

Корпоративные финансы

2018. № 2, т. 16

Электронный журнал

www.cfjournal.hse.ru

ISSN 2073-0438

Адрес редакции:

Высшая школа экономики,
факультет экономических наук,

ул. Шаболовка, д. 26, корп. 4

Тел.: +7 (495) 621 9192

E-mail: Cf@hse.ru

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

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

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

Журнал выходит четыре раза в год (поквартально).

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

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

Требования к авторам изложены на официальном сайте журнала: https://cfjournal.hse.ru/auth_req.html.

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

С публикационной этикой можно ознакомиться на официальном сайте журнала: <https://cfjournal.hse.ru/etika>.

Journal of Corporate Finance Research

2018. Vol. 16. # 2
e-journal

www.cfjournal.hse.ru
ISSN 2073-0438

Contacts:

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

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

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

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

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

Frequency: 4 times per year

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

Guidelines for authors:

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

Редакция

Главный редактор:

Ирина Ивашковская

Ответственный секретарь:

Елена Макеева

Редактор:

Зифа Басырова

Оригинал-макет:

Владимир Кремлёв

Редакционный совет

Ивашковская Ирина Васильевна,

доктор экономических наук, ординарный профессор,
руководитель департамента финансов НИУ ВШЭ

Родионов Иван Иванович,

доктор экономических наук, профессор НИУ ВШЭ

Чиркова Елена Владимировна,

кандидат экономических наук, доцент НИУ ВШЭ

Березинец Ирина Владимировна,

кандидат физико-математических наук,
доцент Санкт-Петербургского
государственного университета

Ружанская Людмила Станиславовна,

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

Международный редакционный совет

Joseph McCahery,

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

Hugh Grove,

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

Elettra Agliardi,

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

Brigitte Granville,

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

Alexander Grigoriev,

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

Eric Beutner,

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

J.H.(Henk) von Eije,

Ph.D., Associate Professor,
University of Groningen

Eugene Nivorozhkin,

Ph.D., Lecturer, University College London

Willem Spanjers,

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

Nicos Koussis,

Ph.D., Frederick University, Cyprus

Editorial board

Irina Ivashkovskaya,

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

Ivan Rodionov,

Doctor of Economics, professor HSE,
Russian Federation

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

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

Lyudmila Ruzhanskaya,

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

International Editorial/ Advisory Board

Joseph McCahery,

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

Hugh Grove,

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

Elettra Agliardi,

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

Brigitte Granville,

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

Alexander Grigoriev,

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

Eric Beutner,

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

J.H.(Henk) von Eije,

Ph.D., Associate Professor,
University of Groningen

Eugene Nivorozhkin,

Ph.D., Lecturer, University College London

Willem Spanjers,

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

Nicos Koussis,

Ph.D., Frederick University, Cyprus

Содержание

Электронный журнал «Корпоративные финансы»

2018. №2, т. 16

www.cfjournal.hse.ru

Новые исследования

- 00 **McCahery J.**
The European Capital Markets Study Estimating the Financing Gaps of SMEs
- 00 **Дьячкова Н.Ф.**
Сопоставление рейтинговых шкал российских и зарубежных агентств: промышленные и финансовые компании

Корпоративная финансовая аналитика

- 00 **Белых В.В.**
Анализ безубыточности: влияние неопределенности выручки
- 00 **Лапшин В.А., Терещенко М.Ю.**
Выбор модели срочной структуры процентных ставок на основе ее свойств
- 00 **Westerman W., Gancherka S.**
Financial and Institutional Determinants of Cash Holdings in the Oil and Gas Industry

Contents

Journal of Corporate Finance Research

2018. Vol. 15. # 1

www.cfjournal.hse.ru

New research

00 Joseph McCahery

The European Capital. Markets Study Estimating the Financing Gaps of SMEs

00 Natalya F. Dyachkova

The comparison of rating scales of russian and foreign agencies: an empirical study for industrial and financial companies

Corporate financial analyst

00 Vasiliy V. Belykh

Stochastic analysis of the break-even of the enterprise

00 Victor A. Lapshin, Maria Y. Tereshchenko

The Choice of the Model of the Term Structure of Interest Rates on the Basis of Its Properties

00 Wim Westerman, Sergey Gancherka

Financial and Institutional Determinants of Cash Holdings in the Oil and Gas Industry

Financial and Institutional Determinants of Cash Holdings in the Oil and Gas Industry

Gancherka Sergei

MSc
Researcher,
Faculty of Economics and Business
University of Groningen
2 Nettelbosje, 9747 AE Groningen The Netherlands
E-mail: gancherka@gmail.com

Westerman Wim

Dr.
Researcher,
Faculty of Economics and Business
University of Groningen
2 Nettelbosje, 9747 AE Groningen The Netherlands
E-mail: w.westerman@rug.nl

