертой категории качества, незначимы. Видимо, это связано с тем, что категория качества ссуд известна не на момент выдачи кредита, а на момент формирования выборки данных. В связи с этим можно предположить, что кредиты могли несколько раз мигрировать из группы в группу. Именно это может объяснить статистическую неразличимость ставок для ссуд третьей и четвертой категории. Однако это не портит содержательную сторону модели. Важным результатом является статистически значимая высокая ставка, установленная для наименее надежных заемщиков (кредиты пятой категории качества).

Влияние срока кредитования на цену ссуды, можно охарактеризовать следующим образом: для группы краткосрочных и части среднесрочных займов (от 1 года до 3 лет) зависимость между показателями незначима, однако для кредитов, выданных на срок свыше 3 лет, взаимосвязь статистически значима и положительна, что вполне логично. Так, кредит, выданный на срок более трех лет, будет стоить заемщику на 1,3 процентных пункта дороже, чем кредит с абсолютно такими же параметрами, но принадлежащий к группе краткосрочных или среднесрочных займов.

Следует отметить, что в ходе исследования из уравнения регрессии не исключались все незначимые переменные. Мотивация этого решения была достаточно простой: не исключая незначимую переменную из модели мы лишь немного теряли бы в эффективности (небольшой рост дисперсии оценок коэффициентов), исключив же незначимую переменную, имеющую экономический смысл, мы могли бы столкнуться с проблемой неправильной спецификации модели и несостоятельности оценок, что поставило под удар все выводы. По этой причине часть незначимых переменных, несущих смысловую нагрузку, были оставлены в итоговом уравнении регрессии.

Таким образом, в ходе изучения влияния параметров кредитных сделок на цену займа были выявлены следующие особенности. Подтверждена гипотеза о том, что механизм формирования ставок по ипотечным кредитам отличается от механизмов, характерных для ценообразования по другим видам ссуд. Цену ипотечных кредитов увеличивают такие параметры как сумма и срок займа, снижение категории качества ссуды и, как не парадоксально, наличие обеспечения. Для оставшейся части кредитного портфеля положительное и статистически значимое влияние на цену займа оказывают срок сделки, тип заемщика и ухудшение кредитного качества ссуды. Снижению процентной ставки способствуют увеличение суммы займа и применяемый механизм кредитования (предоставление ссуды в виде кредитной линии). Наличие обеспечения по ссудам данной части портфеля не оказывает на цену кредита особого влияния. Ставка фондирования в обоих случаях не значима.

Конечно, утверждать, что результаты проведенного исследования будут одинаково актуальны для любого банка, относящегося к группе малых и средних кредитных организаций, было бы неправомерно. В каждом конкретном случае следует учитывать специфику кредитной политики в зависимости от продуктовых, региональных, отраслевых и прочих приоритетов, специфики клиентской базы и финансовых возможностей самого банка. Тем не менее полученные результаты соответствуют выводам, полученным в ходе предыдущих исследований зарубежных авторов (Al-Bahrani and Qing Su, 2015; Asquith, Beatty and Weber, 2005; De Blas and Niles Russ, 2013; Gottesman and Roberts, 2004; Strahan, 1999). Так, кредитоспособность заемщика оказывает наибольшее влияние на цену ссуды вне зависимости от вида кредитов (Asquith, Beatty and Weber, 2005; Strahan, 1999). Срок и сумма займа являются не менее значимыми факторами при ценообразовании, как на ипотечные, так и на прочие виды ссуд (Al-Bahrani and Qing Su, 2015; De Blas and Niles Russ, 2013; Gottesman and Roberts, 2004).

Кроме того, разработанная методика и полученные результаты, могут представлять значительный интерес для кредитных организаций. Точная оценка влияния различных факторов на цену займов будет способствовать реализации адекватной текущим условиям кредитной политики, позволит банкам получить конкурентное преимущество на рынке и повысит эффективность кредитования.

Список литературы

1. Горелая Н.В. Организация кредитования в коммерческом банке. М.: ИД «ФОРУМ»: ИНФРА–М, 2014.
2. Мешкова Е.И. Модели ценообразования банковских кредитных продуктов // Банковское дело. 2014. №4. С. 62–67.
3. Al-Bahrani, A. and Qing, Su. (2015), “Determinants of mortgage pricing: A quantile regression analysis”, *Journal of Housing Economics*, no. 30, pp. 77–85.
4. Anagnostopoulou, S., and Drakos, K. (2016), “Bank loan terms and conditions: Is there a macro effect”, *Research in International Business and Finance*, no. 37, pp. 269–282.
5. Asquith, P., Beatty, A. and Weber, J. (2005), “Performance pricing in bank debt contracts”, *Journal of Accounting and Economics*, no. 40, pp. 101–128.
6. Berger, A., and Udell, G. (1995), “Relationship lending and lines of credit in small firm finance”, *Journal of Business*, vol. 3, no. 68, pp. 351–381.
7. Bolt, W., and Humphrey, D. (2015), “Assessing bank competition for consumer loans”, *Journal of Banking & Finance*, no. 61, pp. 127–141.
8. De Blas, B., and Niles Russ, K. (2013), “All banks great, small, and global: Loan pricing and foreign competition”, *International Review of Economics and Finance*, no. 26, pp. 4–24.
9. Edelberg, W. (2006), “Risk-based pricing of interest rates for consumer loans”, *Journal of Monetary Economics*, no. 53, pp. 2283–2298.
10. Gottesman, A., and Roberts, G. (2004), “Maturity and corporate loan pricing”, *The Financial Review*, no. 39, pp. 55–77.
11. Lim, C., Lee, E., Kausar, A., and Walker, M. (2014), “Bank accounting conservatism and bank loan pricing”, *Journal of Accounting and Public Policy*, no. 33, pp. 260–278.
12. Strahan, Ph. (1999), “Borrower risk and the price and non-price terms of bank loans», Working paper (1999).

Abstract

The process of determining the loan price includes assessment and accounting for a wide range of factors, such as price of borrowed funds and other costs of the bank, associated banking risks, competition within the sector, character of the borrower and his relationship with the bank and so on. Thereby there is a great scope for investigation.

This paper examines the impact of selected loan characteristics (terms, purpose, amount and borrowers' creditworthiness) on the loan price. Applying regression analysis based on a lender provided dataset covering the period from the beginning of 2007 until the mid-2015, this paper is able to differentiate these effects with respect to distribution of mortgage loan pricing and other loan pricing (consumer and corporate). The coefficient of collateral is not statistically significant. Funding rate is not statistically significant for both cases.

The regression results indicate that loan characteristics such as amount, duration of the loan, lower level of borrowers' creditworthiness and paradoxically collateral increase price of mortgage loan. For other loans, including in credit portfolio, the finding suggest that consumer loans with medium or long duration and lower level of borrowers' creditworthiness receive a higher price. The increase in amount of debt, another type of borrowers (corporate loans) and the mechanism of lending (credit line) will cause reduction in a loan price. The coefficients of collateral and funding rate are not statistically significant.

The finding results from this paper may help lenders and borrowers better understand the underlying pricing process.

Key words: loan pricing models, annual percentage rate, prime-rate, bank's cost of raising loanable funds, premium for risk of customer default, profit margin

JEL: G21

References

1. Gorelaya, N.V. (2014), "Organizacija kreditovanja v komerceskom banke". [Lending organization in a commercial bank] M.: ID "FORUM": INFRA-M, 2014.
2. Meshkova, E.I. (2014), "Modeli cenobrazovanja bankovskih kreditnih produktov" [Bank loan products pricing models] *Bankovskoe delo*, no. 4. pp. 62–67.
3. Al-Bahrani, A., and Qing, Su. (2015), "Determinants of mortgage pricing: A quantile regression analysis", *Journal of Housing Economics*, no. 30, pp. 77–85.
4. Anagnostopoulou, S., and Drakos, K. (2016), "Bank loan terms and conditions: Is there a macro effect", *Research in International Business and Finance*, no. 37, pp. 269–282.
5. Asquith, P., Beatty, A., and J. Weber, J. (2006), "Performance pricing in bank debt contracts", *Journal of Accounting and Economics*, no. 40, pp. 101–128.
6. Berger, A., and Udell, G. (1995), "Relationship lending and lines of credit in small firm finance", *Journal of Business*, vol. 3, no. 68, pp. 351–381.
7. Bolt, W., and Humphrey, D. (2015), "Assessing bank competition for consumer loans", *Journal of Banking & Finance*, no. 61, pp. 127–141.
8. De Blas, B., Niles Russ, K. (2013), "All banks great, small, and global: Loan pricing and foreign competition", *International Review of Economics and Finance*, no. 26, pp. 4–24.
9. Edelberg, W. (2006), "Risk-based pricing of interest rates for consumer loans", *Journal of Monetary Economics*, no. 53, pp. 2283–2298.

10. Gottesman, A., and Roberts, G. (2004), “Maturity and corporate loan pricing”, *The Financial Review*, no. 39, pp. 55–77.
11. Lim, C., Lee, E., Kausar, A., and Walker, M. (2014), “Bank accounting conservatism and bank loan pricing”, *Journal of Accounting and Public Policy*, no. 33, pp. 260–278.
12. Strahan, Ph. (1999), “Borrower risk and the price and non-price terms of bank loans”, Working paper (1999).

ОЦЕНКА ВЗАИМОСВЯЗИ ФИНАНСОВОЙ УСТОЙЧИВОСТИ И СИСТЕМНОГО РИСКА КРУПНЕЙШИХ РОССИЙСКИХ БАНКОВ

Карминский А.М.¹, Столбов М.И.²

В статье предложен подход к оценке взаимосвязи финансовой устойчивости и системного риска публичных кредитных организаций, основанный на каноническом корреляционном анализе (canonical correlation analysis, CCA). Преимущество данного подхода заключается в вычислении коэффициентов корреляции для двух наборов индикаторов, а также в возможности выявить наиболее влиятельные переменные внутри рассматриваемых наборов. Он реализован на примере Сбербанка и ВТБ за период с I квартала 2010 г. по III квартал 2015 г. Показано, что между наборами показателей финансовой устойчивости и системного риска существует тесная положительная связь в случае обоих банков. Коинтеграционный анализ выявил, что она направлена от системного риска к финансовой устойчивости. В наборе индикаторов системного риска наибольшее значение имеет SRISK – объем потерь в капитализации финансового института, связанных с 40%-ным падением мирового фондового рынка в течение полугода.

Ключевые слова: системный риск, финансовая устойчивость, канонические корреляции, коинтеграция, модель авторегрессии и распределенных лагов

JEL: G21; G32

Введение

После глобального финансового кризиса 2008–2009 гг. существенно возросло значение макропруденциального подхода в регулировании банковской деятельности. Понятие системного риска – одна из центральных категорий данного подхода. Он может быть рассчитан как на страновом уровне, так и для отдельного финансового института. При этом универсальной методологии оценки системного риска и, как следствие, общепринятого индикатора нет: в настоящее время известны свыше 30 конкурирующих показателей (Bisias et al., 2012). Вместе с тем перенос акцента с анализа и агрегирования риска отдельных банков (микропруденциальный подход) на макропруденциальное регулирование оставляет открытым вопрос о соотношении традиционных показателей финансовой устойчивости (например, предусмотренных системой CAMELS) и индикаторов системного риска. Существенную методологическую сложность представляет множественный характер переменных в обеих группах, что означает необходимость выявления возможных связей между двумя наборами переменных.

В данной работе предложен подход к оценке таких зависимостей, базирующийся на расчете канонических корреляций (canonical correlation analysis, CCA). Этот метод был применен для анализа тесноты линейной связи между наборами переменных, характеризующих финансовую устойчивость и системный риск двух крупнейших по величине активов российских банков – Сбербанка (ПАО) и ВТБ (ПАО). Расчет канонических корреляций, сочетающий элементы корреляционного и факторного анализа, стал отправной точкой для выявления коинтеграционных зависимостей между финансовой устойчивостью и системным риском, а также для оценки относительного влияния отдельных индикаторов внутри двух наборов данных.

Далее осуществлен обзор литературы, посвященной взаимосвязи индикаторов финансовой устойчивости банков и системного риска, охарактеризованы метод канонических корреляций и используемые в исследовании данные, обобщены полученные эмпирические результаты. Также обсуждается их значимость с точки зрения риск-менеджмента на уровне самих банков и регулирующего воздействия Банка России.

Обзор литературы

Проблемы финансовой устойчивости российских банков достаточно подробно исследованы в литературе (Емельянов и Брюхова, 2013; Карминский и Костров, 2013; Kostrov and Karminky,

1. Д-р эконом. наук, профессор департамента финансов НИУ ВШЭ.

2. Д-р эконом. наук, профессор кафедры прикладной экономики МГИМО МИД России.

2014). В меньшей степени разработана проблематика системного риска, где преобладают работы методологической направленности и обзоры зарубежных исследований (Говтвань и Мансуров, 2011; Мансуров, 2013; Щепелева 2014). Насколько известно, вообще отсутствуют исследования, в которых бы изучалась взаимосвязь финансовой устойчивости и системного риска российских банков. Это объяснимо, так как взаимосвязь между финансовой устойчивостью и системным риском недостаточно широко представлена и в зарубежной литературе. С помощью специализированных поисковых систем (ECONLIT, RePEc) удалось выявить менее десяти работ, в явном виде исследующих эту взаимосвязь.

Кляйноу и Нелл (Kleinow and Nell, 2015) изучали факторы системной значимости кредитных организаций по выборке европейских банков за 2007–2012 гг. В качестве зависимой переменной они использовали сводный показатель системного риска. Потенциальные предикторы системного риска были распределены по двум группам: 1) индивидуальные характеристики банков, основанные на бухгалтерской отчетности; 2) контрольные переменные, отражающие качество институтов и финансового регулирования. Панельный регрессионный анализ показал, что сводный показатель системного риска положительно зависит от удельного веса кредитного портфеля в совокупных активах. Результатом, противоречащим интуитивным ожиданиям, стало положительное влияние достаточности капитала первого уровня (Tier 1) на величину системного риска. В то же время было установлено, что показатель левереджа, хотя и имеет ожидаемый (положительный) знак в регрессионных моделях, в большинстве спецификаций не является статистически значимым. Аналогичное по методологии исследование, выполненное по выборке латиноамериканских банков, не подтвердило универсальную значимость достаточности капитала и доли кредитного портфеля в активах как факторов системного риска (Kleinow et al., 2015). Наиболее устойчивым предиктором системного риска оказалась депозитная база банков (отношение депозитов к валюте баланса): чем выше доля депозитов в пассивах, тем меньше величина системного риска. Важность обеспеченности банков ликвидностью для смягчения проблемы системного риска подчеркивается и в другом исследовании (López-Espinosa et al., 2013), где вместо доли депозитов в пассивах применялось отношение кредитов к депозитам.

К выводу об отсутствии проциклического влияния достаточности капитала на величину системного риска приходят Вальяскас и Кизи (Vallascas and Keasy, 2012), а также ван Ордта и Джоу (Van Oordt and Zhou, 2014). В обеих работах Tier 1 препятствует увеличению системного риска и характеризуется ожидаемым отрицательным знаком в регрессионных моделях. При этом первое исследование основано на европейских данных, а второе – на американских. Вальяскас и Кизи обнаружили положительное влияние доли просроченной задолженности на величину системного риска и отрицательный эффект – со стороны рентабельности собственного капитала (ROE). В работе ван Ордта и Джоу отмечается положительное влияние левереджа.

Кин и Жу (Qin and Zhu, 2014) анализируют взаимосвязь финансовой устойчивости и системного риска банков в странах БРИК. Их выборка включает 77 публичных кредитных организаций в указанных странах за 1999–2012 гг. Они подтверждают значимость левереджа и доли просроченной задолженности кредитного портфеля как факторов системного риска. Однако оба показателя характеризуются отрицательным знаком. Таким образом, делевередж и сокращение доли неработающих ссуд не приводят к смягчению проблемы системного риска в странах БРИК. Исследователи также обнаруживают проциклический эффект рентабельности активов (ROA).

Анализ имеющихся исследований свидетельствует об отсутствии перечня индикаторов финансовой устойчивости банков, которые были бы устойчиво связаны с показателями системного риска и согласовывались бы с теоретическими представлениями об этих зависимостях. Такой результат может быть отчасти обусловлен тем, что во всех работах выводы были сделаны на базе панельных методов, которые микшируют индивидуальные особенности банков. Когда выборка включает кредитные организации из различных стран, обобщения могут быть недостаточно обоснованны, несмотря на имеющиеся эконометрические техники контроля (фиксированные и случайные эффекты в панельных регрессиях). Вайб, Бостанжич и Ньюманн (Weiß,

Bostandzic and Neumann, 2014) косвенно подтверждают справедливость этих рассуждений, говоря об отсутствии робастных предикторов системного риска в условиях международных финансовых кризисов.

В этой связи видится перспективным подход, предусматривающий анализ взаимосвязи финансовой устойчивости и системного риска на уровне отдельных банков. В рамках такого подхода с большей вероятностью можно ожидать наличие положительной связи между эрозией устойчивости финансового института и уровнем его системного риска. Индикаторы устойчивости, основанные на балансовых данных, и системного риска при этом не синхронизированы по частоте. Поэтому помимо выявления зависимости между ними целесообразно ставить вопрос о ее направлениях. На уровне предварительных гипотез можно предположить, что меры системного риска, базирующиеся на высокочастотных рыночных данных, будут влиять на динамику финансовой устойчивости. Между ними может наблюдаться и двунаправленная связь, если финансовые рынки инерционно воспринимают изменения бухгалтерских показателей публичных финансовых институтов.

Методология и данные

Взаимосвязь показателей финансовой устойчивости и системного риска оценивается для Сбербанка (ПАО) и ВТБ (ПАО) с помощью канонического корреляционного анализа. Этот метод позволяет вычислить коэффициент корреляции между двумя наборами данных, хотя бы один из которых включает более чем одну переменную.

С формальной точки зрения данный метод можно охарактеризовать следующим образом. Пусть имеются два набора переменных $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$. Также пусть могут быть определены линейные комбинации из переменных, входящих в эти наборы, т.е.

$$W_1 = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n, \quad (1)$$

$$V_1 = b_1 Y_1 + b_2 Y_2 + \dots + b_k Y_k. \quad (2)$$

Если ρ_1 – коэффициент корреляции между W_1 и V_1 , то задача канонического корреляционного анализа состоит в определении таких значений a_1, a_2, \dots, a_n и b_1, b_2, \dots, b_k , чтобы значение ρ_1 было максимальным. Пусть возможны m пар линейных комбинаций из переменных: $(W_1, V_1), (W_2, V_2), \dots, (W_m, V_m)$, тогда канонический корреляционный анализ возвращает максимальные значения $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_m$. Очевидно, что число пар m и, соответственно, канонических корреляций определяется количеством переменных в наборе с меньшим числом индикаторов, то есть $m = \min(k, n)$. При этом парные корреляции $Corr(W_j, V_j), Corr(V_j, V_j), Corr(W_j, W_i)$ должны быть равны нулю для любых $j \neq i$. Посредством теста хи-квадрат определяется оптимальное число канонических корреляций (корней)¹.

Канонический корреляционный анализ получил широкое распространение в экономической социологии и маркетинге. В финансовых исследованиях, насколько известно, он использовался главным образом для оценки взаимосвязи доходностей на фондовом рынке и макроэкономических переменных (Mazuruse, 2014).

В целях нашего анализа первый набор данных включает индикаторы финансовой устойчивости банков, а второй – показатели системного риска. В первый массив входят следующие переменные:

- доля неработающих ссуд в портфеле (NPL);
- доля резерва под обесценение кредитного портфеля в кредитном портфеле (PROV-LOAN);
- отношение резерва под обесценение кредитного портфеля к неработающим ссудам

1. Более подробное изложение математической теории метода канонических корреляций в контексте его возможных экономических приложений см., например, в работе Борзых (Борзых, 2016).

(COVRATIO);

- чистая процентная маржа (NIM);
- отношение расходов к операционному доходу (CI RATIO);
- отношение кредитного портфеля к депозитам (LD RATIO);
- рентабельность активов (ROA);
- рентабельность собственного капитала (ROE);
- достаточность капитала первого уровня (TIER 1);
- достаточность общего капитала (TIER 2).

Перечисленные показатели взяты из ежеквартальных финансовых отчетов Сбербанка и ВТБ и охватывают период с I квартала 2010 г. по III квартал 2015 г. (23 наблюдения).

Данные по системному риску (в среднем за квартал) этих банков получены с помощью специализированного ресурса *Worldwide Measures* Центра по изучению риск-менеджмента Высшей коммерческой школы Лозанны (Швейцария)¹. Использовались следующие индикаторы системного риска:

- предельный ожидаемый дефицит (marginal expected shortfall, MES), который показывает чувствительность доходности акций банка к 40%-ному падению мирового фондового рынка в течение полугода (Acharya et al., 2010);
- волатильность акций (VOLATILITY) банка, оцененная с помощью класса GARCH моделей²;
- значение беты акций (BETA);
- мера SRISK – потери в капитализации финансового института, связанные с 40%-ным падением мирового фондового рынка в течение полугода;
- значение условной корреляции (CONDCORREL), вычисленное по модели динамической условной корреляции GARCH-DCC.

Результаты

В случае обоих банков значения первых канонических корреляций (корней) указывают на очень тесную линейную связь между двумя наборами данных. Для Сбербанка этот показатель равен 0,99, а для ВТБ составляет 0,98. Оба коэффициента корреляции значимы на уровне 1%. Судя по результатам теста хи-квадрат с последовательным исключением канонических корреляций, в дальнейшем анализе следует ориентироваться на первые корни (табл. 1).