Abstract

At the same time a dramatic plunge in energy commodities had pressured companies in the sector to initiate a down-cycle drill by cutting capital expenditures, selling non-core assets, and laying off personnel, the world's top producers still had over half a trillion dollars in liquid assets. The reasons for phenomena such as this in the global oil and gas sector are manifold. This paper analyses the determinants of cash holdings within the oil and gas industry in various geographical markets of the European continent over the period of 2010–2014, using both the tradeoff and pecking order models. The empirical results were acquired with panel data regression analyses. They suggest that cash holdings in the sector are negatively affected by the net working capital, leverage, collateral, and size, while cash flows and capital expenditures have a positive influence on cash reserves. Besides the financial determinants, we also studied the institutional determinants for the cash levels. Our findings offer evidence that firms in countries with strong governance, as measured by the World Governance Index, hold more liquidity. Furthermore, the state of financial market development, as measured by the Global Financial Centers Index, is also positively related to cash holdings with the effect of financial market dominating the effect on governance. Our empirical evaluation is of concern to managers in the oil and gas sector, who should take into consideration the settings of their companies when making corporate cash policy choices.

Keywords: Oil and gas companies, Cash holdings, Financial determinants, Institutional determinants

JEL: G30, Q40

Introduction

During the Global Financial Crisis of 2007–2008, Warren Buffett made an emphatic public declaration from the widely read opinion pages of *The New York Times*. He warned the public that by holding cash it “opted for a terrible long-term asset, one that pays virtually nothing and is certain to depreciate in value” [New York Times, 2008]. Interestingly enough, at the end of 2015, non-financial S&P 500 companies held \$1.44 trillion in cash on their books [MarketWatch, 2015] and ever since the financial crisis, the record high cash holdings of American firms have been attracting significant media attention [Pinkowitz et al., 2013]. In continental Europe, the energy, car, telecom, and utility industries were the greatest liquidity hoarders holding €490 billion [FT, 2015].

In a world of perfect capital markets, a firm does not have the need to hold any cash at all, since it can obtain funding for its profitable investment projects at negligible transaction costs [Modigliani, Miller, 1958]. Thus, cash is merely viewed as negative debt, and hence, there is no optimal cash holding level. However, many international studies demonstrate that companies maintain sizeable portions of their assets in cash. Ferreira and Vilela (2004) found an average cash ratio of 15%.

For the oil and gas sector, Antill and Arnott (2000) spotted the trend of increasing cash holdings early. They noted that the inability of the industry to reinvest all of its free cash at a required profit forced it to develop net cash on their balance sheets. Even though a dramatic plunge in energy commodities pressured companies in the sector to initiate a down-cycle drill by cutting capital expenditures, selling non-core assets, and laying off personnel, the world’s top producers still had over half a trillion dollars in liquid assets at the end of 2014 [Bloomberg, 2015].

Due to the importance of liquidity and its significant role in corporate financial management, various empirical studies have been conducted to explore the factors that influence it. The U.S. studies of Opler et al. (1999) and Kim et al. (1998) lend credence to the tradeoff theory, suggesting an optimal liquidity level that results from equalizing the marginal benefits of cash holdings to their marginal costs [Von Eije, 2012]. Firms increase their cash balances with business risks, capital expenditures, and financial market access constraints, while size, leverage, and dividend payments reduce cash holdings. The pecking order theory [Myers, Majluf, 1984] puts forward the contentious conclusion of zero target cash levels, viewing liquidity as a cushion between retained earnings and investment necessities. To decrease their financing costs, companies fund new projects primarily with retained earnings, then with safe debt and risky debt, and lastly with equity. Having ample operational cash flows at their disposal to finance their investments, a firm repays debt and accumulates cash.

Recent studies using international samples have explored the relationship between cash holdings and country institutional differences, as well as the level of financial market development. The vast majority of these studies [Dittmar

et al., 2003; Ferreira, Vilela, 2004] have confirmed the tradeoff theory and presented evidence that in countries with superior investor protection and a high quality of law enforcement companies tend to carry fewer liquid assets. However, there are some contradicting results concerning the extent of the financial market development, as Ferreira and Vilela (2004) found that a higher level has a negative impact on cash holdings, while Dittmar et al. (2003) observed a positive impact.

Although corporate cash holding determinants have been the subject of many studies, scholars have predominantly focused on U.S. firms, while the empirical evidence of companies from various regions in Europe is not voluminous. Additionally, it is not certain that acquired outputs can be generalized according to specific business sectors, since most previous studies are made across a number of various industries. This point highlights the importance of a sample selection. The selection from the oil and gas industry is particularly relevant, since this sector has been the world’s primary commercial energy supplier for many decades and is believed that its leading role will be preserved in the years to come [EIA, 2017]. Therefore, due to the magnitude of the industry, its unique nature of extensive investments, and a notable need for external capital, we aim to provide new insights regarding the drivers of corporate cash holdings and whether this trend of money pileup in energy companies can be explained.

We reevaluated the relation between cash holdings, a country’s institutional settings and the state of financial market development using a sample of 800 listed and unlisted energy firms from various geographical markets from the European continent, considered over the period of 2010–2014. The underlying research question is: What are the determinants, both financial and institutional, which drive oil and gas companies to hold a certain amount of cash on their balances?

This paper contributes to the limited research on cash-holdings in the oil and gas sector. As opposed to many previous studies that support a tradeoff view, our findings confirmed that both the tradeoff and pecking order models are essential in explaining the determinants of corporate cash holdings. We show that companies from the oil and gas sector in countries with a stronger institutional framework and developed financial markets hold more liquidity when compared to firms operating in countries with weaker governance regimes. We also find that the level of capital market development is positively related with cash holdings, indicating that oil and gas companies hold more cash when they can do so.

The structure of the article proceeds as follows. Section 2 highlights the underlying financial theory and arguments as to why a company may opt to hold cash. Section 3 introduces the methodology and the data sample. Every variable deployed was given a detailed description, as well as an explanation regarding the applicability of the selected variables to our study. Section 4 presents the empirical findings. Section 5 summarizes the results and suggests directions for further empirical research.

Theoretical framework

In the following part, we present the prevailing theories on corporate cash holdings. As there are numerous and sometimes contradictory financial ideas on the matter, we limit the scope of this review to our underlying assumptions about the topic. We begin by featuring some financial theories, then proceed to elaborate on the possible reasons for holding cash, and lastly, we present some outlines of recent research.

Theory and empirical hypotheses

Irrelevance of cash holdings

In a world of efficient capital markets, there is no incentive to hold any liquidity as, once needed, it can be drawn from markets without hindrance and at a reasonable price [Opler et al., 1999]. Consequently, in the absence of a liquidity premium, cash holdings have no opportunity cost and do not maximize shareholder wealth. According to the classic Modigliani-Miller theory, the market value of a company has no dependence on its financing structure. In a world of perfect and frictionless capital markets, firms are always able to secure funding for their present positive net value projects so cash reserves are irrelevant. In practice, companies operate in imperfect markets and as a result, there are valid reasons for why they may opt to carry liquidity on their balance sheets and not consider external financing as a perfect substitute for internal ones.

Tradeoff theory

According to the tradeoff theory, companies establish their optimal level of liquidity by weighing the marginal costs and benefits of holding cash [Ferreira, Vilela, 2004]. The primary cost associated with cash holdings is frequently called the cost-of-carry and results from an inferior return relative to other investments of the same risk. The benefits of having ample liquidity balances arise from two motives: transaction and precautionary [Dittmar et al., 2003].

Tobin (1956) found that corporate cash balances are dependent on the transaction costs that a company is exposed to while converting non-cash financial assets into cash. Due to the economies of scale, large firms carry less liquidity. Later, Mulligan (1997) confirmed that big companies tend to hold less cash as a percentage of sales compared to small companies. The transaction cost motive also considers the charges for obtaining external financing. In the presence of a liquid asset shortage, a firm will have to choose between various options: dividend and investment reduction, asset sale or borrowing funds in capital markets, with the latter being the more preferred choice [Opler et al., 1999]. The expenses attached to accessing the financial market prompt the company to resort to external financing less often and to hold an optimal amount of cash as a buffer [Kim et al., 1998]. Companies with better investment prospects are assumed to be in possession of larger liquid reserves in order to pursue the optimal investment policy and therefore the

level of capital spending should be positively related to cash balances [Dittmar et al., 2003]. Bates et al. (2009) pointed to the substitution effect of working capital due to its relatively simple and quick transformation features: firms with large numbers of working capital tend to have less cash.

This precautionary motive is regarded as a preventative measure against unforeseen circumstances. The mitigation of the costs of financial distress compels firms to hold ample funds in terms of liquidity and in readily available lines of credit. Opler et al. (1999) highlight the advantage of keeping a portion of capital in the form of liquid assets, since it helps avoid passing on profitable projects due to a liquidity shortage.

Pecking order theory

Numerous market imperfections increase the costs of external financing. Donaldson (1961) observed the substantial inclination of management towards internal generation as a source of new funds. In case the need for external financing prevailed, management seldom turned to issuing equity, regarding debt as a more preferable option. As an extension, Myers (1984) and Myers and Majluf (1984) set the framework in the context of the rational expectation equilibrium. Since a seller exercises an informational advantage over a buyer, in the absence of all integral information regarding the state of the firm, the providers of capital will demand a premium for investing in or granting credit to an entity. Thus, to minimize asymmetric information and other financing costs, management will give preference to retained earnings first, then to debt, and lastly to equity.

Such a hierarchy of financial policies gained widespread recognition as the pecking order theory. Presented with sharp adverse selection costs, a company might pass on accepting value-creating projects, because it will not prove able to raise the necessary funds. As a viable response to this scenario, aiming to circumvent adverse selection costs and to not pass on positive NPV projects, a firm may choose to bulk up its financial slack (Myers, 1984). For oil companies, Chen (2016) provides evidence of a “pecking order” existing in relation to cash flows. Firms that are constrained primarily deploy their cash flows for the accrual of cash reserves, while unconstrained firms direct their cash flows towards discharging liabilities and arranging a share repurchase program once positive cash flow shocks occur.

Institutions and macroeconomic exposure

Scholars have started focusing more on how formal and informal institutions, called “rules of the game”, are influencing the organizational and commercial behaviour of companies [North, 1991; Scott, 2014]. Drawing on original research, Acemoglu and Robinson (2012) argue that inclusive political institutions provide incentives for capital investments and economic growth. According to Bushman and Piotroski (2006), political and legal systems substantially contribute to company activity.