Таблица 1

Результаты теста на статистическую значимость канонических коэффициентов корреляции между финансовой устойчивостью и системным риском для Сбербанка и ВТБ

Порядковый номер канонического коэффициента корреляции	Сбербанк (ПАО)			ВТБ (ПАО)		
	Величина канонического коэффициента корреляции	Статистика хи-квадрат	Значимость (p-value)	Величина канонического коэффициента корреляции	Статистика хи-квадрат	Значимость (p-value)
1	0,99	111,86	0,00	0,98	87,67	0,00
2	0,92	50,55	0,07	0,82	37,43	0,40
3	0,80	23,57	0,49	0,74	21,94	0,58
4	0,56	9,52	0,80	0,65	11,04	0,68
5	0,51	4,24	0,64	0,46	3,28	0,77

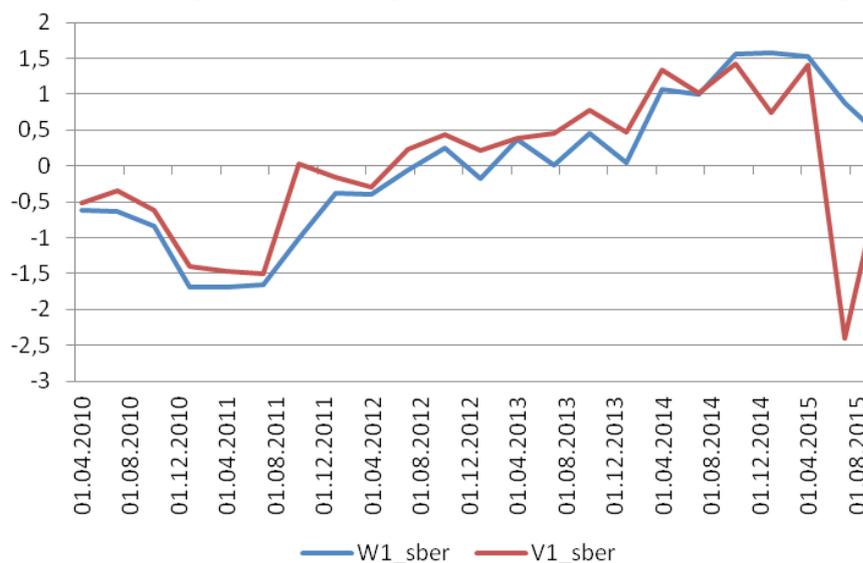
1. Методологию их вычисления см. подробнее <http://www.cmml.ch/index.php?id=53>.

2. Для моделирования волатильности эксперты Центра по изучению риск-менеджмента отбирают для каждого из финансовых институтов наиболее оптимальную (в смысле статистических критериев) спецификацию из класса GARCH моделей, включая стандартную GARCH (1,1) и модификации, учитывающие асимметрию волатильности (EGARCH, GJR-GARCH и др.).

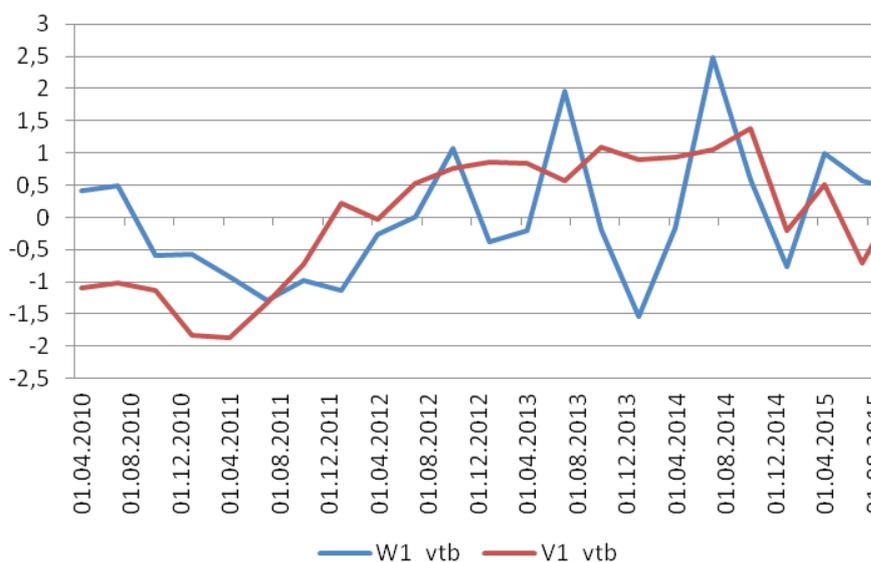
Соответствующие первым каноническим коэффициентам корреляции значения (W_1, V_1) объясняют 68,6 и 70,7% вариации в наборе переменных финансовой устойчивости и системного риска в случае Сбербанка. Для ВТБ это соотношение составляет 47,4% и 68,7%.

Вместе с тем канонические корреляции лишь фиксируют наличие линейной зависимости между списками переменных, не выявляя ее направление. При этом осведомленность о том, как направлена связь – от индикаторов финансовой устойчивости к системному риску или наоборот – представляется весьма полезной как с точки зрения кредитных организаций, так и регулятора.

Ответить на этот вопрос можно, изучив коинтеграционные свойства рядов W_1 и V_1 , где первый соответствует финансовой устойчивости, а второй – системному риску. На рисунках 1 а, б представлена динамика этих рядов для Сбербанка и ВТБ за исследуемый период.



а)



б)

Рисунок 1. Динамика рядов W_1 (финансовая устойчивость) и V_1 (системный риск) для Сбербанка (а) и ВТБ (б); I квартал 2010 г. –III квартал 2015 г.

В случае Сбербанка динамика рядов W_1 и V_1 синхронизирована в большей степени, чем для ВТБ. При этом для обеих кредитных организаций прослеживается нарастание уровня системного риска в период с лета 2011 г. до конца 2014 г. Также для Сбербанка есть выраженные признаки того, что изменения в V_1 предшествуют изменениям в W_1 .

В качестве отправной точки коинтеграционного анализа проведен расширенный тест Дики-Фуллера на единичный корень. Результаты данного теста указывают на то, что для обоих бан-

ков ряды W_1 и V_1 не стационарны на конвенциональном пятипроцентном уровне значимости. При этом их первые разности стационарны (табл. 2).

Таблица 2

Результаты расширенного теста Дики-Фуллера для рядов финансовой устойчивости и системного риска Сбербанка и ВТБ

	Уровень		Первые разности	
	t-статистика	Значимость (p-value)	t-статистика	Значимость (p-value)
W_{1_sber}	-1,89	0,33	-4,69	0,00
V_{1_sber}	-2,84	0,08	-7,61	0,00
W_{1_vtb}	-1,51	0,51	-7,43	0,00
V_{1_vtb}	-1,68	0,43	-6,50	0,00

Таким образом, рассматриваемые ряды являются интегрированными порядка $I(1)$, что позволяет ставить вопрос о присутствии коинтеграционных зависимостей. Обстоятельство, затрудняющее изучение этих зависимостей, – небольшая длительность рассматриваемых рядов. Традиционный подход Йохансена к оценке коинтеграционных отношений неприменим к таким коротким рядам. Альтернативой служит модель авторегрессии и распределенных лагов (ARDL). Эта эконометрическая техника используется для оценки коинтеграционных зависимостей между короткими временными рядами, применима к переменным порядка $I(0)$ и $I(1)$, допускает различное число оптимальных лагов изучаемых переменных. Для выявления коинтеграции на базе модели ARDL применяется тестирование границ Песарана (Pesaran et al., 2001). В рамках теста производится сравнение расчетной F-статистики для модели ARDL с оптимальным числом лагов с ее граничным значением для соответствующих условий модели (числа регрессоров и порядка интеграции). В случае превышения расчетной статистикой ее граничного значения переменные считаются коинтегрированными.

В нашем случае тест указывает на наличие коинтеграционной зависимости между финансовой устойчивостью и системным риском, когда последний выступает в качестве объясняющей переменной. Данный результат справедлив в отношении обоих банков (табл. 3).

Таблица 3

Результаты теста Песарана на коинтеграционную зависимость между финансовой устойчивостью и системным риском для Сбербанка и ВТБ

Зависимая переменная	Независимая переменная	Оптимальное число лагов (по критерию Шварца)	F-статистика	Граничное значение F-статистики на уровне значимости 5%	Наличие/отсутствие коинтеграции (+/-)
$W1_sber$	$V1_sber$	ARDL(2,1)	8,74	5,73	+
$V1_sber$	$W1_sber$	ARDL(2,2)	3,48		-
$W1_vtb$	$V1_vtb$	ARDL(3,3)	9,96		+
$V1_vtb$	$W1_vtb$	ARDL(3,0)	1,56		-

Таким образом, динамика системного риска выступала драйвером изменения финансовых коэффициентов Сбербанка и ВТБ в 2010–2015 гг. Полученный результат актуализирует задачу по организации мониторинга системного риска как со стороны самих кредитных организаций, так и регулятора. Он согласуется с предварительными ожиданиями, так как индикаторы системного риска, свернутые при помощи канонического корреляционного анализа в показатель V_1 , рассчитываются на базе ежедневных показателей фондового рынка, тогда как переменные, характеризующие финансовую устойчивость, основаны на квартальных данных.

С помощью канонического корреляционного анализа можно определить наиболее значимые переменные внутри наборов, соответствующих финансовой устойчивости и системному риску. Их выявляют путем оценки факторной структуры показателей W_1 и V_1 . По сути, эта процедура тождественна расчету нагрузок при обычном факторном анализе и подразумевает вычисление корреляций исходных переменных внутри каждого набора с W_1 или V_1 . При этом решающее значение отводится абсолютному значению коэффициента корреляции, а не его знаку. Результаты анализа факторной структуры финансовой устойчивости и системного риска для Сбербанка и ВТБ приведены в таблицах 4 и 5.

Факторная структура финансовой устойчивости и системного риска Сбербанка

Исходные индикаторы финансовой устойчивости	Корреляция с W_{sber}	Исходные индикаторы системного риска	Корреляция с V_{1_sber}
Доля неработающих ссуд в портфеле (NPL)	-0,57	Предельный ожидаемый дефицит (MES)	0,35
Доля резерва под обесценение кредитного портфеля в кредитном портфеле (PROVLOAN)	-0,72	Волатильность котировок акций (VOLATILITY)	0,55
Отношение резерва под обесценение кредитного портфеля к неработающим ссудам (COVRATIO)	-0,50	Бета (BETA)	0,44
Чистая процентная маржа (NIM)	-0,78	Потери в капитализации (SRISK)	0,89
Отношение расходов к операционному доходу (CI RATIO)	-0,16	Динамическая условная корреляция (CONDCORREL)	-0,72
Отношение кредитного портфеля к депозитам (LD RATIO)	0,76		
Рентабельность активов (ROA)	-0,86		
Рентабельность собственного капитала (ROE)	-0,82		
Достаточность капитала первого уровня (TIER1)	-0,94		
Достаточность общего капитала (TIER2)	-0,83		

Таблица 5

Факторная структура финансовой устойчивости и системного риска ВТБ

Исходные индикаторы финансовой устойчивости	Корреляция с W_{vtb}	Исходные индикаторы системного риска	Корреляция с V_{1_vtb}
Доля неработающих ссуд в портфеле (NPL)	-0,80	Предельный ожидаемый дефицит (MES)	0,35
Доля резерва под обесценение кредитного портфеля в кредитном портфеле (PROVLOAN)	-0,87	Волатильность котировок акций (VOLATILITY)	0,36
Отношение резерва под обесценение кредитного портфеля к неработающим ссудам (COVRATIO)	0,32	Бета (BETA)	0,42
Чистая процентная маржа (NIM)	0,32	Потери в капитализации (SRISK)	0,98
Отношение расходов к операционному доходу (CI RATIO)	-0,23	Динамическая условная корреляция (CONDCORREL)	-0,35
Отношение кредитного портфеля к депозитам (LD RATIO)	0,32		
Рентабельность активов (ROA)	0,48		
Рентабельность собственного капитала (ROE)	-0,39		
Достаточность капитала первого уровня (TIER1)	-0,22		
Достаточность общего капитала (TIER2)	-0,66		
	-0,63		

Что касается набора характеристик системного риска, то для обоих банков приоритетную роль играет показатель SRISK, существенно превосходя альтернативные индикаторы по тесноте связи с V_1 .

Наибольшее влияние на комплексную оценку финансовой устойчивости Сбербанка (W_{1_sber}) оказывают индикаторы достаточности капитала и рентабельности (TIER1, ROA, TIER2, ROE).

В случае ВТБ ключевое значение имеют переменные, характеризующие качество кредитного портфеля (PROVLOAN, NPL). Несколько меньшая роль принадлежит показателям достаточности капитала (TIER1, TIER2). По-видимому, такие результаты следует связывать с различиями в бизнес-моделях Сбербанка и ВТБ. В частности, следует принимать во внимание большую диверсификацию и сбалансированность кредитного портфеля Сбербанка на фоне агрессивной кредитной политики ВТБ. Банковскую группу ВТБ отличают большая ориентированность на привлечение заемщиков с «открытого» рынка потребительского кредитования (прежде всего за счет ВТБ 24 и Лето банка), тогда как Сбербанк преимущественно продвигает кредитные продукты своим клиентам – физическим лицам по зарплатным проектам. Также имеются различия и в подходах к управлению «плохими» кредитами: ВТБ не списывает эти кредиты по истечении 180 дней, а продолжает учитывать. Вероятно, оказывает влияние и отраслевое распределение заемщиков – юридических лиц: в портфеле ВТБ более существенная доля приходится на уязвимые к циклическим спадам сектора, такие как строительство и розничная торговля (14 и 8% (Годовой отчет Группы ВТБ за 2014 год, с. 7) против 4,9 и 14%¹ у Сбербанка по итогам 2014 г. (Итоги деятельности Группы Сбербанк по МСФО за 2014 год, с. 19).

В целом проведенный анализ факторных структур уточняет, через какие индикаторы финансовой устойчивости банков наиболее вероятно проявление системного риска.

Заключение

Предложенный подход к оценке взаимосвязи финансовой устойчивости и системного риска применительно к двум крупнейшим российским банкам включает черты корреляционного и факторного анализа. Расчет канонических корреляций позволяет, с одной стороны, определить степень тесноты линейной связи между наборами переменных, а с другой – выявить наиболее влиятельные показатели внутри этих списков. Тем самым он эффективен как разновидность факторного анализа и может быть использован в задачах снижения размерности данных.

В рассмотренных кейсах коэффициенты финансовой устойчивости Сбербанка и ВТБ оказались тесно коррелированными с набором показателей системного риска. Коинтеграционный анализ свидетельствует о том, что для обоих банков взаимосвязь направлена именно от показателей системного риска к индикаторам финансовой устойчивости. При этом наиболее влиятельной мерой системного риска оказался SRISK, тогда как в наборе показателей финансовой устойчивости результаты оказались неоднородными. Приоритетное значение для Сбербанка имеют показатели достаточности капитала и рентабельности, а для ВТБ – характеристики качества ссудного портфеля.

Дальнейший анализ взаимосвязи финансовой устойчивости и системного риска на уровне отдельных кредитных организаций, очевидно, может развиваться по двум магистральным направлениям: расширения круга анализируемых банков (ограниченного числом публично котируемых, что критично для вычисления подавляющего большинства показателей системного риска) и включения дополнительного числа индикаторов в оба набора.

Список литературы

1. Борзых Д.А. О методе канонических корреляций: препринт WP2/2016/01. Серия WP2 «Количественный анализ в экономике. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2016. – 18 с.
2. Говтвань О.Дж., Мансуров А.К. Системный риск в финансовой сфере: теоретический анализ и подходы к оцениванию // Проблемы прогнозирования. 2011. № 2. С. 24–36.
3. Годовой отчет Группы ВТБ за 2014 год. URL:http://www.vtb.ru/upload/iblock/9e9/Annual_report_2014.pdf
4. Емельянов А.М., Брюхова О.О. Оценка вероятности банкротства банка // Финансы и кредит. 2013. № 27(555). С. 47–58.

1. Итоги деятельности Группы Сбербанк по МСФО за 2014 год. URL: http://sberbank.ru/common/img/uploaded/files/info/ifrs2014/SBERBANK_GROUPS_IFRS_RESULTS_YE14_RUS.pdf. С.19.

5. Итоги деятельности Группы Сбербанк по МСФО за 2014 год. URL: http://sberbank.ru/common/img/uploaded/files/info/ifrs2014/SBERBANK_GROUPS_IFRS_RESULTS_YE14_RUS.pdf.
6. Карминский А.М., Костров А.В. Моделирование вероятности дефолта российских банков: расширенные возможности // Журнал Новой экономической ассоциации. 2013. № 1(17). С. 64–86.
7. Мансуров А.К. Роль системного риска в распространении и нарастании экономической нестабильности // Проблемы прогнозирования. 2013. № 4. С. 97–109.
8. Щепелева М.А. Подходы к оценке риска финансового сектора // Вестник МГИМО–Университета. 2014. № 6(39). С. 117–125.
9. Acharya, V., Pedersen, L.H., Philippon, T., and Richardson, M.P. (2010), “Measuring systemic risk”. Available at SSRN <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1573171>.
10. Bisias, D., Flood, M., Lo, A.W., and Valavanis, S. (2012), “A survey of systemic risk analytics”, *Annual Review of Financial Economics*, vol. 4, pp. 255–296.
11. Kleinow, J., and Nell, T. (2015), “Determinants of systemically important banks: the case of Europe”, Mimeo.
12. Kleinow, J., Horsch, A., and García-Molina, M. (2015), “Factors driving systemic risk of Banks in Latin America”, *Journal of Economics and Finance*, DOI: forthcoming, doi 10.1007/s12197-015-9341-7.
13. Kostrov, A.V., and Karminsky, A.M. (2014), “Comparison of bank financial stability factors in CIS Countries”, *Procedia Computer Science*, vol. 31, pp. 766–772.
14. López-Espinosa, G., Rubia, A., Valderrama, L., Antón, M. (2013), “Good for one, bad for all: determinants of individual versus systemic risk”, *Journal of Financial Stability*, vol. 13, pp. 287–299.
15. Mazuruse, P. (2014), “Canonical correlation analysis: macroeconomic variables versus stock returns”, *Journal of Financial Economic Policy*, vol. 6(2), pp. 179–196.
16. Pesaran, M., Shin, Y., Smith, R. (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 289–326.
17. Qin, X., and Zhu, X. (2014), “Too non-traditional to fail? Determinants of systemic risk for BRICs Banks”, *Applied Economics Letters*, vol. 21(4), pp. 261–264.
18. Vallascas, F., and Keasy, K. (2012), “Bank resilience to systemic shocks and the stability of banking systems: small is beautiful”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, pp. 1745–1776.
19. Van Oordt, M., and Zhou, C. (2014), “Systemic risk and bank business models”, DNB Working Paper № 442, October.
20. Weiß, G., Bostandzic, D., and Neumann, S. (2014), “What factors drive systemic risk during international financial crises?” *Journal of Banking & Finance*, vol. 41, pp. 78–96.

ASSESSING THE LINK BETWEEN FINANCIAL SOUNDNESS AND SYSTEMIC RISK FOR KEY RUSSIAN BANKS

Alexander M. Karminsky,

Dr. of Economics, Professor, Department of Finance,
National Research University Higher School of Economics

Mikhail I. Stolbov,

Dr. of Economics, Professor, Department of Applied Economics,
Moscow State Institute of International Relations (University)

Abstract

The paper introduces the approach to assessing the link between two sets of indicators – financial soundness and systemic risk. It is based on canonical correlation analysis and applies to key publicly traded Russian banks – Sberbank and VTB for the period 2010:1q-2015:3q. The financial soundness indicators are sourced from quarterly financial statements while systemic risk measures come from the Center for Risk Management database (HEC Lausanne).

The methodology is instrumental both in measuring linear dependencies between two sets of indicators and as a tool of factor analysis, enabling to identify the most influential variables within these sets. Namely, for the banks in question very high positive correlations are observed between financial soundness and systemic risk. The ARDL estimator and bounds cointegration test show that systemic risk leads the set of financial soundness indicators. The finding can largely be attributed to the underlying high frequency structure of systemic risk data while financial soundness is discrete and measured on quarterly basis. It also accentuates the importance of monitoring systemic risk for Russian banks. The SRISK metric corresponding to the capital shortfall as a result of the 40% decline of the world stock market appears to play a pivotal role within the set of systemic risk indicators.

Keywords: systemic risk, financial soundness, canonical correlations, cointegration, ARDL model

JEL: G21; G32

References

1. Borzykh, D.A. (2016), “On the method of canonical correlations”, Working paper WP2/2016/01, National Research University Higher School of Economics, Moscow: Higher School of Economics Publ. House. (Series WP2 “Quantitative Analysis of Russian Economy”). – 18 p.
2. Govtvan’ O.Dzh., and Mansurov, A.K. (2011), “Sistemnyj risk v finansovoj sfere: teoreticheskij analiz i podhody k ocenivaniju”, *Problemy prognozirovaniya*, vol. 2, pp. 24–36.
3. VTB Group annual report 2014 http://www.vtb.ru/upload/iblock/9e9/Annual_report_2014.pdf
4. Emel’janov, A.M., and Brjuhova, O.O. (2013), “Ocenka verojatnosti bankrotstva banka”, *Finansy i kredit*, vol. 27, no. 555, pp. 47–58.
5. IRFS results of Sberbank Group for 2014. http://sberbank.ru/common/img/uploaded/files/info/ifrs2014/SBERBANK_GROUPS_IFRS_RESULTS_YE14_RUS.pdf
6. Karminskij, A.M., and Kostrov, A.V. (2013), “Modelirovanie verojatnosti defolta rossijskih bankov: rasshirennye vozmozhnosti”, *Zhurnal Novoj jekonomicheskoj asociacii*, vol. 1, no. 17, pp. 64–86.
7. Mansurov, A.K. (2013), “Rol’ sistemnogo riska v rasprostranenii i narastanii jekonomicheskoj nestabil’nosti”, *Problemy prognozirovaniya*, vol. 4, pp. 97–109.
8. Schepeleva, M.A. (2014), “Podhody k ocenke riska finansovogo sektora”, *Vestnik MGIMO–Universiteta*, vol. 6, no. 39, pp. 117–125.