Bae and Goyal (2006) showed that the protection of creditor and property rights largely decreases the costs of raising funds from banks. Extending credit in economies with underdeveloped governance constitutes a significant expropriation threat, which ends up contracting the local credit distribution [Seifert, Gonenc, 2016]. Thus, strong country governance with a widely recognized rule of law and vigorously pursued creditor rights promote lower liquidity holdings within firms, while in riskier economies, companies would opt to hold more cash as a safeguard against adverse shocks [Pinkowitz et al., 2006].

Determinants of cash holdings

Financial determinants

Collateral is pledged against a loan in order to secure financing. Von Eije (2012) suggests that the manufacturing characteristics of a firm are likely to serve as collateral for debt issues. Berger and Udell (1998) point out that creditors often expect riskier borrowers to provide security for their loans. Covered loans to the oil and gas industry are deemed to be less risky compared to unsecured bonds, which could bring near-complete losses [Bloomberg, 2016]. Firms in possession of low collateral value assets are up against significant challenges in sourcing an external finance supply, forcing companies to reserve liquidity. Thus, we expect to find a negative link between cash holdings and collateralizable assets.

A company's cash holdings could be regarded as retained historical cash flows. Given the volatility of moderate cash flow, a high, current cash flow should translate to relatively high cash holdings, yielding a positive relation between the two. Additionally, according to the pecking order theory, companies will resort to internally generated funding before going to the external capital market. Therefore, large cash flows will be consistent with higher cash holdings, as confirmed by Opler et al. (1999). However, Kim et al. (1998) argue that cash flow provides an additional source of liquidity, viewing it as a cash substitute. Therefore, the relation should be negative. Consequently, the estimated relationship between cash holdings and cash flow is ambiguous.

Seifert and Gonenc (2016) found that company size holds an inverse relation to cash holdings, since larger firms are more predisposed to easier borrowing terms and effectively are spared from keeping excessive liquidity. Larger firms display fewer articulate information asymmetries and lower adverse selection costs since they are generally well developed, have established disclosure procedures, and capture more of market's attention. In addition, due to the economies of scale in obtaining external capital, smaller firms face higher financing costs prompting them to hold more liquidity [Ozkan, Ozkan, 2004]. Moreover, larger firms tend to be more diversified and thereby experience lower risk of going into financial distress, supporting the idea that smaller firms should hold more cash [Titman, Wessels, 1988]. Thus, we may assume the expected impact of firm size on cash holdings to be negative.

The fundamental advantage of corporate liquidity is its function as internal funding for value creating projects. In a pecking order environment, debt is expected to increase within a company when investment surpasses the retained earnings and to decrease when investment is less than the retained earnings. Ferreira and Vilela (2004) suggest that cash holdings should correspondingly adhere to an inverse dynamic. Cash balances are reduced when investments exceed the retained earnings and rise once investments are less than the retained earnings. In this manner, such a notion justifies the assumption of an inverse relation between cash and leverage. In much the same way, Kim et al. (1998), Opler et al. (1999) and Ozkan and Ozkan (2004) also lend credence to an inverse relation between leverage and cash holdings considering that companies can issue debt to generate cash when internal funds are small. However, this indebtedness also increases the probability of financial distress, forcing the accumulation of liquid resources. This could be viewed as a hedging tool [Acharya et al., 2007], which leads to a positive impact. Hence, the estimated relationship between cash holdings and leverage is ambiguous.

In an environment of volatile oil prices, tighter regulations and intense pressure from shareholders, oil and gas companies have been focusing meticulously on cash and working capital management by aiming to increase returns and to deliver a satisfactory cash flow to support investments and dividends [EY, 2014]. Working capital aids the industry by tapping into valuable liquidity resources and the optimization of this working capital is able to unlock the cash to support itself and invest for the future [PwC, 2015]. Opler et al. (1999) found that net working capital may serve as a substitute for cash and could be readily and relatively efficiently converted into liquidity once the need arises. Therefore, we expect to observe negative relations between the liquid asset holdings and net working capital.

Previous studies on cash holdings have shown mixed results regarding capital outlays. For instance, Mikkelsen and Partch (2002) found that high cash reserves are accompanied by greater investments, while Kalcheva and Lins (2007) observed companies with larger capital expenditure holding less liquidity. In general, the tradeoff theory predicts a positive relationship between capital expenditures and cash holdings, since firms increase their cash balances to finance capital expenditures, while the pecking order theory suggests a negative relationship as companies primarily finance their investment projects with accumulated cash [Dittmar et al., 2003]. Therefore, the relation between capital expenditures and liquidity reserves is equivocal.

Institutional determinants

Strong governance ensures better property right protection by enforcing business contracts and it also improves lenders' confidence, as the probability of loan repayment and collateral repossession increases [Ayyagari et al., 2010]. Sound governance regimes contribute to lower

liquidity holdings within firms by reducing uncertainty [Seifert, Gonenc, 2016], while in riskier economies, companies tend to reserve liquidity as a precautionary measure [Pinkowitz et al., 2006]. Consequently, we expected to find a negative relationship between the quality of a country's institutional framework and the cash holdings of companies.

For the industry, access to developed financial markets is of prominent importance. Even at times when the oil price was above \$100 per barrel, major oil firms routinely needed to raise capital to cover their outlays [WS], 2015]. Besides internal actions to raise liquidity, whether through capital expenditure cuts, reductions in dividend distributions and headcount contraction, energy firms regularly turn to external sources via debt or equity offerings. According to Brogan (2015), small-cap explorers usually resort to equity issuance, whereas midcap to large-cap independent oil and gas producers are the largest users of reserve-based lending facilities from banks. Big

international oil firms heavily rely on the support from banks, infrastructure funds, pension funds, and other institutions.

Fewer developed financial markets provide a limited credit supply and higher transaction costs for obtaining additional financial resources, which ultimately results in firms hoarding more cash [Ferreira, Vilela, 2004]. Better access to finance decreases the marginal value of cash, reducing the necessity to hold a large amount of precautionary liquidity [Faulkender, Wang, 2006]. Therefore, we expected to observe an inverse relationship between cash holdings and country's capital market state. However, as noted by La Porta et al. (1997), countries with strong governance mechanisms, as indicated by the legal framework and quality of law enforcement, have better developed financial markets. Thus, we employed models that assess the impact of both factors on cash holdings and allow the comparison of their role in explaining cash reserves. See Table 1 for a summary of the above.

Table 1. Determinants of Cash Holdings

Variable	Relation with cash holdings	Explanation
Firm size	Negative	Economies of scale, financial constraints
Collateralizable value of assets	Negative	Ease of securing credit
Cash flow	Negative/Positive	Ready source of liquidity/ Preference for financing with internal sources
Leverage	Negative/Positive	Increased funding costs/ Avoidance of financial distress
Financial market development	Negative	Ease of access to external financing
Country governance	Negative	Uncertainty reduction
Capital Expenditures	Negative/Positive	Decrease of internal funds/ Investment support
Net working capital	Negative	Source of additional liquidity

Hypothesis development

In view of the above, we constructed hypotheses related to corporate cash holdings that were subsequently tested and analyzed. Cash holdings in the oil and gas industry were estimated by applying the factors found to influence the cash policies of non-energy companies: collateralizable value of assets, cash flow, firm size, leverage, country governance, capital market development, and net working capital. We will use these explanatory attributes as proxies for the determinants of cash holdings.

H1: Corporate cash holdings are inversely related to firm size

H2: Corporate cash holdings are inversely related to the firm's collateralizable assets

H3: Corporate cash holdings are inversely related to the firm's cash flow

H4: Corporate cash holdings are inversely related to firm leverage

H5: Corporate cash holdings are inversely related to the firm's net working capital

H6: Corporate cash holdings are positively related to the firm's capital expenditures

H7: Corporate cash holdings are lower in countries with strong governance

H8: Corporate cash holdings are lower in developed financial markets

Methodology and data collection

In this section, we describe the dataset that was used as well as our variables and methodology. We bring into focus the quantifiable observations that can be examined statistically and produce solid generalizations.

Sample and Data

In order to carry out the practical part of the research, we collected secondary data from the ORBIS database, compiled by the Bureau Van Dijk. The database includes information on firms around the world, derived from their annual financial statements. In a few particular occurrences, we used primary data obtained directly from the annual reports. The sample includes listed and non-listed oil and gas companies (NACE codes 061, 0610, 06, 0620, 091, 0910, 495, 4950, 3523) from 33 European countries between the years of 2010-2014. Companies that relocated their nominal registration to other jurisdiction or subsidiaries of foreign firms were excluded. The countries that are presented vary in their institutional and economic aspects. Some were left out as companies from a sector that were lacking in some aspect.

After the corresponding criteria were applied, we proceeded to do a panel construction consisting of 800 firms representing 4,000 firms in total from yearlong observations. The sample firms meet the following criteria: (a) they possess more than \$20 million in total assets; (b) have a turnover of more than \$1 million; and (c) hold more than \$0.5 million worth of cash reserves. Predominantly, we needed variables such as the total assets, tangible assets, working capital and cash holdings to be positive, as well as any other variable defined as positive. The data covering the governance issues was acquired from the World Bank World Governance Index website and the information on the capital market from the Z/Yen Group and their Global Financial Centers Index.

As a measure of country-level governance, the World Governance Index (WGI) aggregates six key dimensions of governance: Voice and Accountability, Political Stability,

Lack of Violence, Government Effectiveness, Regulatory Quality, Rule of Law and Control of Corruption. The Global Financial Centers Index (GFCI) was obtained from a publishing agency website. This index encompasses two blocks: instrumental factors and financial center assessments.

Instrumental factors consist of five broad areas constituting the competitiveness of a capital market: Business Environment, Financial Sector Development, Infrastructure, Human Capital, Reputational and General Factors. The World Bank, The Economist Intelligence Unit, the OECD and the United Nations provided these quantitative measures. Supplementary, we involved other firm characteristics, which we anticipated would influence cash reserves.