9. Acharya, V., Pedersen, L.H., Philippon, T., and Richardson, M.P. (2010), “Measuring Systemic Risk” Available at SSRN <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1573171>.
10. Bisias, D., Flood, M., Lo, A.W., and Valavanis, S. (2012), “A Survey of Systemic Risk Analytics”, *Annual Review of Financial Economics*, vol. 4, pp. 255–296.
11. Kleinow, J., and Nell, T. (2015), “Determinants of Systemically Important Banks: the Case of Europe”, Mimeo.
12. Kleinow, J., Horsch, A., and García-Molina, M. (2015), “Factors Driving Systemic Risk of Banks in Latin America”, *Journal of Economics and Finance*, forthcoming, doi 10.1007/s12197-015-9341-7.
13. Kostrov, A.V., and Karminsky, A.M. (2014), “Comparison of Bank Financial Stability Factors in CIS Countries”, *Procedia Computer Science*, vol. 31, pp. 766–772.
14. López-Espinosa, G., Rubia, A., Valderrama, and Antón, M. (2013), “Good for One, Bad for All: Determinants of Individual versus Systemic Risk”, *Journal of Financial Stability*, vol. 13, pp. 287–299.
15. Mazuruse, P. (2014), “Canonical Correlation Analysis: Macroeconomic Variables versus Stock Returns”, *Journal of Financial Economic Policy*, vol. 6, no. 2, pp. 179–196.
16. Pesaran, M., Shin, Y., and Smith, R. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 289–326.
17. Qin, X., and Zhu, X. (2014), “Too Non-traditional to Fail? Determinants of Systemic Risk for BRICs Banks”, *Applied Economics Letters*, vol. 21, no.4, pp. 261–264.
18. Vallascas, F., and Keasy, K. (2012), “Bank Resilience to Systemic Shocks and the Stability of Banking Systems: Small is Beautiful”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, pp. 1745–1776.
19. Van Oordt, M., and Zhou, C. (2014), “Systemic Risk and Bank Business Models”, DNB Working Paper № 442, October.
20. Weiß, G., Bostandzic, D., and Neumann, S. (2014), “What Factors Drive Systemic Risk during International Financial Crises?” *Journal of Banking & Finance*, vol. 41, pp. 78–96.

РОЛЬ ТРАНСАКЦИОННЫХ ИЗДЕРЖЕК В УПРАВЛЕНИИ ПРОЕКТАМИ КОРПОРАЦИИ

Шенилова Н.П.¹

Качественное и эффективное управление транзакционными издержками проекта подразумевает комплексный подход к процессу оценки возможных потерь, обусловленных транзакциями, а также их систематизация и оценка. Процесс оценки такого рода издержек достаточно сложный, что обусловлено отсутствием единого подхода к измерению транзакционных издержек. В статье дается понятие и классификация транзакционных издержек проекта. Представлены способы выявления транзакционных издержек на разных этапах проекта и методы их снижения с целью эффективного управления стоимостью проекта.

Ключевые слова: транзакционные издержки, управление проектами, экономическая теория, институциональная экономика, оппортунистическое поведение

Качественное и эффективное управление транзакционными издержками проекта подразумевает комплексный подход к процессу оценки возможных потерь обусловленных транзакциями, а также их систематизация и оценка. Процесс оценки такого рода издержек достаточно сложный, что обусловлено отсутствием единого подхода к определению фундаментальных понятий, таких как сделка, контракт, издержки и т.д. А также сложностью фактического измерения транзакционных издержек.

Большое влияние транзакционных издержек на затраты проекта, подтверждается тем, что в некоторых отраслях, например, в строительстве, доля транзакционных издержек может достигать ~ 25% от оборота отрасли (Асаул, 2009). Влияние транзакционных издержек на сроки и стоимость проекта нельзя недооценивать.

Понятие транзакционных издержек

При изучении современной теории управления проектами нельзя обойти стороной новое для нашей страны направление классификации издержек в проектной деятельности связанное с транзакциями.

Теория транзакционных издержек является одним из элементов нового направления в современной экономической науке – неоинституционализма. Понятие «транзакционных издержек» было введено в экономическую теорию Р. Коузом в 1931 г. (Coase, 1937).

В самом общем понимании Р. Коуз определил их как «издержки пользования рыночным механизмом», но потом это понятие стало приниматься в более широком смысле. В транзакции базовым элементом считается акт экономического взаимодействия, под которым понимается, как обмен товарами, так и юридическими обязательствами, а также обозначения других сделок разного характера (краткосрочного, долгосрочного, специального), требующих детального документального оформления или простого взаимопонимания сторон. По своей сути любая передача товаров, услуг, имущественных прав, которая осуществляется между юридическими и физическими лицами, является транзакцией (внутреннюю, если обмен осуществляется в рамках одного предприятия или внешнюю – обменные процессы на рынке закупок или сбыта). Для качественного управления транзакционными издержками проекта необходим комплексный подход к процессу оценки возможных потерь, обусловленных транзакциями, а также их систематизация и оценка. Процесс оценки такого рода издержек достаточно сложный, что обусловлено отсутствием единого подхода к определению фундаментальных понятий, таких как сделка, контракт, издержки и т.д. А также сложностью фактического измерения транзакционных издержек.

Есть мнение, что термин «транзакционные издержки» стоит применять исключительно к рыночным отношениям, тогда как затраты в течение нерыночных отношений относятся к интеракционным издержкам – издержкам, которые появляются во время взаимодействия, но не вступления в сделку. По мнению автора, два типа издержек необходимо объединить под

1. Канд. эконом. наук, доцент департамента финансов факультета экономических наук НИУ ВШЭ.

термином «издержки эксплуатации экономической системы» и предложить новый подход, в рамках которого издержки эксплуатации экономической системы не будут «отождествляться» только с транзакционными издержками.

Транзакционные издержки – затраты взаимодействия субъектов экономики. Проявляются в любой транзакции, как при движении возникает трение. Без трения нет движения, соответственно, транзакционные издержки неизбежны.

В качестве одного из источников, вызывающего транзакцию, выступает затратность информации. Любая информация, которая необходима участникам в процессе производства, реализации и обмена, достается ценой конкретных усилий. В случае, когда мы покупаем, т.е. являемся покупателем, нам важно знать о ценных свойствах, заключенных в данном товаре или услуге, и о качестве, а также необходимо получить точную информацию о ценах на рассматриваемом рынке и на рынках с похожими товарами. Транзакционные издержки на поиск необходимой информации будут оценены в количестве потраченного времени. Особо важная информация для производителя, например, содержит в себе данные о предпочтениях потребителей, новых технологиях, развитии конкурентов. Получение и обработка этой информации напрямую связаны с оплатой труда работников фирмы, а также оплатой работы посредников и маркетологов и т.д.

Другим источником «трения» выступает довольно высокий эгоизм участников транзакции. В современной экономической теории отдельно выделяется склонность людей к «оппортунизму», когда наши внутренние эгоистичные мотивы довольно велики. Проявляется это в обмане, мошенничестве, сокрытии информации и ее преднамеренном искажении, и т.д.

Оливер Уильямсон первым дал определение «оппортунистического поведения». Оппортунистическое поведение реализуется вследствие расхождения экономических интересов субъектов хозяйственной деятельности, ограниченной рациональности и неопределенности.

Оппортунизм – это прямые нарушения взятых обязательств и поиск выгоды нечестными путями в обход контракта. Транзакционные издержки оппортунистического характера суммируются из потерь от самого поведения субъекта вместе с затратами на его нивелирование или предотвращение. Выделяют три основных типа оппортунистического поведения:

1. Ex ante – **adverse selection (ухудшающийся отбор)**: причиной являются скрытые характеристики, которые обусловлены асимметрией информации в части качеств ресурсов.
2. Ex post – **moral hazard (субъективный риск)**: причиной являются скрытые действия и скрытые характеристики

Чуть позже Г. Демсец определил подтип moral hazard – **shrinking (отлынивание)**, т.е. когда работник выполняет работу с меньшими усилиями, чем это требуется в соответствии с его должностными обязанностями (Harold, 1988).

3. Ex post – **hold up (вымогательство)**: причиной являются скрытые намерения одного из участника транзакции.

Оливер Уильямсон определил, что увеличение транзакционных издержек характеризуется тремя переменными: специфичностью ресурсов, повторяемостью и определенностью. Чем проще сделка и короче срок контракта, тем больше причин обойтись составлением простых договоров или обойтись без юридической консультации. И наоборот, чем больше доля неопределенности в сделке, тем выше уровень транзакционных издержек и тем более важной становится необходимость устанавливать долговременные отношения между всеми участниками транзакции, и тем сложнее механизм управления транзакциями.

Оппортунистическое поведение – одна из главных причин возникновения транзакционных издержек, а специфичность ресурсов создает условия, из-за которых увеличиваются возможные транзакционные издержки.

Д. Норт идентифицирует транзакционные издержки следующим образом: «состоят из из-

держек оценки полезных свойств объекта обмена и издержек обеспечения прав и принуждения к их соблюдению» (Норт, 1997). Данное определение рассматривалось применимо к социально-политическим и экономическим институтам.

В сфере логистики транзакционные издержки определяются следующим образом (Моисеева, 2012): «Издержки взаимодействия (транзакционные издержки) – издержки, возникающие в момент координации между экономическими агентами».

Здесь учитываются все затраты предприятия без учета прямых расходов. Рассматривается подход по разделению транзакционных издержек на несколько групп. Группы определяются по фактору производства, по основным направлениям и специфике.

Как верно высказалась профессор Моисеева: «ТАИ – это все затраты потребителя, стоимость которых не входит в цену, уплачиваемую продавцу, все затраты продавца, которые бы он понес, если бы «продавал товар» самому себе»

Транзакционные издержки, рассмотренные в работе С.Ю. Барсуковой, определяются как «издержки по обслуживанию контрактных отношений, передаче, спецификации и защите прав собственности» (Барсукова, 2000) Они напрямую связываются с барьерами, которые стоят перед предпринимателями при попытке вывести свой продукт на рынок.

Транзакционные издержки могут выражаться не только в явном, но также и в неявном виде. Они могут быть настолько большие, что будут блокировать возможность проведения транзакции между субъектами экономического взаимодействия и не будет возможности их зарегистрировать (поскольку никаких взаимодействий не совершается). Несмотря на это, влияние транзакционных издержек не становится слабее: ведь именно из-за их очень большого влияния, участники экономического взаимодействия отказываются от включения в обменный процесс.

Существующие системы учета, применяемые в компаниях, не могут полностью обеспечить управляющий менеджмент необходимой информацией о вероятных условиях и обстоятельствах, при которых возможно оптимизировать или полностью убрать транзакционные издержки. Примеры различных классификаций транзакционных издержек представлены достаточно широко. Рассмотрим часть из них в процессе развития теории институциональной экономики.

Классификация транзакционных издержек

В современной экономической теории дается большое множество вариантов определения транзакционных издержек и их классификаций.

По классификации Т. Эггертссона (Эггертссон, 2000) транзакционные издержки разделяются на:

1. Издержки на поиск информации о распределении цен и качестве товаров, а также о потенциальных покупателях или продавцах.
2. Издержки на переговоры, которые требуются для выявления резервных позиций при ценах, формируемым непосредственно поставщиком или продавцом. Этот вид издержек обычно связывается с процессом ведения переговоров, т.к. итоговой целью переговоров является максимальное приближение к предельной цене партнера.
3. Издержки составления контрактов. Главная задача при формировании контракта состоит в определении возможных исходов процесса взаимодействия в будущем с соответствующими ответными действиями.
4. Издержки контроля за выполнением условий контракта. У каждой из стороны могут быть свои причины действовать вразрез соглашения. Из-за этого возникает необходимость обоюдного контроля.
5. Издержки принуждения к выполнению условий контракта. Эти виды издержек обычно несет государство, например, судебная системам.

6. Издержки на защиту прав собственности от посягательств третьих лиц. К этим затратам могут относиться налоги, взятки, выплаты преступным элементам или защита от пиратов.

В работе связанной с инвестиционным строительным комплексом для классификации транзакционных издержек выделяются 4 группы (Иванов, 2008):

1. «Исследования (поиск информации) – все виды затрат на приобретение информации, ее обработку и передачу, без привязки к типу информации и способа ее использования».
2. «Контрактинг – расходы на процесс ведения переговоров, подготовку и согласование договора, процедуры его подписания, контроль исполнения, закрытие отчетности и промежуточные согласования в процессе его реализации (оппортунистическое поведение)».
3. «Обеспечение процессов – расходы лежащие вне производства использующиеся для обеспечения основного процесса субъекта хозяйствования».
4. «Защита прав собственности – расходы на исполнение законодательных, правовых актов и других мер, направленных на предотвращение незаконного изъятия, отторжения собственности у ее владельцев».

В работах Дж. Робертса и П. Милгрона «классификация имеет более глубокое теоретическое содержание, поскольку представляет собой не только перечень издержек, но и их разбиение на группы на основании определенных критериев. Одним из таких критериев здесь можно считать объективность издержек, т.е. они либо связаны с внешними для контрагентов условиями, либо определяются их поведением. В первом случае в качестве источника издержек выступают недостатки координации между индивидами, во втором – недостатки их рациональности и/или нравственности. В качестве еще одного критерия данного разграничения транзакционных издержек в данном случае можно предложить объект состыковки, с которым они связаны. Соответственно, координационные издержки осуществляются для обеспечения состыковки планов, а мотивационные издержки – для состыковки стимулов» (Скоробогатов, 2006).

Таблица 1

Координационные и мотивационные транзакционные издержки

Координационные издержки	Мотивационные издержки
издержки нахождения/доведения информации о характеристиках транзакций	издержки, связанные с неполнотой и асимметрией информации
издержки нахождения партнеров	
издержки использования структур управления транзакциями	издержки, связанные с недостоверностью обязательств

Сами авторы пишут, что различные способы решения проблем координации и мотивации из-за различий в типах организаций, и «порождают транзакционные издержки, которые в несопадающих контекстах принимают различные формы» (Милгром, Робертс, 1999).

Что касается сферы инноваций, примеры издержек можно увидеть в таблице:

Таблица 2

Сравнение транзакционных издержек для различных стадий контрактов

Преинвестиционная стадия	Стадия начальных инвестиций	Стадия реализации проекта
Затраты на поиск информации о потенциальных инвесторах	Издержки на сбор данных и оценку информации об инвестициях в конкретный проект	Издержки на внутренние транзакции, осуществляемые в рамках проекта

<p>Издержки, связанные с оценкой информации о потенциальных возможностях вложений и их стоимости</p> <p>Расходы, направленные на оценку НИОКР как объекта инвестирования</p> <p>Потери, связанные с неполнотой и несовершенством приобретаемой информации</p> <p>Издержки на ведение переговоров и заключение контрактов</p>	<p>Расходы, обусловленные разделением собственности и установлением контроля на объекте инвестирования</p> <p>Издержки координации деятельности по проекту</p> <p>Издержки по страхованию сделок</p> <p>Расходы на лицензирование деятельности</p>	<p>Расходы на обязательную сертификацию товаров и услуг</p> <p>Затраты по установлению собственности на результат интеллектуальной деятельности</p> <p>Расходы на защиту интеллектуальной собственности</p> <p>Потери от неэффективной защиты соглашений</p> <p>Согласование решений с контролирующими организациями</p>
--	--	--

Автор освещает три метода (табл.2) снижения транзакционных издержек: сравнение транзакционных издержек для различных контрактов; прямая количественная оценка; оценка вероятности издержки и, при большой вероятности, включение ее в риски проекта [15]. Однако практическая часть такого подхода в исследовании не проводилась.

В своей работе (Капелюшников, 1994) Капелюшников Р.И. выделяет следующие типы транзакционных издержек:

- Издержки поиска информации.
- Издержки ведения переговоров.
- Издержки измерения.
- Издержки спецификации и защиты прав собственности.
- Издержки оппортунистического поведения.
- Издержки «политизации».

Управления стоимостью проекта и роль транзакционных издержек

«Управление стоимостью проекта связано с одним из трех основных ограничений в проектах – по стоимости, срокам и требованиям к предметной области. Соблюдение всех этих ограничений позволяет завершить проект в рамках запланированных сроков и бюджета при полном удовлетворении определенных ранее ожиданий заказчика (то есть при полном достижении всех заранее определенных результатов). Основная цель управления стоимостью проекта состоит в том, чтобы завершить его в рамках утвержденного бюджета» (Информационный портал «Директор информационной службы»).

«Управление стоимостью и управление затратами практически являются тождественными понятиями. Целями системы управления стоимостью (затратами) является разработка политики, процедур и методов, позволяющих осуществлять планирование и своевременный контроль затрат» (Разу, 2016).

Как отмечено, «управление проектом происходит на протяжении всего жизненного цикла проекта и реализуется по-разному на каждом из этапов цикла проекта. Процессы управления стоимостью тесно взаимосвязаны, а также взаимодействуют с другими процессами управления проектом» (Аньшин, Ильина, 2013).

Процессы управления стоимостью включают:

- оценку стоимости,
- разработку бюджета,
- контроль стоимости.

«В некоторых проектах, особенно небольших, оценка стоимости и разработка бюджета рас-

ходов настолько тесно взаимосвязаны, что рассматриваются как единый процесс, который может выполняться одним человеком за относительно короткий период времени» (PMBOOK Guide 4th edition, 2008).

«Затраты проекта определяются суммой ресурсов проекта, временем и стоимостью выполнения работ проекта. Во многих учебных пособиях по управлению проектами оценка всех затрат по проекту принимается эквивалентной оценке общей стоимости проекта» (Мазур, Шапиро, Ольдерогге, 2007).

В другой работе автор рассматривает управление стоимостью проекта как составную часть управления проектом (Мирзоян, 2007).

Обсуждаются два подхода по управлению стоимостью проекта:

- на основе затрат (Project Cost Management);
- в рамках концепции VBM (value based management – управление стоимостью).

«Суть концепции управления стоимостью заключается в том, что управление должно быть нацелено на обеспечение роста рыночной стоимости объекта, которым управляют. То есть все устремления, аналитические методы и приемы менеджмента должны быть направлены на одну общую цель: максимизацию стоимости, строя процесс принятия управленческих решений на ключевых факторах стоимости».

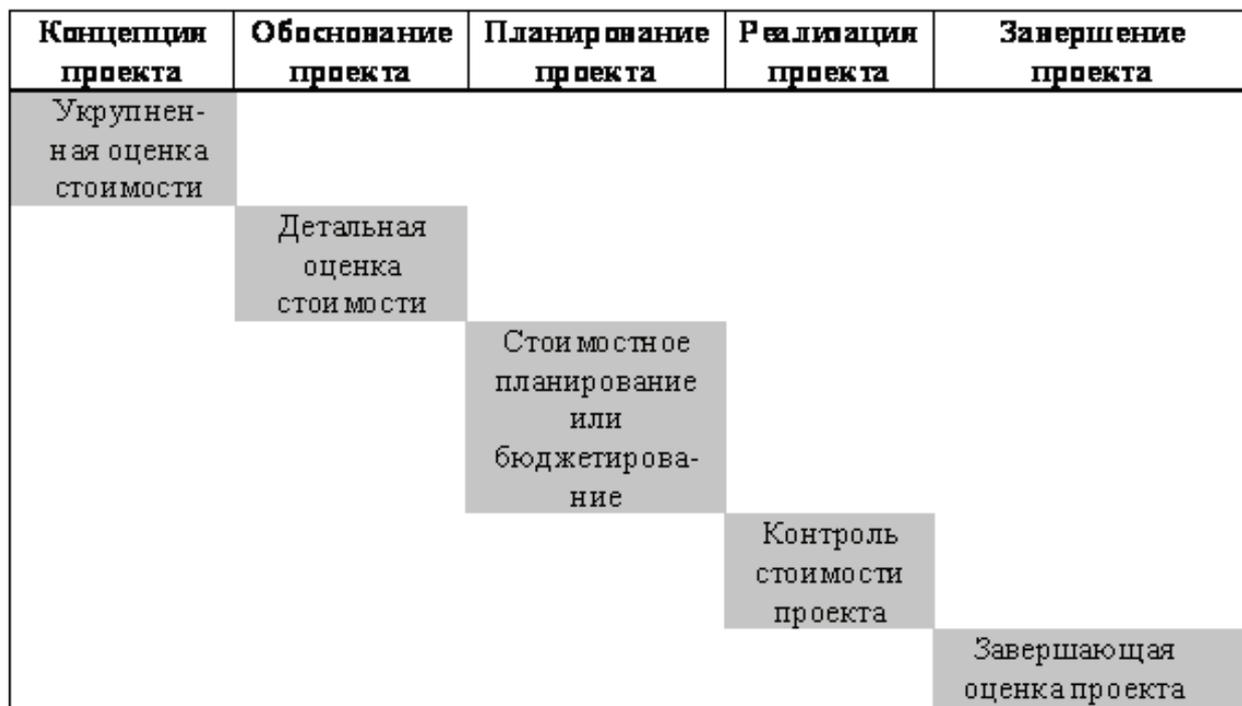


Рисунок 1. Управление стоимостью проекта на основе затрат LCC

Авторы статьи при помощи анализа транзакционных издержек в инфраструктурных проектах попытались предсказать, какой тип контракта является более выгодным, как оптимизировать затраты, связанные с управлением для различных типов договоров с разными сценариями риска, а также является ли разумным привлечение подрядчика в управление проектом (рис. 1) (Turner, Simister, 2001). Выбор соответствующих структур управления договорными отношениями определяется стоимостью транзакционных издержек, от которых, предполагается, не зависят риски реализации проекта. Одна из основных транзакционных издержек в управлении договорными отношениями в инфраструктурных проектах – поддержание коммуникационных каналов. То есть обсуждение и расстановка целей является основным критерием выбора ценовых условий контракта, а транзакционные издержки сводятся к минимуму во время ведения проекта.

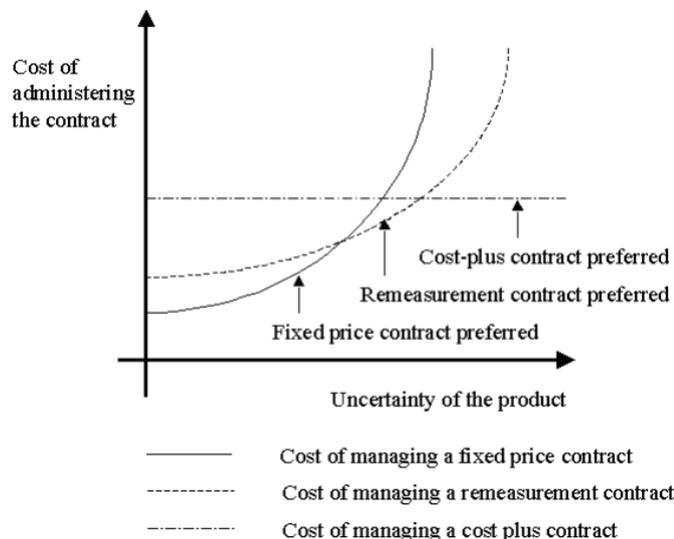


Рисунок 2. Зависимость затрат на администрирование от неопределенности продукта

В данной статье (Anthony, Chau, 1999) авторы стараются привлечь внимание к вопросу, почему проектные организации, основанные на определенных конфигурациях, утверждают, что транзакционные издержки могут обеспечить альтернативную теоретическую основу, которая может быть интегрирована с теорией управления проектами и связанными с ней моделями организации для обеспечения «проникновения в суть» лиц, принимающих решения. Само управление проектом ничего не стоит, а затраты клиента на управление проектом являются полностью транзакционными издержками, роль же в управлении проектом – минимизировать все затраты транзакционных издержек и производственных издержек (рис. 2). Эта ситуация создает конфликт интересов, так как на практике участники процесса рассматривают только основные стоимости проекта. В статье авторы дают полное описание издержек, с которыми сталкиваются управляющие проектом, а также детали их оценки клиентом.

В работе (Transaction costs in international armaments cooperation, 2014) изучено изменение расходов проекта международного обмена вооружением. Индивидуальные и коллективные транзакционные издержки определяются, следуя теории транзакционных издержек. По проекту было проведено анкетирование по вопросам, которые имеют решающее значение для определения величины затрат по проекту. Анализ показал, что прозрачность действий в проекте обмена вооружением явилась одним из генераторов снижения общих затрат. Однако коллективные транзакционные издержки будут расти в объеме снижения некоторых затрат по сделке.

На основании исследований (Huimin, David, Zhuofu, 2013) факторов, влияющих на транзакционные издержки в строительных проектах, выявлено, что фактическая стоимость строительства проекта состоит не только из затрат на производство, но и из транзакционных издержек. В работе определяются методы для сведения к минимуму транзакционных издержек, понесенных владельцем строительства. Структурная модель уравнения протестирована на данных, собранных с помощью опроса, проводимого среди владельцев строительства. Результаты показывают, что транзакционные издержки, понесенные владельцем, могут быть сведены к минимуму, если владелец сводит к минимуму неопределенности, присущие в среде транзакций, на:

1. обеспечение инженерной документации, как можно более полной;
2. исследование возможности реализации комплексных методов доставки в рамках проекта, которое позволит владельцу воспользоваться услугами подрядчика на ранней стадии проектирования;
3. согласование разделения некоторых рисков с контрагентами;
4. понимание дальнейшего поведения подрядчиков;
5. внимательное отношение к эффективности управления проектами.

Одним из инструментов управления стоимостью и длительностью проекта в ходе его реализации является метод освоенного объема EVA (Earned Value Analysis).

«Метод освоенного объема можно назвать «Менеджментом с зажженными фарами», т.к. он позволяет четко представлять, где сейчас находится проект, куда движется по сравнению с тем, куда должен направляться, а также где в ближайшее время проект окажется» (Разу, 2006).

Но применение данного метода к оценке транзакционных издержек выглядит достаточно затруднительно, т.к. зона транзакционных издержек часто находится в «тени» и труднорасчитываемая.

Немаловажную часть стоимости проекта составляют транзакционные издержки в области строительства. Авторы статьи (Rajeh, 2014) проанализировали два различных метода осуществления закупок – традиционный (дизайн-конкурс) и дизайн-строительство. Проведя опрос менеджеров и сотрудников, участвующих в процессе строительства, и сделав обработку результатов, смогли подсчитать долю транзакционных издержек в каждом из методов. Для традиционного способа они составили 18,5%, для метода «дизайн-строительство» – 14,5%. Построенная модель поможет в будущем более точно прогнозировать «невидимые» транзакционные издержки и более точно прогнозировать стоимость проекта в строительстве.

Важно, что наличие внутренних открытых и тем более скрытых конфликтов добавляет существенную долю в общую копилку транзакционных издержек. Даже самые простые транзакции между участниками проектов, такие как обмен информацией или согласование элементарных бизнес-схем, начинают занимать до 30% процентов от общих затрат на коммуникацию.

Управление затратами проекта

Управление затратами проекта является важной составляющей финансового менеджмента, который непосредственно связан с эффективным проектным управлением, т.к. отражает основную идею бизнеса независимо от сферы его функционирования: получение максимальной прибыли при минимальных затратах.

На любой стадии жизненного цикла проекта начиная с инициации и заканчивая его закрытием, руководителю проекта требуется четкое понимание структуры затрат проекта, объема бюджета, требуемого на их покрытие, и понимание, как управлять этими затратами.

В типичном проекте управление затратами носит дескриптивный характер. Основной его целью является составление реестра и контроль за выполнением основных статей бюджета проекта. Схема управления состоит из четырех основных этапов:

1. анализ;
2. система и методика расчета;
3. отчетность;
4. планирование и контроль.

Методы управления транзакционными издержками

Рассмотренная теория транзакционных издержек и реальное состояние дел в проектном управлении приводят к необходимости внимательной проработки темы эффективной работы над проектами в части выделения транзакционных издержек и управления ими.

Можно выделить два метода управления транзакционными издержками:

6. Минимизация транзакционных издержек взаимодействия организации с другими участниками при проведении своей деятельности на рынке.
7. Минимизация внутрифирменных транзакций.

Примером может служить дублирование информации и дублирование функций отделов и служб, участвующих в проектах в подготовке и реализации сервиса, т.е. организационно-тех-

нологические недостатки. Здесь транзакции рассматриваются как средство внутрифирменного взаимодействия.

В качестве базы распределения транзакционных издержек будем рассматривать человеко-часы, затраченные на реализацию каждого этапа проекта, начиная с момента его инициализации и заканчивая запуском проекта в промышленную эксплуатацию.

Транзакционные издержки в проектах можно разбить на следующие категории:

- коммерческие – связанные с работой с подрядчиками и клиентами;
- регуляторные – относящиеся к необходимости минимизировать законодательные риски;
- исследовательские – связанные с поиском информации и анализом рынка;
- корпоративные – обусловленные слаженностью работы команд внутри компании.

Минимизация издержек взаимодействия организаций с другими участниками

В качестве участников в данных транзакциях выступают клиенты и внешние подрядчики или вендоры, участвующие в запуске продукта, а также государство в роли институционального контролера.

Соответственно контроль и управление необходимо осуществлять над следующими группами транзакционных издержек:

- коммерческие;
- регуляторные.

Таблица 4

Транзакционные издержки коммерческого типа

Название	Описание
Затраты на поиск поставщиков услуг	Анализ рынка, формирование сводного отчета, защита работ перед коллегиальным органом
Затраты подразделений участвующих в заключение договора	Составление договора и согласование условий, минимизация негативных последствий при сделке, пересылка документов между контрагентом и заказчиком
Расходы на работы для выбора исполнителя из пула подрядчиков	Организация тендера соответствующими подразделениями, время участников тендерного комитета, дополнительные коммуникации с представителями подрядчика
Затраты по смене поставщика	Включаются простои по разработке новых сервисов, реализация схемы взаиморасчетов, выстраивание системы коммуникаций с новым контрагентом
Затраты на обучение клиентов	Учитывается время, затраченное на подготовку обучающего материала и запуск его в продакшн

Таблица 5

Транзакционные издержки регуляторного типа

Название	Описание
Затраты на юридическую проработку	Анализ законодательства, поиск аналогичных судебных precedентов
Затраты на принятие рисков	Организация комитетов по рискам, согласования решения со всеми участниками
Затраты на разбор инцидентов	Мероприятия по решению инцидентов связанных с использованием сервиса

В случае накопленной базы реализованных в компании проектов указанные транзакционные издержки рассчитываются методом оценки по аналогам. Соответственно на этапе расчета стоимости затрат определяются необходимые ресурсы и их объем, размер которых расчи-

тывается на исторических данных, накопленных в компании. Надо отметить, что точность такого подхода не самая высокая.

Минимизация внутрифирменных транзакций

Немаловажным и часто ключевым значением в транзакционных издержках являются внутрифирменные транзакции. Именно они играют роль серого кардинала в проектах и непосредственно увеличивают сроки, стоимость работ и порой приводят к закрытию проекта.

Руководитель проекта обязан учитывать данные издержки, но, к сожалению, на практике использование их в учете общего пула затрат нет.

Реалии сегодняшнего дня показывают, что данные издержки выпадают из фокуса руководителей проекта и не принимаются в расчет стоимости проекта при его инициализации и дальнейшей реализации. Это приводит к тому, что в работу берутся проекты, по которым транзакционные издержки перекрывают их экономическую выгоду или существенно увеличивают стоимость проекта.

В методе минимизации внутрифирменных транзакций необходимо рассматривать исследовательские и внутрифирменные транзакции.

Таблица 6

Транзакционные издержки исследовательского типа

Название	Описание
Затраты на анализ рынка	Включают в себя анализ текущего состояния рынка, положения конкурентов, изучения трендов для формирования предложений и разработку на основании этих данных стратегии
Затраты на анализ бизнес-процесса	Расходы на анализ бизнес-процесса и связывание всех систем в единое целое
Затраты на исследования	Маркетинговые исследования потребности клиентов и трендов, а также прогнозирование развития технологий и сопутствующих сервисов

Предлагается на этапе идеи появления проекта проводить оценку указанных затрат для формирования итоговой стоимостной сметы с последующим принятием решения о его запуске на основании полученной информации. Предпосылкой использования рассчитанных транзакционных издержек является обоснование для выделения необходимых ресурсов и формирования правильного ожидания по сроками на этапе предпроекта.

Таблица 7

Транзакционные издержки корпоративного типа

Название	Описание
Затраты на коммуникацию	Определяются количеством участников и степенью сложности проекта
Затраты оппортунистического характера	Напрямую связанные с прозрачностью работы смежных подразделений и в большей степени зависят от внутреннего «здоровья» компании и ее командоориентированностью
Затраты на согласование	Издержки на согласование проекта со всеми участвующими подразделениями
Затраты на создание и изменения бизнес-процессов	Общие издержки подразделений на переработку существующих бизнес-процессов и внедрения новых. Включаются также затраты на обучение персонала и закладываются расходы на переходный этап.

Из представленной классификации транзакционных издержек и описания их влияния становится понятно, что не учитывать их при проектной работе невозможно. В противном случае руководитель проекта с большой долей вероятности может принимать неверные решения и недооценивать возникающие у проекта издержки на его реализацию.

Оценка эффективности проекта

Представленная идентификация транзакционных издержек в проектах и их классификация, а также описанные методы управления предоставляют руководителю проекта эффективный инструмент для управления издержками и сроками проекта, что позволяет более полно учитывать факторы, влияющие на затраты проекта на разных этапах его реализации.

Как только проведена работа над транзакционными издержками, руководитель проекта может приступить к процессу по созданию стратегии управления и делая первые шаги по ее реализации, используя макроэкономический метод или проводя внутрифирменную оптимизацию.

Уже на раннем этапе, проведя скоринг проектов, можно предсказать возможные риски, сопротивления и дополнительные расходы, которые понесет команда и в целом компания в ходе работы над проектом. На основании этих данных можно принимать решение о целесообразности начала проекта в данный момент времени. Возможно, потребуется смена приоритетов при выборе стратегии, в пользу рассмотрения менее транзакционно затратных проектов, которые смогут дать реальный доход на более ранних сроках работы.

Накопленный опыт реализации проектов позволит успешно управлять «невидимыми» на первый взгляд затратами.

Безусловно, если проект имеет под собой стратегическое значение по захвату доли только формирующегося рынка или несет в себе имиджевую составляющую, тогда в принципе может отпадать необходимость в столь внимательном изучении транзакционных издержек в проектах. «Хотелки» акционера могут не ставить вопрос о доходности и эффективности реализуемого проекта в принципе. Примеров таких на рынке множество. Например, сервис boom переводов в «Альфа-Банке» или внедренный в интернет-банк «Промсвязьбанка» модуль PFR.

Не стоит забывать, что уже внедренный сервис не получится просто так закрыть. Компания понесет транзакционные издержки не только на сопровождение и обучение, но также и на закрытие, если будет принято решение. Практика показывает, что в 95% продолжается сопровождение не слишком успешного проекта, вместо его закрытия.

Список литературы

1. Асаул А.Н. Особенности и структуризация транзакционных издержек в инвестиционно-строительной деятельности. Научные труды российской научно-практической конференции. СПб.: АНО ИПЭВ, 2009. С. 106–114.
2. Coase, R. (1937), “The Nature of the Firm”, *Economica*, November, pp. 386–405.
3. Архиреев С.И. Институциональные интеракции как основа сетевых взаимодействий и проблемы посттрансформационной рыночной экономики. Современная институциональная теория. 2012. Т. 4, вып. 1. С. 9–24.
4. Wallis, J.J., North, D.C. (1986), “Measuring the transactional sector in American economy, 1870-1970”, in Engerman, S. (ed.) and Gallman, R. (ed.), *Long-term factors in American economic growth*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 1445–1448.
5. Dalman, C.J. (1979), “The problem of externality”, *Journal of Law and Economics*, vol. 22, no. 1, pp. 141–162.
6. Arrow, K. (1985), “The Potentials and Limits of the Market in Resource Allocation”, in G.R.Feiwel (ed.), *Issues in Contemporary Microeconomics and Welfare*, Macmillan, London, p.107–124.
7. Harold, D. (1988), “The Theory Of The Firm Revisited”, *Journal of Law, Economics & Organization*, vol. 4, no. 1, pp. 141–161.
8. Норт Д. Институты, институциональные изменения и функционирование экономики. М.: Фонд экономической книги «Начала», 1997. С. 44–45.

9. Моисеева Н.К. Рыночные взаимодействия в цепи поставок: управление транзакционными издержками [Электронный ресурс]. Логистика и управление цепями поставок. 2012. Вып. 6. URL: <http://lscm.ru/index.php/ru/po-godam/item/1185>
10. Барсукова С.Ю. Неформальная практика российского бизнеса в зеркале транзакционных издержек [Электронный ресурс]. URL: http://ecsocman.hse.ru/data/773/668/1219/013_Barsukova_S.pdf
11. Эггертссон Т. Экономическое поведение и институты. М.: Дело, 2001.
12. Иванов С.А. «Методология управления региональным инвестиционно-строительным комплексом на основе транзакционного подхода».
13. Скоробогатов А.С. Институциональная экономика. Курс лекций. СПб: ГУ-ВШЭ, 2006. С.135-136
14. Милгром П., Робертс Дж. Экономика, организация и менеджмент. СПб.: Экономическая школа, 1999. Глава 2, с. 59–60.
15. Самоволева С. А., Совершенствование экспертизы инновационных проектов: учет транзакционных издержек [Электронный ресурс]. URL: <http://www.riep.ru/upload/iblock/e60/e606d463b2930fc58f873e2d83985c46.pdf>.
16. Капелюшников Р. И. Категория транзакционных издержек [Электронный ресурс]. Информационный портал «Институт свободы Московский либертариум». 1994. http://www.libertarium.ru/1_libsb3_1-2.
17. «Директор информационной службы (CIO.RU)», Основные принципы управления стоимостью проекта [Электронный ресурс]. URL: http://club-energy.ru/e6_4.php.
18. Разу М.Л. Управление проектом. М.: КноРус, 2010. С. 549.
19. PMBOOK Guide. 4th ed. Newtown Square, Pennsylvania, USA: Project Management Insitute, 2008.
20. Мазур И. И., Шапиро В. Д., Ольдерогге Н. Г. Управление проектами., М.: Омега-Л, 2004. С. 664.
21. Мирзоян Н.В. Управление стоимостью проекта.
22. Turner, R., Simister, S. (2001), “Project contract management and a theory of Organization”, *Oxford Management and Research Limited*, p. 15.
23. Anthony, W., Chau, K. W. (1999), “The relationship between construction project management theory and transaction cost economics”, *Blackwell Science Ltd, Engineering, Construction and Architectural Management*, Hong Kong, pp. 166–176.
24. Holcner et al. (2014) “Transaction costs in international armaments cooperation”, *Prague economic papers*.
25. Huimin, L., David, A., Zhuofu, W. (2013), “Factors That Affect Transaction Costs in Construction Projects”, *Journal of Construction Engineering and Management*, vol. 139, no. 1, January, pp. 60-68
26. Разу М.Л. Управление проектом: Учебник. М.: КноРус, 2006, с. 549
27. Rajeh, M. (2014). “Impact of procurement systems on transaction costs: A structural equation modeling methodology”, *Proceedings of the 4th NZBERS*, Auckland, New Zealand.
28. Рейтинговое агентство RAEX [Электронный ресурс]. URL: <http://raexpert.ru>.
29. В.М. Аньшин, О.Н. Ильина. Управление проектами. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2013. С.19, с. 482.
30. Интернет портал FutureBanking [Электронный ресурс]. URL: <http://futurebanking.ru/post/2982>
31. Оливер И.У. Экономические институты капитализма, СПб.: Лениздат.

THE ROLE OF TRANSACTION COSTS IN CORPORATE PROJECT MANAGEMENT

Nataliya P. Shepilova

*PhD in Finance, Associate Professor, Department of Finance,
Higher School of Economics National Research University*

Abstract

This article focuses on transaction costs which have a great impact on the corporate projects costs; efficient transaction costs management of high quality involves a comprehensive approach to the assessment of possible losses arising from transactions, as well as their classification and evaluation. Different approaches to the definition of transaction costs are considered. Their sources, such as high cost of information and opportunistic behavior, are identified and described. Classifications of transaction costs according to Eggertsson, Ivanov, Kapelyushnikov, Milgrom and Roberts are provided. The author indicates the role of transaction costs in value based management which includes value evaluation, budget development and value control. In particular, such methods as minimizing transaction costs by reducing uncertainty and Earned Value Analysis are mentioned. The author presents two methods of transaction costs management: minimizing transaction costs of organization's interaction with its partners at the market, under which control and management is carried out on the transaction costs of commercial and regulatory types (which are connected to the interactions with contractors and clients and to the need to minimize regulatory risks respectively); and minimizing in-house transactions, under which control and management is carried out on the transaction costs of research and in-house types (which are connected to the search for information and market analysis and to the coherence of the corporate teamwork). The author proposes using the provided identification and classification of projects' transaction costs, as well as methods of their management as a tool for projects' cost and time management, which allows to consider all the factors that affect the projects' costs at different stages of its implementation more fully.

Key words: transaction costs, project management, economic theory, institutional economics, opportunistic behavior

JEL B52, D23, G30.