Variable construction

Analogous with Ozkan and Ozkan (2004), we employed the variable CASH1, constructed as the ratio of cash and marketable securities to total assets. We also used the variable CASH2, which is identical to CASH1 except that the denominator is computed as the total assets minus the cash and cash equivalents (Opler et al., 1999). Higher values of these variables will denote higher levels of liquidity within the company. Similarly to Titman and Wessels (1988), we used two proxies for size: SIZE1 was estimated as the natural logarithm for sales and SIZE2 as the natural logarithm for total assets. Capital market development (GFCI) was calculated by considering data from The Global Financial Centers Index. For leverage (LEV), we used the total debt to total assets. We measured capital expenditures (CAPEX) as capital expenditures to total assets. Net working capital (NWC) was estimated as the net current assets minus cash. Cash flow was considered as the pre-tax profits plus depreciation over sales (CF1) or total assets (CF2). Collateralizable assets (COLL) were a proxy for the collateral firm's need to secure the loan and were calculated as tangible assets over total assets. The measures of the country institutional framework characteristics (WGI) were governance scores obtained from the World Governance Index. For more on the definitions of the variables mentioned see Table 2 below.

Table 2. Description of Variables

Name	Definition
Cash holdings (CASH1)	Cash + Marketable securities/Total assets
Cash holdings (CASH2)	Cash + Marketable securities/Total assets – (Cash + Marketable securities)
Size (SIZE1)	ln (Sales)
Size (SIZE2)	ln (Assets)
Leverage (LEV)	Total debt/Shareholders equity
Cash flow (CF1)	Pre-tax profits + Depreciation/Sales
Cash flow (CF2)	Pre-tax profits + Depreciation/Total assets
Net Working Capital (NWC)	(Working capital – (Cash + Marketable securities))/Total assets
Capital expenditures (CAPEX)	Capital expenditures/Total assets
Capital market development (GFCI)	ln (GFCI)
Collateralizable assets (COLL)	Tangible assets/Total assets
Institutional Governance (WGI)	ln (WGI)

Regression model specification

Since the data in our research encloses both time series and cross-sectional elements, the particular set of data would be known as a panel of data. We ran regressions with country-fixed effects, institutional framework characteristics, and the rating of the largest and nearest financial center respectively. Our final regressions employed both of the macro-level factors. All models were estimated using OLS regressions with the Huber-White-Sandwich robust variance-covariance estimator (VCE). The standard errors reported are robust to cross-sectional heteroscedasticity and within-panel serial correlation.

Empirical findings

Descriptive statistics

Table A1 in the appendix presents the descriptive statistics for cash holdings on a country by country base. Summary statistics are presented below. The average values of a cash-to-assets ratio of 12% shown in Table 3 resemble those reported by Damodaran (2005) for U.S. oil and gas companies. The same goes for the mean leverage results (48%). Additionally, the variability of governance (WGI) and Financial market development ratings (GFCI) in Table 4 are, respectively, a bit smaller and somewhat more variable over time.

Table 3. Descriptive statistics for firm-level variables

	Mean	Standard Deviation	Percentile 25	Median	Percentile 75	Valid N
CASH1	.12	.14	.03	.07	.15	4785
CASH2	.23	1.89	.03	.07	.18	4785
SIZE1	12.37	1.81	10.94	11.95	13.37	4785
SIZE2	12.36	2.17	11.18	12.35	13.51	4572
LEV	.48	.26	.28	.49	.66	860
CF1	-5.22	175.01	.01	.07	.23	3788
CF2	-.26	22.18	.04	.08	.15	3907
CAPEX	-.099	.133	-.151	-.085	-.039	672
NWC	.00	.26	-.09	.00	.12	4785
COLL	.32	.29	.03	.25	.55	4758

Table 4. Descriptive statistics for country-level variables

	Mean	Standard Deviation	Percentile 25	Median	Percentile 75	Valid N
voice_accountability	79.0	23.2	75.1	91.9	93.4	4785
Polstab	63.0	22.1	57.3	63.5	76.8	4785
Goveff	79.2	19.1	67.3	89.6	92.8	4785
Regqual	80.5	19.0	74.9	86.7	94.8	4785
Rulelaw	77.1	23.7	63.0	90.1	94.2	4785
Corrupt	74.2	26.7	58.1	90.0	93.4	4785
WGI	75.5	21.5	67.2	86.4	89.3	4785
GFCI	634.4	87.8	581.0	629.0	677.0	4767