References

1. Assaul A.N. (2009) "Osobennosti i strukturizaciya transakcionnih izderjek v investicionno-stroitelnoi deyatel'nosti. Nauch. trudi rossiiskoi nauchno-prakticheskoi konferentsii". SPb., ANO IPEV, pp.106–114.
2. Coase, R. (1937), "The Nature of the Firm", *Economica*, November, pp. 386–405.
3. Arhiereev S.I. "Institucionalnie interakcii kak osnova setevih vzaimodeistvii i problemi posttransformacionnoi rinochnoi ekonomiki", *Zhurnal SOVREMENNAYA INSTITUCIONALNAYA TEORIYA* <http://institutional.narod.ru/jis/jis4.1.pdf>
4. Wallis J.J., North D.C. (1986) "Measuring the transactional sector in American economy, 1870-1970". Long-term factors in American economic growth. Ed. by Engerman S., Chicago, pp.1445–1448.
5. Dalman C.J. (1979), The problem of externality, *Journal of Law and Economics*, pp.141-162.
6. Errou K. (1993), "Vozmojnosti i predeli rinka kak mehanizma raspredeleniya resursov", *THESIS*, vol. 2. pp. 50–68.
7. Harold D. (1988), *Journal of Law, Economics, & Organization*, Vol. 4, No. 1, pp. 141-161.
8. Nort D. (1997), "Instituti_ institucionalnie izmeneniya i funkcionirovanie ekonomiki", Fond ekon. knigi «Nachala», pp.44-45.
9. Moiseeva N.K., "Rinochnie vzaimodeistviya v cepi postavok_ upravlenie transakcionnimi

- izderjkami”, <http://lscm.ru/index.php/ru/po-godam/item/1185>
10. Barsukova S.Yu. “Neformalnaya praktika rossiiskogo biznesa v zerkale transakcionnih izderjek”, pp. 2, http://ecsocman.hse.ru/data/773/668/1219/013_Barsukova_S.pdf
 11. Eggertsson T. (2000), “Ekonomicheskoe povedenie i instituti”, Delo, 1.4.
 12. Ivanov S.A. (2008), dissertacii na soiskanie uchenoi stepeni “Metodologiya upravleniya regionalnim investicionno_stroitelnim kompleksom na osnove transakcionnogo podhoda”.
 13. Skorobogatov A.S. (2006), “Institucionalnaya ekonomika. Kurs lekci”, GU VShE, pp.135_136.
 14. Milgrom P., Roberts Dj. (1999), “Ekonomika organizaciya i menedjment”, SPb. Ekonomicheskaya shkola, gl. 2, pp. 59-60.
 15. S. A. Samovoleva, “Covershenstvovanie ekspertizi innovacionnih proektov: uchet transakcionnih izderjek”, <http://www.riep.ru/upload/iblock/e60/e606d463b2930fc58f873e2d83985c46.pdf>
 16. Kapelyushnikov R. I. (1994), “Kategoriya transakcionnih izderjek”, Informacionnii portal “Institut svobodi Moskovskii libertarium” http://www.libertarium.ru/1_libsb3_1-2
 17. Informacionnii portal Direktor informacionnoi sluzbi (CIO.RU), http://club-energy.ru/e6_4.php
 18. Razu M.L. (2006), “Upravlenie proektom”, Uchebnik, pp. 549.
 19. PMBOOK Guide. 4th ed. (2008), Newtown Square, Pennnsylvania, USA: Project Management Insitute.
 20. Mazur I. I., Shapiro V. D., Olderogge N. G. (2007), “Upravlenie proektami”, “Omega_L”, pp. 664.
 21. Mirzoyan N.V. (2007), “Upravlenie stoimostyu proekta”.
 22. Professor J. Rodney Turner, Professor of Project, Dr. Stephen J. Simister (2001), “Project contract management and a theory of Organization”, Oxford Management and Research Limited, ERIM Report Series reference number ERS-2001-43-ORG, pp. 15.
 23. Anthony W., Chau K. W. (1999), “The relationship between construction project management theory and transaction cost economics”, Hong Kong, Blackwell Science Ltd, Engineering, Construction and Architectural Management 6 2, pp.166–176.
 24. Vladan Holcner, Marek Sedlačik, Jaroslav Michálek, Jakub Odehnal (2014), “Transaction costs in international armaments cooperation”, Prague economic papers, 2.
 25. Huimin L, David A., Zhuofu W. (January 2013), Journal of Construction Engineering and Management, Vol. 139, No. 1, pp. 60-68.
 26. Razu M.L. (2006), “Upravlenie proektom”, Uchebnik, pp.549.
 27. Rajeh, M. (2014), “Impact of procurement systems on transaction costs: A structural equation modeling methodology”, Proceedings of the 4th NZBERS, Auckland, New Zealand, ISSN 2324-1829.
 28. Informacionnii portal, <http://raexpert.ru>
 29. V.M. Anshin, O.N. Ilina (2013), Upravlenie proektami, pp.19, pp.482.
 30. Internet portal FutureBanking, <http://futurebanking.ru/post/2982>
 31. Oliver I.U. (1996), “Ekonomicheskie instituti kapitalizma”, Lenizdat.

THE ROLE OF FINANCIAL FACTORS INTERACTIONS IN THE CAPITAL STRUCTURE DETERMINATION

Polyakov Konstantin,

*Assistant professor, department of applied economics,
National Research University – Higher School of Economics*

Polyakova Marina,

*Assistant professor, department of finance,
National Research University – Higher School of Economics*

Abstract

This article is devoted to the exploration of the mechanism of making decision about the company's financing structure. It is shown that the interaction between various financial characteristics of company plays statistically significant role in the capital structure determination. Namely their possible values space may be split into several areas in which different, but might intersected, sets of financial indicators impact statistically significant on the capital structure. Moreover, the same indicator in different areas may have a differential impact on the capital structure. Also there were formulated several hypothesis about the potential direction of influence of various financial indicators on the capital structure assuming the truth of pecking order or trade off hypotheses. And one of the accompanying results of research was the getting facts in favor of the pecking order theory for the companies in the chosen branch. Regression trees in combination with linear regression models were used to build the corresponding model of statistical relationship between the measure of capital structure and the set of company's financial indicators. Model training and testing of the set of hypothesis were done using data about annual Russian companies reporting in the branch of automobile retail.

Keywords: capital structure, regression tree, structural change model, interaction of variables, automobile retail

JEL: G32, C51, C58, C14, D22

Introduction

Our research is aimed to explore the statistical relationship between the firm's capital structure and various indicators characterizing the financial state of the firm, to summarize good or bad practice of financial management. Its results might be useful for both financial managers and lenders to support making decisions. The main idea of our research is that might it is interaction between financial characteristics of any company that plays significant role in the capital structure choice. That is various combinations of their values might determine the set of statistically significant capital structure choice determinants and the direction of their impact. The main instrument of research here is statistical modeling, in which some measure of capital structure is considered as response or dependent variable and some group of financial indicators are considered as independent variables or predictors. The model which may be built will represent the statistical relationship between the response variable and predictors and thus accumulate current practice of corporate finance management.

Traditionally model properties may be interpreted as arguments in favor of one of two main hypotheses in the corporate finance – pecking order and trade-off theories. Without going into details the question is which of the theories is true. Researches of such kind have already been presented in a lot of publications but scientists haven't got the unique answer yet. There is a feeling that it cannot be obtained. We think that it'll be more effective to analyze the broader issue – if the strength and the direction of statistical relationship between capital structure measures and above mentioned financial indicators depend on the values of these indicators. That is, if different combinations of these indicators values lead to the different principals of capital structure determination. If we solve this problem the test of above mentioned hypothesis will might be done as byproduct of such research. The expected result obviously is much broader. The roadmap is following. We choose several traditional metrics as measures of capital structure and several financial indicators that are traditionally used

in the corporate finance as possible determinants of capital structure. Within a chosen industry we attempt to allocate sets of companies (segments of industry) that possess three important properties:

- they are similar in some sense, i.e. some financial indicators from the selected set takes close values;
- they have close capital structure;
- each of the above mentioned set of companies has its own set of statistically significant capital structure determinants, that are different for different sets of companies, but may intersect.

In this article we define capital structure as the ratio of sources of financing that includes the long-term debt (e.g. long-term credits), the short-term debt (e.g. short-term credits) and equity. The list of factors that might has significant impact on the capital structure and there measures are well defined in the rich literature about the capital structure choice.

Linear regression and related techniques are traditional instruments of modeling in researches of capital structure determination. In most cases researcher use some kind of regression (linear, panel, dynamic and so on) of the capital structure measure on the set of financial indicators to test theoretical hypothesis. One of the great problems here is the choice of functional form for the regression model. We avoid it by the use of regression trees – the instrument of statistical modelling which has a lot in common with linear regression, but doesn't require preliminary definition of functional form. Also we use the regression model with structural change to explore the difference between sets of capital structure choice determinants in various segments of selected branch.

The structure of article is following. Part “1. Nuts and bolts” is devoted to the history and modern state of the capital structure choice theory. In part “2. How determinants may impact the capital structure choice” several hypotheses about the direction of statistical relationship between the capital structure and factors that describes state of the firm and market environment are presented. They should be considered as requirements to the structure of the capital structure choice model. Part “3. Regression trees: benefits and construction” presents in short the concept of regression tree, its properties and benefits for researcher. Part “4. Data and models” contains the description of response (dependent) variables, that is, measures of the capital structure, predictors (independent variables), that is, possible determinants of the capital structure choice, branch, massive of data and the set of models, which will represent various aspects of the statistical relationship between dependent and independent variables. Empirical results are presented in part “5. Capital structure choice in different segments of branch”. It contains the branch segmentation and the detection of statistically significant capital structure choice determinants for each segment. Also, it contains results of trade-off and pecking order theories testing. We can mention that there are a lot of arguments in favor of pecking order theory for this branch of Russian economy. Part “6. Conclusion” contains at first the description of the analysis methodology that can be used to analyze any set of companies, and secondly the survey of main results which was obtained in this research and some problems.

Nuts and bolts

The greatest breakthrough in theory of optimal capital structure came with Modigliani and Miller's theorem (Modigliani, Miller, 1959). They hypothesized that in perfect markets, it does not matter what capital structure a company uses to finance its operations, and the market value of a firm is determined by its earning power and by the risk of its underlying assets. They made a correction in 1963, when the influence of corporate taxes was introduced (Modigliani, Miller, 1963). This proposition recognizes the tax benefit from interest payments. So bonds issuing effectively reduces a company's tax liability, but paying dividends on equity, however, does not. Third step in capital structure theory was first suggested by Baxter (1967). Bankruptcy costs were introduced. In this way, the value of the firm in bankruptcy is reduced by the fact that payments must be made to third parties other than bond- or shareholders.

As was mentioned in Arshanapalli and Nelson (2014), a new theory was started by Jensen and Meckling (1976). They introduced the so called *agency theory*, which is based on the assumption of no

conflict of interest between different 'parties', especially management, shareholders and debtholders. The use of debt by firms leads to agency costs. Debt agency cost arises due to conflict of interest between debt providers on one side, shareholders and managers on the other side. Shareholders are tempted to follow self-seeking strategies. Also, there are conflicts of interest in the company, where the firm manager being likened to agent while debt holders and shareholders are the principals. In most cases, the agent may decide not to maximize the principal wealth. Jensen and Meckling argue that managers have a tendency to spend excess free cash flow on their interests at the expense of stockholder's interest. The theory tries to resolve the conflicts between owners and managers over the control of corporate resources through the use of contracts that seek to allocate decision rights and incentives. Also, since debt has to be paid in, cash debt invariably reduced the amount of cash flow derived by managers. It serves as a mechanism to discipline managers from engaging in self-serving activities e.g. prerequisite consumption, empire building etc. and also provide the means for controlling the opportunistic behavior of managers by reducing the cash flow available for discretionary spending (Roy, Mingfang, 2002). Manager's attention would be clearly focused on those activities that are likely to ensure that debt payments are made, rather than indulging in prerequisite and choosing only inputs and outputs that satisfies their own desire. One may conclude that the use of secured debt might reduce the agency cost of debt. The use of short term sources of debt may mitigate the agency problem too. This is so because any attempt by shareholders to extract wealth from debt holders is likely to hinder the firm's access to short term debt in the near future.

According to the *trade-off theory* (Kraus, Litzenberger, 1973; Baltac, Ayaydn, 2014), capital structure choices are determined by a trade-off between the benefits and costs of debt. It's also called the tax based theory (Bassey, Arene, Okpukpara, 2014). In the trade-off theory increased investment opportunities are associated with a lower debt ratio. This is the tendency for stockholders to accept high risk projects to profit on the upside potential and allow bondholders to suffer the losses if the project fails. Risk shifting is another type of agency cost. It was mentioned in Lopez-Gracia, Sogorb-Mira, 2008 and Brendea (2014), that Frank and Goyal (2005) break Myers's earlier notion of trade-off into two parts: the static trade-off theory (the firm's leverage is determined by a single period trade-off) and target-adjustment behavior (the firm's leverage gradually reverts to the target over time). Later some authors developed dynamic trade-off models in an attempt to provide a unified framework (Hennessy, Whited 2005; Leary, Roberts 2005). There is one significant problem in the trade-off theory. It claims that the optimal level of a firm's debt is achieved by weighing debt financing against the cost of potential financial distress. But in Bassey, Arene and Okpukpara (2014), it is argued from the dynamic viewpoint that optimal leverage level can change due to changes in a firm's profitability level, non-debt tax shield etc., therefore, even though a firm debt ratio changes in yearly basis, the theory cannot be rejected because the optimal leverage level itself may differ over time.

As was mentioned in Brendea(2014) and Baker and Wurgler (2002) rejected the existence of adjustment behavior toward the target capital structure and introduced the market timing theory, according to which managers are able to time the equity market and issue equity when its value is high. This ability of managers affects the given company's security issuance decision and eventually the capital structure of that company.

The *pecking order model* of Myers and Majluf (1984) takes into account transactions and asymmetric information types of costs (Arshanapalli, Nelson, 2014). The transaction costs are highest with new equity, debt securities are next, and retained earnings has no fees. The asymmetric information costs arise from the investors' belief that the managers have better information about the firm's prospect than investors. Thus, if prospects are good the management is unlikely to issue equity to share the profits with investors. Since management understands investor's perception and wishes to avoid the underpricing, they set a hierarchy of financing and prefer internal sources to external financing. The first choice is retained earnings. Next is debt and new equity is issued reluctantly. There is no concept of target capital structure for a firm in the pecking order theory.

To sum up, while the trade-off and agency theories imply the existence of a target debt ratio and the adjustment behavior of firms with respect to this target, the other capital structure theories (i.e., pecking-order, market timing) reject the existence of adjustment behavior of firms, assuming instead

the influence of some external and internal factors on the financing decisions of firms.

The empirical evidence of determinants of capital structure is mixed. For example, Huang and Ritter (2009) show that when the cost of equity is high, firms behave as if they are following pecking order theory. It doesn't same when the cost of equity is low. Under this condition pecking order does not explain the composition of the capital structure of the firms. Mukherjee and Mahakud (2012) show that trade off and pecking order theories are more complementary than mutually exclusive.

How determinants may impact the capital structure choice

On the basis of the review above we submit several hypotheses about the reasons of capital structure choice. Testing them, i.e. testing what direction of statistical relationship between capital structure choice and corresponding financial indicators taking place in practice, may help one to determine circumstances in which managers follow one or another model. Sometimes managers might will follow one of the models and sometimes, if conditions change, the other one.

H1: “The influence of the profitability” (Babu, Chalam, 2014; Baltac, Ayaydn, 2014; Brendea, 2014). According to the pecking-order theory profitability should have a negative impact on the leverage. It postulates that firms with high internally generated funds prefer to borrow less because it is easier and more cost effective to finance from internal sources. In contrast, trade-off theory suggests that this relationship would be positive. Since profitable firms are less likely to go bankrupt, and hence can avail more debt at cheaper rates of interest. So they have more taxable income to shield. Therefore, according to this theory, when firms are profitable they are likely to prefer debt to other sources in order to benefit from the tax shield.

H2: “The influence of the size” (Babu, Chalam, 2014; Baltac, Ayaydn, 2014; Brendea, 2014). On the one hand, one can mention that larger firms are expected to have lower information asymmetries making equity issues more attractive, in other words, the larger firms face lower information costs and can raise equity capital more easily than the small firms. So in the context of the pecking order theory relationship between firm size and leverage should be negative. On the other hand, larger firms tend to be more diversified, have more stable cash flows and, thus, less prone to bankruptcy. So, larger firms have better access to credit markets compared to smaller firms. The firm size itself is trustworthy collateral for guaranteeing the service of debt or the payment of the residual cash in case of liquidation. Therefore, according to the trade-off theory one may expect a positive relation between leverage and firm size.

H3: “The influence of the tangibility” (Babu, Chalam, 2014; Baltac, Ayaydn, 2014; Harris, Raviv, 1991; Brendea, 2014; Titman, Wessel, 1988). On the one hand, the pecking order theory predicts that firms with low ratio of fixed-to-total assets face have higher information costs and, thus, prefers debt to equity. In other words, collateral and target leverage are negatively related. On the other hand, firms with a higher ratio of fixed-to-total assets are subject to lower costs of financial distress, as tangible assets suffer from a smaller loss of value in case of bankruptcy. Also, tangible assets are easier to value for outsiders, resulting in lower information asymmetry, less pronounced agency costs of debt, and a higher debt capacity. Tangible assets often are used as collateral. Therefore, the trade-off theory predicts a positive relationship between tangibility and leverage.

H4: The influence of growth opportunities” (Babu, Chalam, 2014; Baltac, Ayaydn, 2014; Bassey, Arene, Okpukpara, 2014; Brendea, 2014). On the one hand, firms with higher growth opportunities indicate the greater demand of capital. Also firms with high growth opportunities are anticipated to have higher information asymmetries. So they are expected to have more of debt and less of equity in their capital structure, external fund is preferred through debt financing. Pecking order theory suggests positive relationship between growth opportunities and leverage (Titman, Wessels, 1988). On the other hand, growth opportunities are viewed as intangible assets of firm. Firms with significant future growth opportunities are likely to face difficulties in raising finance from debt market because intangible assets are not fully collateral stable. Also, firms with high growth opportunities are likely to suffer from financial distress and the debt overhang problem from the perspective of agency costs. Thus, firms with high intangible growth opportunities will use more of equity rather

than debt in their capital structure. One must take into account that growing firms normally present growing cash flows too, so debt financing is usually replaced by internal funding. They are riskier, so the financial distress cost should be higher, hence implying less debt (Loncan, Caldeira, 2014). The trade-off theory expects that growth opportunities should have negative impact on leverage (Rajan, Zingale, 1995; Al-Sakran, 2001).

H5: “The influence of the uniqueness” (Titman, Wessels, 1988). Customers, workers, and suppliers of firms with unique production processes suffer relatively high costs in the case of bankruptcy. For these reasons, uniqueness is expected to be negatively related to debt ratios.

Regression trees: benefits and construction

The need for preliminary model specification, that is, the choice of independent variables set and the definition of the regression functions parametric family is a hard problem of the traditional regression analysis. The solution of this problem can't be formalized. It generates strong dependence of the result on the experience and private opinion of researcher. We try to avoid this problem using the model of the regression tree.

Regression tree (Ripley, 1996; Venables, Ripley, 2002; Berk, 2008) is a nonparametric regression model. It was created to predict values of numerical variable with the help of the mix of quantitative and qualitative regressors. It's rarely used in econometric practice, so we describe in short its sense, the algorithm of tree building, and optimization of the model which may remove the effect of over-fitting. In fact the regression tree is a method of piecewise constant approximation of the “true” regression, that is conditional expectation of the dependent variable given the set of independent variables. So researcher should not define functional form of model. Furthermore, the algorithm of regression tree building automatically selects important for prediction independent variables from the initial set of ones.

Algorithm of regression tree building. Let Z be the training set of volume T , that is, $Z: \{y_t, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}\} \quad t = \overline{1, T}$, where y_t — the dependent variable and $\{x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}\}$ — the set of independent variables. For any subset of $Z (U \subseteq Z)$ define:

- predicted values of the variable y_t as the arithmetic mean of the elements of U — \bar{y}_U ;
- the risk of the prediction function as $RSS_U = \sum_{y_t \in U} (\bar{y}_U - y_t)^2$.

The objective of the algorithm is to build the partition of $Z \left(Z = \bigcup_{k=1}^M Q_k, \forall i, j \leq M, Q_i \cap Q_j = \emptyset \right)$ which minimizes total risk of prediction, that is, $RSS_\Sigma = \sum_{k=1}^M RSS_{Q_k} \rightarrow \min$. If there isn't any restrictions e.g. on the volume of Q_k , it's obviously that any of Q_k contains only one element of Z .

The algorithm of tree building is iterative. On any new step it splits each of the subsets from the previous step into fixed number of subsets (here into two subsets) according to the values of one of the independent variables. The algorithm selects best independent variable and best way of splitting its values that minimizes total risk of prediction for child subsets of Z . The algorithm starts from the total training set Z and stops in the case of constraints violation. Work of the algorithm may be represented as tree-like graph, this explains name of the model. Results of intermediate splits are called “nodes”; child nodes of final splits are called “leaves”.

Regression tree optimization (pruning). Together with rising of structure complexity (the number of leaves) the regression tree largely reflects properties of the training set rather than properties of general population. And these properties may absent in general population. This phenomenon is known as over-fitting. So with the growth of complexity the regression tree predictive ability initially is improved, but later, starting from some level of structure complexity it begin to worsen. It is necessary to combine some extra leaves that reflects unique properties of the training set to eliminate this phenomenon. On the tree-like graph this operation looks like pruning. In fact it de-

crease the complexity of the regression tree, that is, the number of splits or that the same thing the number of leafs. There are several possible strategies of the tree optimization. We use the cost-complexity pruning, which is described in details in Breiman et al. (1984), Ripley (1996) and Berk (2008). Following this strategy researcher use the cost-complexity measure of tree « T » with “ K ” terminal nodes $A_k, k = \overline{1, K}$: $R_\alpha(T) = R(T) + \alpha K$, $k = \overline{1, K}$, where $R(T)$ is the risk of the tree « T »

$R(T) = \sum_{k=1}^M P(A_k)R(A_k)$, that is the sum over all terminal nodes of the risk associated with each node times the probability of cases falling in that node. The idea of this criterion is much like the idea of Akaike information criterion. It was proved (Ripley, 1996; Berk, 2008) that for every given α there is only one subtree T_α of tree « T » which minimize this measure. The choice of the parameter α value is done using the procedure of cross-validation (Ripley, 1996; Berk, 2008; Hastie et al, 2001). Without going into details this procedure let us choose the structure of the model (the number of splits in this case) which possesses the best prediction properties. Instead of α the parameter $\rho = \alpha / R(T_0)$ is generally used, where $R(T_0)$ risk of prediction for the trivial three, i.e. tree with single node, without splitting. As a result we obtain the tree with optimal structure that balances the aposteriori risk with the structure complexity and possesses the best prediction properties.

Data and models

Research methodology and data

Since the capital of commercial organization consists of the equity, long-term and short-term debts, then there may be various measures of the capital structure, which will reflect various features of it (Ivashkovskaja, Solnceva, 2008). We, according to the established tradition, took the following measures of capital structure:

- STDR (Short Term Debt Ratio) — the ratio of the short-term debt to the sum of the equity and the total debt;
- LTDR (Long Term Debt Ratio) — the ratio of the long-term debt to the sum of the equity and the total debt;
- TDR (Total Debt Ratio) — the ratio of the total debt to the sum of the equity and the total debt;
- STDRA (Book Value Short Term Debt Ratio) — the ratio of the short-term liabilities to the carrying amount of assets;
- LTDRA (Book Value Long Term Debt Ratio) — the ratio of the long-term liabilities to the carrying amount of assets;
- TDRA (Book Value Total Debt Ratio) — the ratio of the total liabilities to the carrying amount of assets.

Table 1 contains the list of potential capital structure choice determinants and corresponding hypothesis. We use values of these factors for two consecutive years (2012 and 2013). It might seem strange, that we include in the model financial indicators for the current year — the year when dependent variable is measured. Financial manager of course doesn't know their values when he makes decisions, which affect the capital structure of the company. But his decision is largely grounded on his expectations about future values of important financial indicators. So we include current values of them as measures of financial manager expectations.

Table 1

Factors potentially influencing the capital structure

Name	Way of settlement	Hypothesis
	Measures for collateral value of assets	H3
intas	The ratio of the book value of intangible assets to the total value of assets	

tas	The ratio of the sum of the book values of tangible assets and the stocks to the total value of assets	
tasm	The ratio of the book value of tangible assets to the total value of assets	
Measures for growth		H4
capex	The ratio of the change for the year the book value of tangible assets to the book value of total assets in the former year	
dtas	The ratio of the change for the year the book value of total assets to the book value of total assets in the former year	
quit	The ratio of the change for the year the number of employees to the number of employees in the former year	
rev	The ratio of the change for the year the book value of revenue to the book value of revenue in the former year	
Measures for uniqueness		H5
selexp	The ratio of the book value of business expenses to the book value of revenue	
Measures for size		H2
size	Logarithm of book value of revenue	
sizea	Logarithm of book value of total assets	
eurosize	Company size categories: very large companies (operating revenue \geq 100 million EUR, total assets \geq 200 million EUR, employees \geq 1,000) large companies (operating revenue \geq 10 million EUR, total assets \geq 20 million EUR, employees \geq 150) medium sized companies (operating revenue \geq 1 million EUR, total assets \geq 2 million EUR, employees \geq 15) small companies – all others.	
Measures for profitability		H1
profa	The ratio of the book value of profit on sales to the book value of revenue	
profb	The ratio of the book value of profit on sales to the book value of total assets	
profc	The ratio of the book value of net income to the book value of total assets	
profd	The ratio of pre-interest after-tax earnings to the book value of total assets. Value of pre-interest after-tax earnings was estimated in following way: value of marginal tax rate (taxlim) was calculated as ratio of the change for the year the book value of tax on profits to the change for the year the book value of profit before tax; value of pre-interest after-tax earnings was calculated as sum of profit after tax and interest paid multiplied by (1-taxlim).	
Additional variables		
tax	The ratio of the book value of tax on profits to the book value of profit before tax	
intp	The ratio of the book value of interest paid to the book value of gross debt.	
legfor	Legal form of firm.	
type	Joint-stock or private company.	

There are some common words about data. Authors used data from the agency Credinform (through Ruslana, the database of «Bureau Van Dijk»). Database represents financial statements of 3205711 registered in Russia commercial organizations provided Federal Statistics Service and Federal Tax Service, updated annually. For comparison, there were 3974474 active commercial legal entities in Russia in December, 2014, according to General State Register of Enterprises (Companies House). Term «branch» doesn't well defined, so authors used the NACE revision 2.0 codes to define branch. There were selected joint stock companies and limited liability companies, which submit annual financial statements in 2011, 2012 and 2013 years and specified values of indexes: total assets, fixed assets, stocks, accounts receivables, liabilities, equity, charter capital, revenues from sales, profit.

Authors included in this research companies from the automobile retail according to the NACE revision 2.0 codes: the cars sale (code 4511), the cars maintenance and reconditioning (code 4520), the sale of spare car parts (code 4531), the sale of motorcycles and motorcycle spare parts (code 4540). In summary, there were 1620 financial statements extracted from database. Further, cleaning of data was performed. There were removed organizations with non-positive values of — revenue, retained earnings, profit before tax, net profit and book value of assets in current and preceding years. Also organizations were removed with negative long-run and short-run obligations in current and preceding years. The reason was that such data is a mistake or, if it is correct, in our opinion, such com-

panies can't control capital structure because don't have internal sources of financing. Finally, 971 organizations were presented on the analysis. Internal structure of sample (training set) is presented in Table 2.

Table 2

Structure of sample in automobile retail

Size	Nace Rev. 2				Total
	4511	4520	4531	4540	
Very large	483	106	174	2	765
Large	54	25	45	3	127
Middle	14	17	41	0	72
Small	0	2	4	1	7
Total	551	150	264	6	971

It may be mentioned that most of the companies in this branch are very large and presented in the segment of cars sales.

The set of models

According to the statement of the problem above, the first thing that was done is the attempt to allocate groups of companies with close capital structure, which are similar in some sense, i.e. to find suitable split of the independent variables space (IVS). Regression trees were used to reach this objective. They were built for each capital structure measure and the optimization (pruning) was done. In some cases the result of pruning was trivial — the regression tree didn't bring any significant improvement in the data description. Such measures were excluded from further analysis of the branch. In the case of meaningful results of pruning, the list of important variables, i.e. variables that were automatically selected for tree building, and the structure of tree leaves, i.e. the split of the independent variables space (IVS), were saved for future analysis.

Second, several regression models were specified on the basis of the results of the previous step to complete our research. The first kind of the regression models that was specified and estimated in our research was simple linear regression of the capital structure measure on the set of all independent variables that was introduced earlier (see Table 1).

$$y(x) = b_0 + \sum_{k=1}^m b_k x_k + v(x) \quad (1)$$

This model was introduced for the purpose of comparison only, because it doesn't take into account the split of the independent variables space (IVS) that was found earlier. Also, we built the model of capital structure measure regression on the independent variables that were selected by the tree building algorithm.

$$y(x) = b_0 + \sum_{k=1}^n b_k x_k + v(x) \quad n \leq M \quad (2)$$

It was done to explore if the set of excluded variables corresponds to the set of variables with insignificant linear impact on the capital structure measure.

Next three models are special cases of the linear regression model with multiple structural changes (Bai, Perron, 1998) with discrete shifts in parameters values. We do not impose the restriction that the regression function is continuous at the turning points.

As was mentioned in Berk (2008), if the regression tree is built, it can be represented as the regres-

sion of the depended variable on the set of indicator variables of all lists — $I_A(x) = \begin{cases} 1, & x \in A \\ 0, & x \notin A \end{cases}$ where x — is a vector of important independent variables. Given $E = \{S_k \subset IVS, k = \overline{1, n}\}$ the set of re-

gression tree leafs, i.e. the split of the independent variables space (IVS), the prediction is done in compliance with the regression model

$$y(x) = \sum_{k=1}^n a_k I_{S_k}(x_k) + v(x), \quad (3)$$

that was estimated in our research too. This model reflects the idea of possible significant impact of independent variables interaction on dependent variable average level. One can mention that model doesn't include constant term because its' presence will lead us to the multicollinearity.

Also, we considered modification of the model (3) which includes independent variables mentioned above (2). This model might will possess better descriptive properties than preceding one because it takes into account levels of independent variables. It is assumed that independent variables interactions don't impact linear regression coefficient values. Thus, that model less complex than the next one.

$$y(x) = \sum_{k=1}^n a_k I_{S_k}(x_k) + \sum_{k=1}^m b_k x_k + v(x), \quad (4)$$

The third kind of regression models considered in this research was the class of models that reflects possible different impact of independent variables on dependent one (3).

$$y(x) = \sum_{k=1}^n a_k I_{S_k}(x_k) + \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m b_k I_{S_j}(x_k) x_k + v(x). \quad (5)$$

The capital structure choice in different segments of branch

The aim of this part is to submit empirical results of research. We succeed in splitting the set of companies into suitable subsets with close capital structure, which are similar in some sense and have different, but sometimes intersected, sets of statistically significant capital structure choice determinants. We should mention that similarity of companies here is a very weak feature which assumes only that some of their financial indicators take values in the same intervals.

Results of regression tree building

Meaningful results have been got for TDRA measure of capital structure for all companies. Six independent variables were selected by the tree building algorithm and the subsequent pruning: dtas (2013 year), profb (2012 year), profb (2013 year), profc (2012 year), profc (2013 year), selexp (2013 year) (Table 1). View of the tree which was built and optimized is presented on the diagram (Figure 1). It can be well seen that regression tree has 8 leafs. Each node of the tree represents some subset of initial training set. Its image on the tree diagram contains information about corresponding subset: average value of dependent variable (here TDRA) in the upper part and the cardinality (percentage) of subset in the lower part. Table 3 contains description of all regression tree leafs. Dependent variables are placed in order of splitting (1 — 4).

Table 3

Leafs of regression tree

Level of splitting	1		2		3		4		Cardinality	Ave{TDRA}
	profc11	profb12	profc12	dtas12	selexp12	profb11	selexp12			
Leaf 1	≥0.068	≥0.18							108	0.38
Leaf 2	≥0.068	<0.18		<0.34			<0.0024		22	0.31
Leaf 3	≥0.068	<0.18		<0.34			>0.0024		191	0.54
Leaf 4	≥0.068	<0.18		>0.34					74	0.72
Leaf 5	<0.068		≥0.046						93	0.66

Leaf 6	<0.068		<0.046		<0.0002	<0.0036		13	0.39
Leaf 7	<0.068		<0.046		<0.0002	≥0.0036		39	0.75
Leaf 8	<0.068		<0.046		≥0.0002			431	0.84

Can we rely on the numbers in the Table 3? In our opinion, it can be done with caution only. Split points for independent variables in the tree build might depend on the properties of training set and could change for another data. The most reliable way of interpreting this split is qualitative one. But due to the lack of alternatives we'll use exactly this split for further analysis.

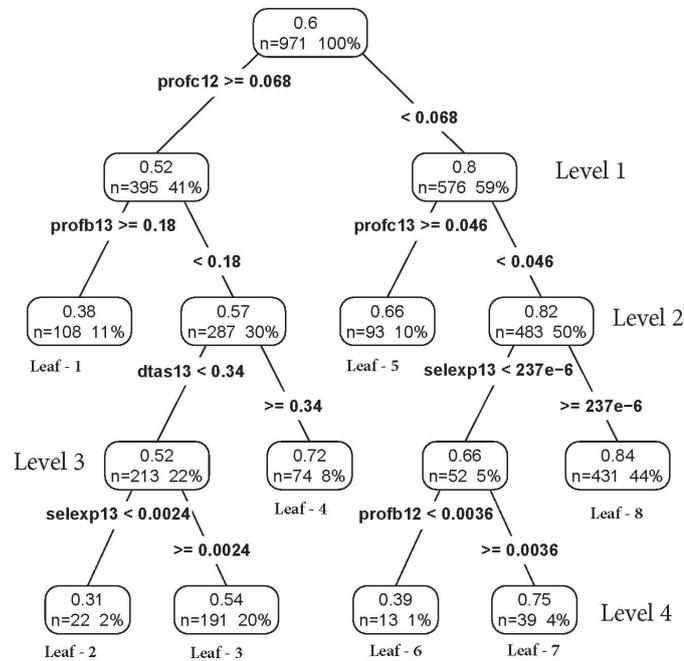


Figure 1. Optimized regression tree for measure TDRA

It can be seen from Table 3 that cardinalities of leafs quite different thus the accuracy of mean values estimation will be different too. Such way it's important to check the significance of difference between mean values in different leafs, i.e. the significance of the model in general. Since we know nothing about the probability distribution of TDRA observations, we used Kruskal – Wallis criterion to test the hypothesis about equality of leafs effects (equality of mean values in leafs) and it was rejected at the significance level less than 1%.

Statistically significant capital structure choice determinants

It can be mentioned (Table 3, Figure 1) that the profitability in the preceding year plays the most important role in capital structure definition for companies in the chosen branch. More specifically, the ratio of the profit of sales to the assets in the preceding year has the greatest impact on the capital structure. We think that it's very natural result, because, if financial manager is making decisions which should optimize (in some sense) capital structure, i.e. he choosing the sources of financing, he'll first of all take into account preceding financial result of his organization. At the same time he hasn't known the result of current year yet and may only predict it. The important role of such predictions (expectations) in the process of capital structure definition is represented in the importance of profitability in current year. Also we may note on that the algorithm of tree building uses two different measures of the current profitability on the second level of splitting.

On the first level of splitting the algorithm of tree building divide sample into two subsamples. The first group (leafs with numbers from one to four, Table 3) can be named "Previously More Profitable" (PMP). It contains 41% of common sample set. The second one (leafs with numbers from five to eight) can be named "Previously Less Profitable" (PLP). We cannot say, that former have necessarily smaller average proportion of liability in capital then latter or vice versa without formal testing. Comparison of TDRA mean values from this two groups of firms on the basis of nonparametric

Kruskal – Wallis criterion let us state that mean value in former group less than one in latter group at the significance level less than 1%. It's argument in favor of pecking-order theory, but only at an average.

One can look into this groups and explore the capital structure in different leafs which constitutes them. First, it can be mentioned, that the largest leaf in PLP (leaf number eight) has the largest average proportion of debt in capital. It follows from Table 3 that firms from this group didn't expect high profitability in current year but expect relatively high level of business expenses. It might make such firms to borrow more. It's argument in favor of pecking-order theory. Also, this fact contradicts the hypothesis "H5". However, they may have high level of business expenses not due to the uniqueness, but due to low effectiveness of management. In contrary firms from leaf number one (the member of PMP) expected high level of profitability and hence borrow less. Average TDRA value for this group is one of the least ones. It supports pecking-order theory too.

Second, firms from PMP which expect less level of profitability (leafs with numbers from three to four) have larger average proportion of debt in the capital. One can mention that firms in the leaf number three expected relatively high level of business expenses in current year, so they might want to compensate for that. In comparison with firms from leaf number two, which expect lower level of business expenses, these firms have larger proportion of debt in their capital. Thus, we are able to reject hypothesis "H5", but it needs to control the effectiveness of their management. In turn firms which belong to the leaf number four have high velocity of growth and it could be reason to have larger proportion of debt in the capital. The expectation of low level of profitability and the need to finance growth resulted in searching external sources of financing. It can be suggested, that possible asymmetry of information in such conditions makes them unattractive for investors and leads to very high proportion of debt in their capital. One can compare this firms with firms from leafs two and three that have lower velocity of growth and lower proportion of debt. It supports pecking-order theory.

Let us again pay attention to the firms in the leaf number two. It's very interesting group of 22 firms from PMP, which didn't expect high profitability in the current year, didn't grow and didn't expect to spend a lot. We name them "Falling asleep".

So it can be stated that there are a lot of facts in favor of pecking-order theory for that branch and period of time on the basis of regression tree model. As was mentioned above the significant advantage of regression tree is including the interaction of variables. It follows from Table 3, that growth rate impact the capital structure only for PMP firms. Business expenses have same importance for capital structure for PLP firms. It has a little less impact on capital structure for PMP firms.

In order to clarify findings we used several above mentioned regression models. First, lets consider models that use constant values of parameters, i.e. models (1) and (2). Table 4 contains results of MLS estimation of these models.

Table 4

Estimation of regression models (1), (2)

	(1.1)	(1.2)
(Constant)	0,39 *** (0,08)	0,75 *** (0,01)
intas13	-2,26 (6,02)	
intas12	1,67 (6,44)	
tas13	0,05 (0,06)	
tas12	-0,07 (0,06)	
tasm13	-0,26 (0,17)	
tasm12	0,01 (0,16)	
capex13	0,09 (0,13)	
dtas13	-0,00045 (0,00068)	0,00095 (0,00060)
rev13	0,00004 (0,00043)	
selexp13	-0,03 (0,14)	0,03 (0,07)

selexp12	0,08 (0,15)	
size13	-0,01 (0,02)	
size12	0,02 (0,02)	
sizea13	0,13 *** (0,02)	
sizea12	-0,12 *** (0,02)	
profal3	-0,25 * (0,14)	
profal2	0,08 *** (0,03)	
profb13	0,04 (0,08)	0,07 (0,08)
profb12	0,07 (0,06)	0,04 (0,06)
profc13	-0,35 ** (0,15)	-0,26 ** (0,13)
profc12	-0,73 *** (0,10)	-0,62 *** (0,10)
profd13	0,26 *** (0,08)	
tax13	0,08 (0,05)	
tax12	0,01 (0,02)	
R ²	,291	,188
Observations	971	971

Note. *, **, *** – significance at 10, 5, 1% levels. There are standard errors in parenthesis.

It can be mentioned, that model (2) possesses worse descriptive properties than model (2) in terms of R^2 . It might can be due the fact that regression tree building algorithm discarded some statistically significant independent variables from model (1). So one can conclude, that model (1) outperforms model (2).

Now, we'll consider models, which take into account interaction between independent variables, i.e. models (3) and (4). For simplification of results representation we denote variables of type $I_{S_k}(x)$ as “leaf_k”.

Table 5

Estimation of regression models (3), (4)

	(3)	(4)	(4) without constant term	(2)
(Constant)	0,38 *** (0,02)	0,45 *** (0,03)	leaf_1 ,38 *** (,02)	0,75 *** (0,01)
leaf_2	-0,08 * (0,05)	-0,12 ** (0,05)	leaf_2 ,31 *** (,04)	
leaf_3	0,16 *** (0,02)	0,13 *** (0,03)	leaf_3 ,54 *** (,02)	
leaf_4	0,34 *** (0,03)	0,30 *** (0,03)	leaf_4 ,72 *** (,02)	
leaf_5	0,27 *** (0,03)	0,23 *** (0,04)	leaf_5 ,66 *** (,02)	
leaf_6	0,0022 (0,06)	-0,05 (0,06)	leaf_6 ,39 *** (,06)	
leaf_7	0,37 *** (0,04)	0,31 *** (0,04)	leaf_7 ,75 *** (,033)	
leaf_8	0,46 *** (0,02)	0,41 *** (0,03)	leaf_8 ,84 *** (,01)	
profc12		-0,07 (0,10)	-0,07 (0,10)	-0,62 *** (0,10)
profb13		0,06 (0,07)	0,06 (0,07)	0,07 (0,08)
profc13		-0,17 (0,11)	-0,17 (0,11)	-0,26 ** (0,13)
dtas13		0,00075 (0,0005)	0,00075 (0,0005)	0,00095 (0,00060)
selexp13		-0,08 (0,06)	-0,08 (0,06)	0,03 (0,07)
profb12		-0,01 (0,05)	-0,01 (0,05)	0,04 (0,06)
R ²	,421	,429		,188
Observations			971	

Note. *, **, *** – significance at 10, 5, 1% levels. There are standard errors in parenthesis.

First, one can mention, that model with interaction variables (least_1, least_2, and so on) possesses much more descriptive power than pool model (2) in terms of R^2 . Obviously, the coefficients of these variables are equal to the average values of dependent variable (TDRA) across the corresponding tree leafs (see Table 5, model (4) without constant term). Second, addition of independent variables, which were selected by tree building algorithm, don't lead us to the statistically significant result — all estimates of corresponding coefficients are insignificant. Also, it gives us a little improvement in the model quality in terms of R^2 . It can be explained by the fact that the impact of independent variables on the dependent variable fully presented by the impact of interaction terms.

Finally, we consider model (5) which takes into account the possibility that values of independent variables coefficients might be different in different tree leafs. For simplification of presentation only we submit results of estimation without constant terms. At the same time, we submit R^2 value for the model with constant term to get the ability to compare this model with previous ones.

Table 6

Estimation of regression model (5) without constant term

	leaf_1	leaf_2	leaf_3	leaf_4	leaf_5	leaf_6	leaf_7	leaf_8
(Constant)	0,37 *** (,035)	0,25 *** (,097)	0,66 *** (,035)	0,91 *** (,056)	0,72 *** (,060)	0,05 ** (,083)	0,74 *** (,058)	0,90 *** (,016)
profc12	-0,01 (0,24)	-0,89 (0,55)	-0,24 (0,40)	-0,48 (0,32)	0,17 (1,17)	8,45 *** (3,93)	0,17 (2,63)	-2,00 *** (0,63)
profb13	0,52 * (0,30)	-0,0048 (1,87)	0,50 * (0,29)	-0,45 (0,50)	-0,15 (0,11)	4,24 (1,27)	0,34 (1,44)	0,18 (0,12)
profc13	-0,57 * (0,32)	1,94 (2,00)	-0,95 ** (0,38)	-1,28 ** (0,55)	-0,83 *** (0,27)	0,17 (6,66)	-3,54 (3,33)	-1,59 * (0,88)
dtas13	-0,03 (0,05)	0,14 (0,29)	0,04 (0,08)	0,000089 (0,00068)	0,10 ** (0,04)	0,27 * (0,15)	0,11 (0,07)	0,08 *** (0,02)
selexp13	-0,20 (0,14)	-78,62 (96,28)	-0,27 * (0,16)	0,09 (0,46)	0,23 (0,19)	NA	-3667,69 *** (1139,76)	-0,11 (0,07)
profb12	0,02 (0,19)	0,45 (0,40)	-0,10 (0,31)	0,17 (0,26)	-0,26 (0,22)	-4,18 *** (1,08)	1,07 (0,88)	-0,01 (0,06)
cardinality	108	22	191	74	93	13	39	431
R^2	,519 (with constant term)							
Observations	971							

Note. *, **, *** – significance at 10, 5, 1% levels. There are standard errors in parenthesis. NA – value is absent (can't be estimated).

First, one can note on that this model possesses maximum descriptive power among previous ones, in terms of R^2 , so that it outperforms all of them. Second, there are different sets of variables that impact the capital structure significantly for different tree leaves. Third, in almost all leaves there is significant negative influence of the future net profitability (variable “profc13”) expectation on the capital structure. Coefficients of the variable “profc13” seems to be different in different leaves, but Wald test can't reject hypothesis about their equality (Chi-square statistics – 4.87, DF – 7, p-level 0.68). So, one don't have reasons to state that the future net profit expectation has different impact on the capital structure in different leaves. Also, it must be mentioned, that expectations of operational profitability (variable “profb (2013 year)”) and net profitability (variable “profc (2013 year)”) have multidirectional significant influence on the capital structure in some leaves. In contrary with pecking order theory the impact of the operational profitability expectations on the capital structure is significant and positive. Authors explain it in such a way. With one hand, operational profit is much more predictable than net profit, because latter depends on the taxes and interests that will be paid at the end of the financial year. These payments depend on the lot of external and especially internal factors which may not be fully taken into account in the middle and much less at the beginning of the year by the lender. Thus, optimistic operational profit expectations might improve relationship between creditor and borrower and make it easier to get a loan. On the other hand, financial manager has much more information about internal factors than lender, moreover, in most cases he or she is

able to impact on the financial policy of the firm and consequently on the net profit. Thus, his net profit expectations may be placed in the basis of capital structure decision. As a result, the proportion of obligations will rise if financial manager expects the increase of operational profit and decrease of net profit.