Table 5. The effects of financial factors, WGI and GFCI on cash holdings

	-1 cash1	-2 cash1	-3 cash1	-4 cash1	-5 cash1	-6 cash2	-7 cash2	-8 cash2	-9 cash2	-10 cash2
SIZE1	-0.00375** (0.00180)				-0.00512*** (0.00192)	-0.0173*** (0.00622)				-0.0247*** (0.00779)
LEV	-0.165*** (0.0244)	-0.172*** (0.0257)	-0.166*** (0.0249)	-0.168*** (0.0306)	-0.166*** (0.0227)	-0.429*** (0.0793)	-0.472*** (0.0908)	-0.449*** (0.0858)	-0.455*** (0.107)	-0.422*** (0.0734)
CF1	-0.00000869*** (0.00000321)	-0.00000623* (0.00000363)				0.0000212 (0.0000154)	0.0000308* (0.0000177)			
NWC	-0.242*** (0.0334)	-0.251*** (0.0345)	-0.236*** (0.0350)	-0.229*** (0.0409)	-0.222*** (0.0313)	-0.650*** (0.130)	-0.701*** (0.145)	-0.644*** (0.139)	-0.695*** (0.176)	-0.578*** (0.115)
COLL	-0.150*** (0.0195)	-0.155*** (0.0198)	-0.164*** (0.0209)	-0.176*** (0.0252)	-0.166*** (0.0188)	-0.467*** (0.0874)	-0.492*** (0.0941)	-0.525*** (0.101)	-0.618*** (0.130)	-0.508*** (0.0820)
WGI	0.000212 (0.000207)	0.000297 (0.000203)	0.000264 (0.000203)	0.000127 (0.000236)	0.000183 (0.000207)	-0.000976 (0.000607)	-0.000475 (0.000509)	-0.000553 (0.000512)	-0.000903 (0.000635)	-0.00105* (0.000605)
GFCI	0.000128*** (0.0000492)	0.000116** (0.0000472)	0.000115** (0.0000466)	0.000145*** (0.0000532)	0.000141*** (0.0000476)	0.000697*** (0.000208)	0.000637*** (0.000192)	0.000627*** (0.000189)	0.000783*** (0.000221)	0.000706*** (0.000188)
SIZE2		-0.00142 (0.00157)	-0.00326** (0.00163)	-0.00557*** (0.00192)			-0.00465 (0.00400)	-0.0110** (0.00434)	-0.0154*** (0.00554)	
CF2			0.0976*** (0.0374)	0.113*** (0.0380)	0.0851** (0.0360)			0.378*** (0.138)	0.404*** (0.144)	0.372** (0.144)
CAPEX				0.157** (0.0609)					0.516** (0.238)	
Constant	0.211*** (0.0342)	0.182*** (0.0351)	0.202*** (0.0359)	0.249*** (0.0419)	0.225*** (0.0356)	0.466*** (0.0958)	0.309*** (0.0849)	0.374*** (0.0871)	0.463*** (0.110)	0.552*** (0.110)
N	758	758	758	591	807	758	758	758	591	807
R ²	0.261	0.258	0.267	0.317	0.281	0.158	0.154	0.162	0.195	0.167
adj. R ²	0.254	0.251	0.260	0.308	0.275	0.150	0.146	0.154	0.184	0.160
AIC	-1184.3	-1181.7	-1190.5	-883.2	-1149.8	1013.3	1016.8	1009.6	903.3	1213.0
BIC	-1147.3	-1144.7	-1153.5	-843.8	-1112.3	1050.3	1053.8	1046.7	942.7	1250.5

Regression models

The standard errors in our first set of models are not seriously inflated by the collinearity among regressors. Adding CAPEX improves the models, but CAPEX is missing for some of the companies, which decreases the sample size. Country fixed effects were included into all the models, but are statistically significant ($p < 0.05$) only for the models explaining CASH1 and not for the models of CASH2. We found that some unobserved country-specific characteristics are able to influence CASH1, which points to the possibility of including institutional framework measures. We do so with the World Governance Indicators (WGI) as possible determinants. These indicators are highly correlated with one another. Consequently, similarly to Seifert and Gonenc (2015), we averaged them out across all six items. Controlling for firm characteristics, the WGI is significantly positively associated with cash holdings ($p < 0.01$). We cannot rule out the possibility of the presence of other country-specific factors such as certain laws and regulations that are difficult to account for in modeling. Indeed, we found that financial development does also matter.

Our further discussion will be based on the models that accounted for firm characteristics, governance characteristics and financial market development as presented in Table 5 below. It could be argued that the financial market ratings vary by year and thus, there may be some sort of variable bias that was omitted and was caused by not accounting for time effects. However, the parameter estimates for the last set of regressions with time-fixed effects and which were not shown demonstrate the robustness of our findings.

Regression results

Financial determinants

In line with Hypothesis 1, firm size (SIZE1 and SIZE2), denoted either as total sales or as total assets, has a negative coefficient with a varying significance, which is consistent with the idea that larger firms can access capital markets more easily and thus do not need to hold much cash. The negative relationship lends credence to the tradeoff argument, previously supported by Opler et al. (1999), Kim et al. (1998) as well as Seifert and Gonenc (2016). Smaller oil and gas companies with less operational flexibility have limited access to liquidity via public or private capital markets, while bigger energy companies are provided relatively easy access to cheap debt financing [Powell, 2015]. J.P. Morgan's (2015) research also attests that the size and scale of oil and gas companies are the key determinants of their credit quality. A larger size helps companies to move into higher rating categories and leads to better credit access.