Conclusion

Let's consider more carefully the results of the above submitted research. The main conclusion for the selected branch is following – the average proportion of obligations in the capital of the firm and the set of capital structure determinants depends greatly on the interactions between factors characterizing its financial state. The space of independent variables possible values may be split into several areas according to the significant interaction between predictors. Areas may vary significantly by the average value of the capital structure measure and/or by the set of capital structure determinants. Sets of firms in each area will be considered as similar in some sense with common practice of capital structure decisions and should be analyzed separately.

Thus, the best model that describes statistical relationship between some capital structure measure (here TDRA) and several financial indicators is the linear regression model with structural changes which regimes correspond to the above mentioned areas. The possible technique to construct such a model is presented above in this research. First, the required partitioning of IVS may be obtained through the use of regression tree algorithm. Second, the common set of possible capital structure determinants will be identified and the corresponding structural change model will be estimated.

Analysis of automobile branch showed that there are two main factors which impact significantly on the proportion of obligation in the capital of firm — profitability in the preceding and current years, which acts as proxy variable for financial manager profitability expectations in current year. Former factor let us divide firms into to global parts, which were named “Previously More Profitable” (PMP) and “Previously Less Profitable” (PLP). The letter one let us divide each part into two subsequent parts too. One can note on the fact that the set of less profitable (or possible less profitable) in some sense firms has in average less proportion of obligations in the firms capital. We can mention that firms which belong to the PMP set relay more on the operational profitability expectations, maybe because they confident in strong relationship between their operational and net profit. In contrary, firms which constitute PLP take into account net profit expectations. Thus, there is significant interaction between these two types of profitability expectations.

Another two factors which influent significantly on the capital structure are the ratio of the change for the year the book value of total assets to the book value of total assets in the former year and the ratio of the book value of business expenses to the book value of revenue. The former one is important only for PMP firms. Thus, it interacts significantly with profitability in preceding year. It's obvious that more profitable firms have more abilities for self-development. The letter factor is important for both PMP and PLP firms and authors belief that its interactions with other financial indicators aren't very important for capital structure definition.

The algorithm of tree building splits the independent variables values space into eight areas, which vary significantly by the average value of the capital structure measure (TDRA) and the cardinality. The largest one consists of 431 PLP firms, which don't expect large net profitability in the current year but expect high ratio value of business expenses. Model (5) let us look into each area more carefully and identify factor important for capital structure definition in each area. One may note on two interesting facts here. First, there is the multidirectional influence of the operational and net profitability on the proportion of obligations in the firm capital. As was mentioned above, this might be the consequence of the information asymmetry. Profitability expectations of lenders may differ significantly from financial managers' expectations. Second, relative increase in total assets is significant factor for almost all subsets of PLP firms. It doesn't contradict the above mentioned statement about the role of this factor for average value of capital structure measure definition. The relative increase in total assets isn't so important for it in comparison with profitability for PLP firms. But within each group of similar in some sense firms it might impact significantly on the capital structure.

And finally authors want to mention, that submitted above results are based on the stable part of the regression tree, which was obtained as a result of tree pruning. Of course, it doesn't guarantee that the effect of overestimation was completely removed, but it let us to hope that the results wouldn't change dramatically with the new or partially new data.

References

1. Adrienn, H. (2014), "Summary of theories in capital structure decisions", *Annals of the University of Oradea, Economic Science Series*, Vol. 23, no. 1, pp. 912–918.
2. Al-Sakran, S.A. (2001), "Leverage determinants in the absence of corporate tax system: The case of non-financial publicly traded corporations in Saudi Arabia", *Managerial Finance*, Vol. 27, no. 10/11, pp. 58–86.
3. Arshanapalli, B., and Nelson, W. (2014), "Using quantile regressions to examine the capital structure decision of US firms", *International Journal of Business & Finance Research (IJBFR)*, Vol. 8, no. 5, pp. 1–8.
4. Babu, N.S., and Chalam, G.V. (2014), "Determinants of capital structure of Indian textile industry — an empirical analysis", no., Vol. 2, no. 2, pp. 1–11.
5. Baker, M., and Wurgler, J. (2002), "Market timing and capital structure", *Journal of Finance*, no. 57, pp. 1–32.
6. Baltac, N., and Ayaydn, H. (2014), "firm, country and macroeconomic determinants of capital structure: evidence from turkish banking sector", *EMAJ: Emerging Markets Journal*, Vol. 3, № 3, pp. 47–58.
7. Baxter, N.D. (1967), "Leverage, the Risk of Ruin and the Cost of Capital", *Journal of Finance*, Vol. 22, no. 3, pp. 395–403.
8. Bassegy, N.E., Arene, C.J., and Okpukpara, B.C. (2014), "Determinants of capital structure of listed agro firms in Nigeria", *Economic Affairs: A Quarterly Journal of Economics*, Vol. 59, no. 1, pp. 35–47.
9. Berk, R.A. (2008), *Statistical Learning from a Regression Perspective*. Springer.
10. Breiman, L., Friedman, J.H., Olshen, R.A., and Stone, C.J. (1984), "*Classification and regression trees. Monterey*", CA: Wadsworth Press.
11. Brendea, G. (2013), "The impact of the recent financial crisis on the capital structure choices of the Romanian listed firms", *Review of Economic Studies & Research Virgil Madgearu*, Vol. 6, no. 2, pp. 15–26.
12. Brendea, G. (2014), "Financing Behavior of Romanian Listed Firms in Adjusting to the Target Capital Structure", *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, Vol. 64, no. 4, pp. 312–329.
13. Dauda, M. (2014), "Causality test of business risk and capital structure in a panel data of Nigerian listed firms", *Accounting & Taxation*, Vol. 6, no. 2, pp. 85–99.
14. Dimitrov, V., and Jain, P. (2008), "The value-relevance of changes in financial leverage beyond growth in assets and GAAP earnings", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 23, no. 2, pp. 191–222.
15. Efron, B., and Tibshirani, R. (1997), "Improvements on cross-validation: The .632 + Bootstrap Method", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 92, no. 438, pp. 548–560.
16. Ferreira, M.A., and Vilela, A.S. (2004), "Why do firms hold cash? Evidence from EMU countries", *European Financial Management*, Vol. 10, no. 2, pp. 295–319.
17. Frank, M., and Goyal, V. (2005), "*Trade-off and pecking order theories of debt*". The Handbook of Empirical Corporate Finance. Elsevier Science.
18. Gonenc, H., and de Haan, D.J. (2014), "Firm internationalization and capital structure in developing countries: the role of financial development", *Emerging Markets Finance &*

- Trade*, Vol. 50, no. 2, pp. 169–189.
19. Harris, M., and Raviv, A. (1991), “The theory of optimal capital structure”, *Journal of Finance*, Vol. 46, no. 1, pp. 297–356.
 20. Hastie, T., Tibshirani, R., and Friedman, J. (2001), “*The Elements of Statistical Learning*”. New York: Springer-Verlag.
 21. Hennessy, C.A., and Whited, T.M. (2005), “Debt dynamics”, *The Journal of Finance*, Vol. 60, no. 3, pp. 1129–1165.
 22. Huang, R., and Ritter, J. (2009), “Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, pp. 237–271.
 23. Ivashkovskaja, I.V., and Solnceva M.S. (2008), “Struktura kapitala v rossijskih kompanijah kak strategicheskoe reshenie”, *Vestnik sankt-peterburgskogo universiteta*, ser. 8, vyp. 3, pp.3–32.
 24. Jensen, M.C., and Meckling, W.H. (1976), “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, no. 3, pp. 305–360.
 25. Kraus, A., and Litzenberger, R.H. (1973), “A State preference Model Of Optimal Financial Leverage”, *Journal of Finance*, no. 28, pp. 911–922.
 26. Lana, J., Martins, F.F., Marcon, R., and Xavier, W.G. (2013), “The Impact of Cross-Listing on Firms Capital Structure: Evidence from Brazil”, *Business Management Dynamics*, Vol. 2, no. 9, pp. 51–62.
 27. Leary, M. T. and Roberts, M. R. (2005), “Do firms rebalance their capital structures?”, *The Journal of Finance*, Vol. 60, № 6, pp. 2575–2619.
 28. Loncan, T.R., and Caldeira, J.F. (2014), “Capital Structure, Cash Holdings and Firm Value: a Study of Brazilian Listed Firms”, *Revista Contabilidade & Financas – USP*, Vol. 25, no. 64, pp. 46–59.
 29. Lopez-Gracia, J., and Sogorb-Mira, F. (2008), “Testing trade-off and pecking order theories financing SMEs”, *Small Business Economics*, Vol. 31, pp. 117–136.
 30. Miller, M., and Orr, D. (1966), “A model of the demand of money by firms”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 80, no. 3, pp. 413–435.
 31. Modigliani, F., and Miller, M.H. (1959), “The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment: Reply”, no., Vol. 49, pp. 655–669.
 32. Modigliani, F., and Miller, M.H. (1963), “Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction”, no., Vol. 53, pp. 433–443.
 33. Mosteller, F. (1948), “A k-sample slippage test for an extreme population”, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 19, no. 1, pp. 58–65.
 34. Mukherjee, S., and Mahakud, J. (2012), “Are Trade-off and Pecking Order Theories of Capital Structure Mutually Exclusive?”, *Journal of Management Research*, Vol. 2, pp. 41–55.
 35. Myers, S.C. (1977), “Determinants Of Corporate Borrowing”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 147–175.
 36. Myers, S.C. (1984), “The capital structure puzzle”, *Journal of Finance*, Vol. 39, no. 3, pp. 575–592.
 37. Myers, S.. and Majluf, N. (1984), “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 187–221.
 38. Myers, S.C. (2001), “Capital structure”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, no. 2, pp. 81–102.
 39. Myers, S. (2003), “*Financing of corporations*”. Handbooks of the Economics of Finance, 1A, pp. 216–253.

40. Palacin-Sanchez, M., Ramirez-Herrera, L., and di Pietro, F. (2013), “Capital structure of SMEs in Spanish regions”, *Small Business Economics*, Vol. 41, no. 2, pp. 503–519.
41. Piaw, L.L.T., and Jais, M. (2014), “The capital structure of Malaysian firms in the aftermath of Asian financial crisis 1997”, *Journal of Global Business & Economics*, Vol. 8, no. 1, pp. 1–20.
42. Picard, R., and Cook, D. (1984), “Cross-Validation of Regression Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, no. 387, pp. 575–583.
43. Psillaki, M., and Daskalakis, N. (2009), “Are the determinants of capital structure country or firm specific?”, *Small Business Economics*, Vol. 33, no.3, pp. 319–333.
44. Ramezanalivaloujerdi, R., and Rasiah, D. (2012), “Critical factors determining capital structure of the Malaysian construction companies”, *International Journal of Information Technology and Business Management*, Vol. 11, № 1, pp. 62–66.
45. Ramires, M.A.A., and Cabestre, F.J.R. (2010). Capital structure: some evidence from European panel data. *XIX International Conference AEDEM 2010 “Global Financial & Business Networks & Information Management Systems”*, <http://elib.bsu.by/handle/123456789/51649>
46. Rajan, R.G., and Zingales, L. (1995), “What do we know about capital structure: Some evidence from international data”, *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 1421–60.
47. Ripley, B.D. (1996), *Pattern Recognition and Neural Networks*. Cambridge: Cambridge University Press.
48. Roy, L.S., and Mingfang, L. (2002), “Rethinking the Capital Structure Decision”, available at: <http://www.westga.edu/~bquest/2002/rethinking.htm>
49. Stone, M. (1977), “Asymptotics for and against cross-validation”, *Biometrika*, Vol. 64, no. 1, pp. 29–35.
50. Sunder, L., and Myers, S. (1999), “Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 51, no. 2, pp. 219–244.
51. Titman, S., and Wessels, R. (1988), “The *Determinants of Capital Structure Choice*”, *The Journal of Finance*, Vol. XLIII, no.1, pp. 1–19.
52. Venables, W.N., and Ripley, B.D. (2002), *Modern Applied Statistics with S*, 4-th ed., Springer.

Обратная задача отвечает на вопрос «как сделать так, чтобы...?» и целью решения подобных задач является формирование оптимальных управленческих решений. В статье рассмотрены методы решения обратных задач экономического анализа. Приводится описание как существующих методов: обратные вычисления, нелинейное программирование, так и методов, разработанных путем модификации известных. В частности, предлагается использование линейного уравнения связи между аргументами и факторного влияния. В случае применения уравнения строится линейная зависимость между величинами, которые являются аргументами функции, и решается полученная система уравнений. Использование уравнения позволяет уменьшить число проверок соответствия исходных данных поставленной цели, и требует определения направления связи: прямая или обратная зависимость между аргументами. В качестве примера рассмотрено решение обратной задачи для мультипликативной двухфакторной модели. Также приведен пример аддитивной трехфакторной модели и решение задачи с применением процедуры свертки и системы уравнений. Метод факторного влияния основан на теории факторного анализа, в частности на равенстве общего изменения результата и суммы изменений результирующей величины за счет каждого фактора. При этом считается, что остаток от взаимодействия факторов распределяется равномерно между аргументами. В работе использована методология теории обратных вычислений, минимаксный метод оценки параметров уравнения, методы факторного анализа, методы оптимизации. Выбор того или иного метода обуславливается требованием к полученным результатам, наличием исходной информацией, поступающей от лица, принимающего решения, программных средств. Разработанные методы могут быть использованы в системах поддержки принятия управленческих решений.

Ключевые слова: обратная задача, обратные вычисления, линейное уравнение, экономический анализ, управленческие решения

JEL: C58, C38

Для экономического анализа деятельности организаций используются различные показатели, которые могут быть связаны между собой аддитивной, мультипликативной, кратной, смешанной зависимостью. Причинно-следственная связь величин обуславливает разделение задач на прямые и обратные. Прямая задача заключается в определении результирующего показателя по имеющимся значениям исходных величин и виду зависимости с целью оценки текущего состояния объекта, прогноза его изменения в будущем, исследования влияния входных параметров на выходную величину. В качестве примера можно привести определение выручки предприятия по заданным значениям цены и количества проданного товара.

Обратная задача является более сложной по сравнению с прямой и заключается в таком подборе исходных величин, который обеспечил бы заданное значение результирующей переменной, т.е. дает ответ на вопрос «как сделать так, чтобы?». Впервые подобные задачи в области математической физики были представлены в работах (Тихонов, 1943; Тихонов, Арсенин, 1986) и получили название «некорректных». Целью решения обратных задач в области экономики, как правило, является формирование оптимальных управленческих решений. Например, определение количества проданного товара и цены, которые бы обеспечили необходимый прирост выручки.

Решение обратной задачи является неотъемлемой функцией систем поддержки принятия оптимальных решений (Одинцов, Романов, 2014; Медведев, Победаш, Смольянинов, 2013; Дик, 2001). Так, в работе (Медведев, Победаш, Смольянинов, 2013) среди этапов разработки информационной системы обозначена постановка динамической задачи оптимального управления и выбор методов её решения, в качестве которых могут быть использованы генетические

1. Кандидат технических наук, доцент кафедры автоматизированных систем управления, Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники.

алгоритмы, алгоритмы, основанные на принципах Беллмана и Портнягина. В случае линейности целевой функции и ограничений задача превращается в задачу линейного программирования.

Статья Смирнова и Напреенко (Смирнов, Напреенко, 2011) посвящена решению экономических задач, в том числе обратных, с помощью аппарата недоопределенных вычислений. Модель представляется в виде набора ограничений, которые могут иметь вид уравнений, неравенств, логических выражений. Авторами создана компьютерная сетевая среда для создания моделей экономики.

Обратные вычисления заключаются в определении приращений аргументов, обеспечивающих заданное приращение функции (Одинцов, 2004; Дик, 2001). Для нахождения решения задача доопределяется дополнительной информацией, такой как, например, коэффициенты относительной важности аргументов. Обратные вычисления являются эффективным инструментом, успешно применяющимся в разных областях: экономике (Бармина, Квятковская, 2010), образовании (Виштак, Штырова, 2014).

Также существуют работы, посвященные решению обратной задачи применительно к конкретным экономическим моделям. Так, в статье Урусовой (Урусова, 2007) рассматривается решение обратной задачи определения параметров модели Солоу односекторной экономики. Решение задачи сводится к решению нескольких задач квадратичного программирования.

Некоторые авторы (Семенчин, Невечеря, 2014) приводят решение обратной задачи модели самоорганизации рынка труда: определение вероятности увольнения работника и нахождения безработным работы в другой отрасли. Методика решения задачи включает интерполирование исходных данных и последующее применение регуляризации методом Тихонова.

Цель данной работы заключается в исследовании существующих и разработке новых методов решения обратных задач экономического анализа. Рассмотрены простые примеры формирования выручки и прибыли компании с помощью метода обратных вычислений и его модификации, а также рассмотрено решение обратной задачи факторного анализа и решение задачи нелинейного программирования.

Обратные вычисления

Взаимосвязь показателей может быть представлена в виде дерева, на первом уровне которого расположен результирующий показатель, на втором – показатели, его формирующие и т.д. Рассмотрим случай мультипликативной зависимости для функции двух аргументов (рис. 1): выручка (r) равна произведению цены (p) и количества товара (c):

$$r = p \cdot c. \quad (1)$$

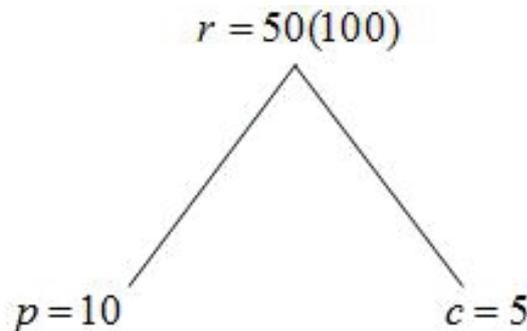


Рисунок 1. Зависимость показателей

Исходные данные: $r = 50$ усл.ден.ед., $p = 10$ усл.ден.ед., $c = 5$ усл.ед. Необходимо определить значения цены и количества, которые обеспечат величину выручки, равную 100 (1). Без дополнительных ограничений данная задача может иметь множество решений. На рисунке 2 изображена изокванта – линия, в которой функция постоянна и равна заданному числу (в данном случае 100). Любая точка графика позволит получить решение задачи.

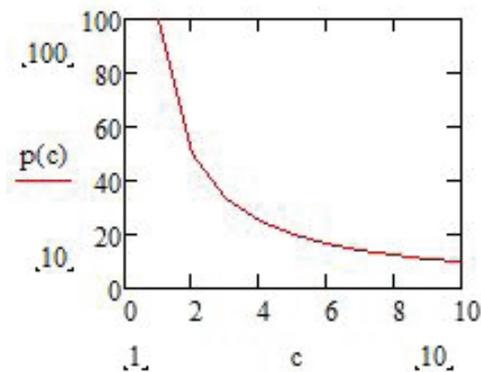


Рисунок 2. Изокванта

Решение обратных задач с помощью обратных вычислений - это получение точечных значений приростов аргументов функции на основании ее задаваемого значения и дополнительной информации, поступающей от лица, формирующего решение. В частности, в качестве такой информации могут быть указаны коэффициенты относительной важности целей, индивидуальные коэффициенты прироста аргументов, единый коэффициент прироста аргументов.

В случае использования коэффициентов относительной важности решение задачи может быть получено путем решения системы уравнений:

$$\begin{cases} r \pm \Delta r = f(p \pm \Delta p(\alpha), c \pm \Delta c(\beta)); \\ \frac{\Delta p}{\Delta c} = \frac{\alpha}{\beta}; \\ \alpha + \beta = 1, \end{cases} \quad (2)$$

где Δp , Δc – приращение аргументов;

α, β – коэффициенты относительной важности приращений Δp , Δc соответственно;

$r, \Delta r$ – исходное значение и приращение результирующей функции.

Определение цены и количества товара может быть выполнено тремя способами в зависимости от соотношения величин прироста аргументов (табл. 1).

Таблица 1

Вид зависимости	Варианты достижения цели					
	Прирост результата +			-		
Мультипликативная $p(\alpha) \cdot c(\beta)$	p^+, c^+	$p^+, c^-, \alpha > \beta$	$p^-, c^+, \alpha < \beta$	p^-, c^-	$p^+, c^-, \alpha < \beta$	$p^-, c^+, \alpha > \beta$

Установим значения коэффициентов важности приращений аргументов функции: $\alpha = 0,75$ и $\beta = 0,25$.

Тогда решение задачи может быть получено с помощью решения следующей системы уравнений (2):

$$\begin{cases} r + \Delta r = (p + \Delta p)(c + \Delta c); \\ \frac{\Delta p}{\Delta c} = \frac{\alpha}{\beta}. \end{cases} \quad (3)$$

Решая систему (3), получим:

$$\frac{\Delta p}{\Delta c} = 3$$

$$\Delta p = 3\Delta c$$

$$(c + \Delta c)(p + 3\Delta c) = 100$$

$$(5 + \Delta c)(10 + 3\Delta c) = 100$$

$$3\Delta c^2 + 25\Delta c - 50 = 0$$

$$\Delta c = 1,67$$

$$\Delta p = 3 \cdot 1,67 = 5.$$

Значения количества проданного товара и цены равны: $c = 6,67$, $p = 15$.

Возможна ситуация, когда существует ограничение на величину одного из аргументов. Данная проблема решается с помощью корректировки коэффициентов пропорциональности (Одинцов, Романов, 2014). Также в статье (Одинцов, Романов, 2014) описана итерационная процедура оптимизации, с помощью которой можно получить результат с учетом заданных ограничений. В простейшем случае возможна корректировка излишка или дефицита за счет другой величины. Предположим, что существуют ограничения: $4 \leq c \leq 6$, $10 \leq p \leq 17$. В этом случае наблюдается избыток количества на 0,67 усл.ед., который можно восполнить за счет цены. Тогда:

$$(15 + \Delta p) \cdot (6,67 - 0,67) = 100$$

$$\Delta p = 1,67.$$

Если результирующая величина зависит от нескольких переменных, можно использовать процедуру свертки, либо решить систему с $n+1$ уравнениями (n – число аргументов).

При компьютерной реализации данного метода необходимо осуществлять проверку соответствия введенных значений коэффициентов относительной важности поставленной цели задачи (табл. 1), анализировать область определения величин (Дик, 2001). Использование линейного уравнения связи (Айвазян, Мхитарян, 1998) позволяет уменьшить число проверок, т.к. предусматривает рассмотрение двух видов зависимости между терминальными вершинами (p, c): прямой и обратной:

$$p = a + \lambda bc, \tag{4}$$

где $\lambda = -1$ в случае обратной зависимости, 1 – в случае прямой зависимости.

Параметры уравнения определяются по формулам: $b = \frac{\alpha}{\beta}$, $a = p_0 - b \cdot c_0$ (c_0, p_0 – начальные значения аргументов функции).

Определение выручки и количества проданного товара с помощью линейного уравнения в случае прямой зависимости (4) осуществляется следующим образом:

$$\alpha = 10 - \frac{0,75}{0,25} \cdot 5 = -5$$

$$p = -5 + 3c.$$

Подставляем полученную зависимость в исходную формулу:

$$(-5 + 3c)c = 100$$

Решая квадратное уравнение, получим:

$$c = 6,67$$

$$p = -5 + 3 \cdot 6,67 = 15.$$

Также может быть рассмотрен следующий пример зависимости функции от трех аргументов.

Прибыль (p) организации равна разности выручки (r) и постоянных (c) и переменных (v) затрат:

$$p = r - c - v. \quad (5)$$

Исходные данные (усл.ден.ед.): $p = 200, r = 400, c = 50, v = 150$. Ставится задача определения уровня выручки, переменных и постоянных затрат для увеличения прибыли на 150 тыс. (5).

При этом коэффициенты относительной значимости равны: $\alpha = 0,8, \beta = 0,1, \gamma = 0,1$ (рис. 3).

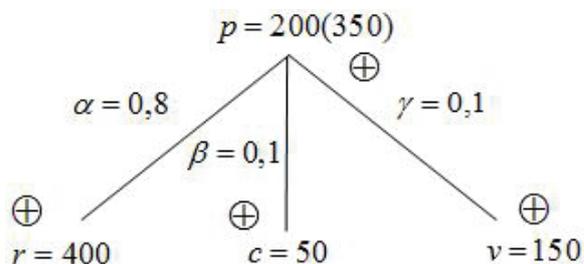


Рисунок 3. Трехфакторная модель

Функция зависимости выручки от постоянных затрат:

$$\alpha' = \frac{0,8}{0,9} = 0,89 \quad \beta' = \frac{0,1}{0,9} = 0,11$$

$$400 - \frac{0,89}{0,11} \cdot 50 = -4,5$$

$$r = -4,5 + 8,09 \cdot c$$

Линейное уравнение связи между постоянными и переменными затратами:

$$\beta'' = \frac{0,1}{0,2} = 0,5 \quad \gamma'' = \frac{0,1}{0,2} = 0,5$$

$$50 - \frac{0,5}{0,5} \cdot 150 = -100$$

$$c = -100 + v$$

Определение искомым величин:

$$p = (-4,5 + 8,09 \cdot (-100 + v)) - (-100 + v) - v = 350$$

$$6,09 \cdot v = 1063,5$$

$$v = 174,63$$

$$c = -100 + 174,63 = 74,63$$

$$r = -4,5 + 8,09 \cdot 74,63 = 599,26$$

Задача (рис. 3) может быть решена и с помощью процедуры свертки. Нужно определить дополнительную переменную s , характеризующую общие затраты. Тогда задача разбивается на две подзадачи (рис. 4). Сначала необходимо определить прирост выручки и общих затрат, а затем изменение постоянных и переменных затрат. Значения коэффициентов пропорциональности нормируются таким образом, чтобы их сумма была равна единице.

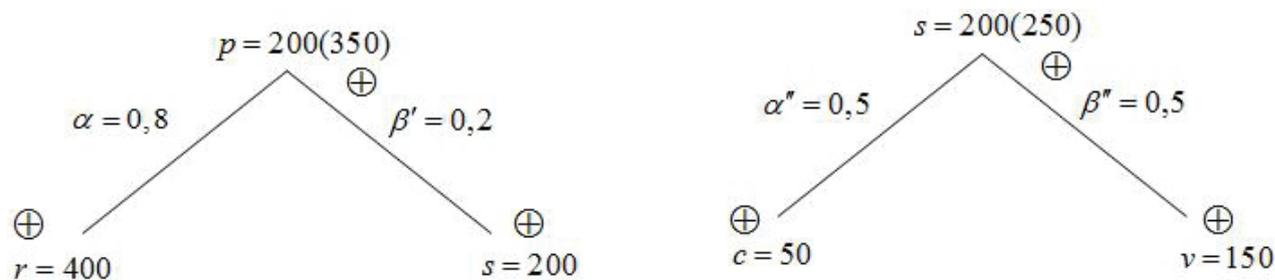


Рисунок 4. Разбиение на подзадачи

Решение первой подзадачи:

$$r = -400 + 4 \cdot s$$

$$-400 + 4 \cdot s - s = 350$$

$$s = 250$$

$$r = 600.$$

Решение второй подзадачи:

$$c = -100 + v$$

$$-100 + v + v = 250$$

$$2 \cdot v = 350$$

$$v = 175$$

$$c = 75.$$

Аналогичным способом происходит решение задачи при большем числе аргументов. В качестве примеров таких моделей можно привести рейтинговую оценку организации, интегральные показатели (кредитоспособности, платежеспособности и т.д.) и др. Также уравнение может быть использовано в детерминированных моделях и для определения значений в будущем с учетом сезонности. В этом случае в качестве аргументов выступают значения показателя в разные сезоны года, а результирующей величиной будет их сумма.

Факторное влияние

Из теории факторного анализа (Баканов, Шеремет, 1998; Чеботарев, 2003) известно, что общее изменение результата равно сумме изменений результирующего показателя за счет изменения каждого фактора:

$$\Delta y = \sum_{i=1}^n \Delta y_{x_i}, \quad (6)$$

где Δy – изменение результирующей величины;

Δy_{x_i} – изменение результирующей величины за счет фактора x_i ;

n – число факторов.

В случае аддитивной модели сумма изменений всех факторов будет равна изменению результирующей величины. Однако в других типах зависимостей (мультипликативной, кратной, смешанной) существует эффект от совместного взаимодействия факторов.

Метод заключается в установлении для каждого фактора величины влияния на результирующий показатель и решении полученной системы уравнений. Далее рассчитанные значения подставляются в исходное соотношение для нахождения остатка от влияния факторов и корректировки полученных величин.

Рассмотрим пример по определению цены и количества проданного товара для получения заданного значения выручки. Изолированное влияние первого фактора на результирующую

величину составит $c_0 p_1 - r_0$, а второго – $p_0 c_1 - r_0$. Сумма влияния этих факторов (6) должна быть равна 50. Кроме того, нужно определить величины изменения результата за счет каждого фактора. Полученная система имеет вид:

$$\begin{cases} c_0 p_1 - r_0 = r_p; \\ p_0 c_1 - r_0 = r_c; \\ r_p + r_c = \Delta r. \end{cases} \quad (7)$$

Примем следующие значения: $r_p = 37,5, r_c = 12,5$, что означает: за счет изменения цены выручка увеличится на 37,5, за счет количества – на 12,5. Тогда решение системы (7):

$$5p_1 - 50 = 37,5, p_1 = 17,5$$

$$10c_1 - 50 = 12,5, c_1 = 6,25.$$

Считая, что остаток (*rem*) от взаимодействия факторов распределяется равномерно, определим его значение:

$$(p_1 - rem)(c_1 - rem) = r_1$$

$$(10 - rem)(5 - rem) = 100$$

$$rem = 0,4$$

$$p_1^* = p_1 - rem = 17,1$$

$$c_1^* = c_1 - rem = 5,85.$$

Если один из аргументов должен быть уменьшен, а другой увеличен, то это отражается при определении величин влияния r_p и r_c .

Рассмотрим случай, когда зависимость обратная, пусть $r_p = 60, r_c = -10$. Тогда решение системы (6):

$$5p_1 - 50 = 60, p_1 = 22$$

$$10c_1 - 50 = -10, c_1 = 4$$

$$(22 - rem)(4 - rem) = 100$$

$$rem = -0,45$$

$$p_1^* = p_1 - rem = 22,45$$

$$c_1^* = c_1 - rem = 4,45.$$

Таким образом, увеличение выручки произошло за счет значительного повышения цены при уменьшении количества проданного товара. В случае ограничения на один из аргументов необходимо установить соответствующие значения r_p и r_c , вытекающие из соотношений приращений. Так, если существует ограничение на количество, например, $c_1 \leq 3$, то значение величины влияния должно быть меньше -20: $r_c \leq -20$.

Если число аргументов больше двух, то для решения задачи нужно решить систему с $n+1$ уравнениями, где n – число факторов.

Нелинейное программирование

Рассмотрим теперь решение этой же задачи с помощью нелинейного программирования. В общем виде задачи нелинейного программирования имеет вид:

$$\begin{aligned} f(x) &\rightarrow \min, x \in R^n; \\ h_i(x) &= 0, i = \overline{1, m}, \end{aligned} \quad (8)$$

где $f(x)$ – целевая функция;

$h_i(x)$ – ограничения.

Определение приращений аргументов можно представить в виде задачи нелинейного программирования (8) с квадратичной целевой функцией:

$$\begin{aligned} f(\Delta x) &= \Delta x_1^2 + \Delta x_2^2 \rightarrow \min; \\ (x_1 + \Delta x_1)(x_2 + \Delta x_2) &= y + \Delta y. \end{aligned} \quad (9)$$

Для случая определения цены и количества задача (9) будет иметь вид:

$$\begin{aligned} \Delta p^2 + \Delta c^2 &\rightarrow \min \\ (10 + \Delta p)(5 + \Delta c) &= 100. \end{aligned}$$

Используя средства Excel, вычисляем значения: $\Delta p = 2,17, \Delta c = 3,22$, следовательно, $p = 12,17, c = 8,22$.

Данный метод позволяет определить минимальные приращения аргументов, обеспечивающие заданное приращение функции. При этом считается, что соотношение приращений роли не играет.

Также может быть установлено дополнительное ограничение на одно из приращений. Предположим, что цена не может увеличиться больше, чем на два рубля: $\Delta p \leq 2$,

Полученное в Excel решение: $\Delta p = 2, \Delta c = 3,33, p = 12, c = 8,33$.

В случае использования стандартных пакетов (Excel, MathCad) получение решения не представляет труда, т.к. эти системы располагают встроенными средствами оптимизации. Для реализации метода без применения инструментов существующих пакетов необходимо использовать методы оптимизации, такие как, например, метод множителей Лагранжа. В соответствии с этим методом задача преобразуется в задачу оптимизации без ограничений:

$$L(x, \lambda) = f(x) - \lambda h(x) \rightarrow \min, \quad (10)$$

где $L(x, \lambda)$ – функция Лагранжа;

$\lambda = const$ – множитель Лагранжа, на знак которого никаких требований не накладывается.

Запишем задачу (9) в виде задачи оптимизации без ограничений (10):

$$\Delta p^2 + \Delta c^2 - \lambda [(10 + \Delta p)(5 + \Delta c) - 100] \rightarrow \min$$

Частные производные:

$$\frac{\partial L}{\partial \Delta p} = 2\Delta p - \lambda(5 + \Delta c)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \Delta c} = 2\Delta c - \lambda(10 + \Delta p).$$

Для получения окончательного решения необходимо решить систему уравнений с тремя неизвестными:

$$\begin{cases} 2\Delta p - \lambda(5 + \Delta c) = 0 \\ 2\Delta c - \lambda(10 + \Delta p) = 0 \\ (10 + \Delta p)(5 + \Delta c) - 100 = 0 \end{cases}$$

Получим: $\lambda = 0,53, \Delta p = 2,17, \Delta c = 3,22$.

Заключение

В статье на простых примерах формирования выручки и прибыли предприятия рассмотрено решение обратных задач методом обратных вычислений и его модификацией, факторного влияния, нелинейного программирования. Предложенная модификация метода обратных вы-

числений заключается в подстановке в исходную зависимость линейного уравнения вида $y = ax + b$ связи между аргументами, что позволяет снизить число проверок соответствия коэффициентов относительной важности поставленной цели. Также рассмотрено решение обратной задачи факторного анализа: определение величин факторов по заданным значениям факторных влияний. Наконец, с помощью метода нелинейного программирования получено решение обратной задачи с минимальным значением суммы квадратов приростов аргументов.

Рассмотренные методы могут быть использованы при формировании управленческих решений, а выбор метода обуславливается требованием к полученным результатам, информации, предоставляемой лицом, принимающим решение, наличием программных средств.

Список литературы

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика. Основы эконометрики. М.: Юнити, 1998. – 1005 с.
2. Баканов М.И., Шеремет А.Д. Теория экономического анализа. М.: Финансы и статистика, 1997. – 416 с.
3. Бармина Е.А., Квятковская И.Ю. Мониторинг качества коммерческой организации. Структурирование показателей. Применение когнитивных карт // Вестник Астраханского государственного технического университета. 2010. № 2. С.15–20.
4. Виштак О.В., Штырова И.А. Использование технологии обратных вычислений при мониторинге качества дополнительного образования в вузе // Вестник Астраханского государственного технического университета. 2014. № 2. С.67–73.
5. Дик В.В. Методология формирования решений в экономических системах и инструментальные среды их поддержки. М.: Финансы и статистика, 2001. – 300 с.
6. Медведев А.В., Победаш П.Н., Смольянинов А.В. Система поддержки принятия решений для управления региональным экономическим развитием на основе решения линейной задачи математического программирования // Международный журнал прикладных и фундаментальных исследований. 2013. №12. С. 110–115.
7. Одинцов Б.Е. Обратные вычисления в формировании экономических решений. М.: Финансы и статистика, 2004. – 192 с.
8. Одинцов Б.Е., Романов А.Н. Проблемы создания информационных систем управления эффективностью бизнеса // Вестник Финансового университета. 2014. № 6. С. 22–36.
9. Одинцов Б.Е., Романов А.Н. Итерационный метод оптимизации управления предприятиями средствами обратных вычислений // Вестник Финансового университета. 2014. № 2. С. 60–73.
10. Семенчин Е.А., Невечеря А.П. Об обратной задаче в математической модели самоорганизации рынка труда // Фундаментальные исследования. 2014. № 6. С. 1184–1190.
11. Смирнов К.Е., Напреенко В.Г. Разработка и исследование возможности использования сетевых программных средств на основе аппарата недоопределенных вычислений для моделирования экономических процессов на примере страховой деятельности // Труды МФТИ. 2011. № 2, т. 3. С. 119 – 126.
12. Тихонов А.Н. Об устойчивости обратных задач // ДАН СССР. 1943. №39, т. 5. С. 195–198.
13. Тихонов А.Н., Арсенин В.Я. Методы решения некорректных задач. М.: Наука, 1986. – 288 с.
14. Урусова А.С. Обратная задача для экзогенных параметров модели Солоу // Известия Российского государственного педагогического университета им. А.И. Герцена.

2007. № 53, т. 22. С. 230–232.

15. Чеботарев С.В. Применение экономического факторного анализа для управления хозяйственными процессами // Управление большими системами: сборник трудов. 2003. № 5. С.114–122.

METHODS FOR SOLVING INVERSE PROBLEMS OF ECONOMIC ANALYSIS

Ekaterina B. Gribanova,
PhD in Technique,

Tomsk State University of Control System and Radio Electronics

Abstract

The inverse problem answers the question «how do I...?» and the purpose of solving such problems is the formation of optimal management decisions. The article presents methods for solving inverse problems of economic analysis. The paper describes existing methods: inverse computation, nonlinear programming, and methods developed by modification of known. In particular, it is proposed the use of linear equation and factor of influence. In the first case, the researcher generates a linear equation function of the dependence of values, which are arguments, and solves the resulting system of equations. The use of linear equation allows reducing the number of checks match the original data set objective and requires determination of direction of dependence: direct or inverse relationship between the arguments. As an example, consider the solution of the inverse problem for the multiplicative two-factor model. There is an example of an additive three-factor model and the problem solving, the application of the convolution procedure and of the system of equations. The method of factor effects based on the theory of factor analysis, in particular on equity total changes of result and amount of changes the magnitude of the result due to each factor. The remainder of the interaction of factors is distributed evenly between the arguments. The study used the methodology of the theory of inverse computation, the minimax method of estimation linear equation parameters, methods of factor analysis, optimization methods. The specialist selects the method depending on the requirements to the obtained results, availability of inputs coming from the decision makers, software. System of support of managerial decisions can use the methods developed.

Keywords: inverse problem, inverse computations, linear equation, economic analysis, management decisions

JEL: C58, C38

References

1. Ajvazjan, S.A., Mhitarjan, V.S. (1998), “*Prikladnaja statistika. Osnovy jekonometriki*” [Applied statistics. The basics of econometrics]. Moscow, Juniti Publ., 1005 p.
2. Bakanov. M.I., Sheremet, A.D. (1997), “*Teoriya ekonomicheskogo analiza*” [Theory of economic analysis]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 416 p.
3. 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 Astrahanskogo gosudarstvennogo tehničeskogo universiteta – Journal of Astrakhan State Technical University*, no. 2, pp. 15–20.
4. Chebotarev, S.V. (2003), “Primenenie ekonomicheskogo faktornogo analiza dlya upravleniya khozyaistvennymi protsessami” [The use of economic factor analysis to manage business processes]. *Upravlenie bol'shimi sistemami – Administration of large systems*, no. 5, pp. 114–122.
5. Dik. V.V. (2001), “*Metodologija formirovanija reshenij v jekonomicheskijh sistemah i instrumental'nye sredy ih podderzhki*” [The methodology for creating solutions in economic systems environment and tool support]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 300 p.
6. Medvedev, A.V., Pobedash, P.N., and Smol'janinov, A.V. (2013), “Sistema podderzhki prinjatija reshenij dlja upravlenija regional'nym jekonomicheskim razvitiem na osnove reshenija linejnoj zadachi matematicheskogo programmirovanija” [System of decision support for regional economic development based on the decision linear problem of mathematical programming]. *Mezhdunarodnyj zhurnal prikladnyh i fundamental'nyh*

- issledovanij – International journal of applied and fundamental research*, no. 12, pp. 110–115.
7. Odincov, B.E. (2004), “*Obratnye vychislenija v formirovanii jekonomicheskikh reshenij*” [Inverse computations in shaping economic decisions]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 192 p.
 8. Odintsov, B.E., and Romanov, A.N. (2014), “Problemy sozdaniya informatsionnykh sistem upravleniya effektivnost’yu biznesa” [Problems of creation of information systems of business performance management]. *Vestnik Finansovogo universiteta – Financial University Bulletin*, no. 6. pp. 22–36.
 9. Odintsov, B.E., and Romanov, A.N. (2014), “Iteracionnyj metod optimizacii upravlenija predpriyatijami sredstvami obratnyh vychislenij” [An iterative method for optimizing business management tools inverse calculation]. *Vestnik Finansovogo universiteta – Financial University Bulletin*, no. 2. pp. 60–73.
 10. Semenchin, E.A., and Nevecherja, A.P. (2014), “Ob obratnoj zadache v matematicheskoj modeli samoorganizacii rynka truda” [About inverse problem in the mathematical model of self-organization of the labor market]. *Fundamental’nye issledovanija – Fundamental research*, no. 6, pp. 1184–1190.
 11. Smirnov, K.E., and Napreenko, V.G. (2011), “Razrabotka i issledovanie vozmozhnosti ispol’zovanija setevykh programmnyh sredstv na osnove apparata nedoopredelennyh vychislenij lja modelirovanija jekonomicheskikh processov na primere strahovoj dejatel’nosti” [Development and research of usage of network software tools on the basis of the apparatus of subdefinite calculations to modeling of economic processes on the example of insurance business]. *Trudy MFTI – Proceedings of MIPT*, no. 2, pp. 119–126.
 12. Tihonov, A.N. (1943), “Ob ustojchivosti obratnyh zadach” [On stability of inverse problems]. *DAN SSSR – Reports of the USSR Academy of Sciences*, no. 39, pp. 195–198.
 13. Tihonov, A.N., and Arsenin, V.Ja. (1986), “*Metody reshenija nekorrektnykh zadach*” [Methods for solving ill-posed problems]. Moscow, Nauka Publ., 288 p.
 14. Urusova, A.S. (2007), “Obratnaja zadacha dlja jekzogenykh parametrov modeli Solou” [The inverse problem for the exogenous parameters of the Solow model]. *Izvestija Rossijskogo gosudarstvennogo pedagogicheskogo universiteta – Journal of Russian state pedagogical University*, no. 53, pp. 230–232.
 15. Vishtak, O.V., and 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 Astrahanskogo gosudarstvennogo tehničeskogo universiteta – Journal of Astrakhan State Technical University*, no. 2, pp. 67–73.