The significant negative relationship between collateralizable assets and cash holdings confirms the evidence from a European study by Martínez-Carrascal (2010) confirming Hypothesis 2. Since the proportion of tangible assets in a firm's balance sheets is a variable linked to their access to external finance, this negative relationship results

in easier access to external financing when a company applies for a loan, which is largely in line with tradeoff arguments. For the oil and gas sector, reserve interests and operational cost intensive equipment help to establish the loan amount and steer the availability of funds. Therefore, oil and gas companies that have a strong balance sheet to incur debt at cost-efficient rates can effectively manage their capital agenda [Bloomberg, 2016].

Hypothesis 3 was rejected. We found a significant relationship opposite to what we hypothesized. Similarly to Ferreira and Vilela (2004), the sign of cash flow to the asset (CF2) coefficient was positive, which contradicts the tradeoff argument, but supports the pecking order theory. In line with Saddour's research on French firms (2006), cash balances increase along with cash flow levels, since companies can use their cash flow as a liquidity substitution for finance investments. Therefore, as with other companies, oil and gas firms primarily fund themselves internally with cash flow and externally with debt (J.P. Morgan, 2015). Findings by Chen (2016) also suggest that oil companies build up cash reserves from cash flows. As noted by Gavrilenkov et al. (2013), oil companies have great influence over their cash management policy design and can fine-tune conditions to given circumstances to have a ready source of liquidity.

Our findings confirmed Hypothesis 4. Pursuant to Kim et al. (1998), Opler et al. (1999), Ozkan and Ozkan (2004) and Seifert and Gonenc (2016), leverage (LEV) significantly negatively impacts cash holdings, suggesting that highly leveraged companies resort to lower cash balances. The pecking order theory stipulates a negative relation between cash holdings and leverage: when investment needs outstrip their internal funds, firms issue new debt. In such a manner, once cash holdings fall, the leverage increases. Developments in oil and gas capital spending and production confirm this. Firms substantially increased their investment outlays in order to finance the expansion of production capacity and to facilitate new project development [EIA, 2016] that could not be financed entirely through internal funds.

In the results, the negative attribute of the NWC coefficients is similar to those documented in Opler et al. (1999) and Bates et al. (2009), which supports Hypothesis 5. It is consistent with the tradeoff model that regards working capital as a substitute for cash holdings, since such readily obtainable assets other than cash can be liquidated in the event of a liquidity shortage. Indeed, as reported by EY (2014), companies from the oil and gas sector have been progressively focusing their attention on cash and working capital management, in an attempt to increase the returns on capital and to deliver sufficient cash flow to support investments. There is a rising awareness of how much value is left out because of the previous small focus on working capital management and the firms have to operate in a lower surplus cash environment.

Contrary to the observations of Kalcheva and Lins (2007), who found cash to be negatively related to capital expenditures, the relationship was positive and significant

in our sample, which is in line with Hypothesis 6. This suggests that oil and gas companies increase their cash levels in order to finance capital expenditures. Largely consistent with Mikkelsen and Partch (2002), the cash balances of energy companies should be sufficient to cover investment programs. This positive relation is consistent with firms who are building up a substantial buffer of immediately available liquidity for precautionary reasons.

4.3.2. Institutional determinants

We reported evidence that companies from the oil and gas sector in countries with a stronger institutional framework (WGI) hold more cash compared to firms operating in countries with weaker governance regimes. Therefore, we rejected Hypothesis 7, as the findings contradict our initial expectations and the empirical evidence of Dittmar et al. (2003) and Seifert and Gonenc (2016). The results are in line with Caprio et al. (2013), who also found a positive relation between government quality and corporate cash holdings. In a global sample, they found that quality governance governments tend to hold back from expropriation actions, and thus companies can hold more liquidity with less fear of government seizure. Conversely, consistent with the precautionary motive, companies tend to shelter cash holdings from expropriation by carrying lower cash balances and channeling liquidity into less exposed tangible assets. Iskandar-Datta and Jia (2014) also arrived at largely resembling findings.

Hypothesis 8 was also rejected, as we found the level of capital market development (GFCI) was positively related with cash holdings, which is contrary to Ferreira and Vilela (2004), but consistent with Dittmar et al. (2003). Oil and gas companies hold more cash in developed capital markets and liquidity balances do not seem to be determined by the failure to draw external financing. This behavior could be explained by precautionary reasons [Opler et al., 1999]. Firms hold excess cash to ensure that they will retain the ability to invest when cash flow is too low, compared to investment requirements. The results also suggest that the financial market effect dominates the governance effect, meaning that cash holdings in this sector are clearly more sensitive to financial market development levels than to governance factors.

Conclusions

We explored the determinants of cash holdings for oil and gas firms in Europe, using panel data for the period of 2010-2014. We modeled the cash-to-asset ratio as a function of the company and country features. Similar to previous observations [Opler et al., 1999; Ozkan and Ozkan, 2004; Bates et al., 2009], our findings suggest that the cash balances held by oil and gas firms are negatively affected by firm size, the amount of liquid asset substitutes, as well as leverage and they also have positive relations with firm capital expenditures. These findings are largely in line with the tradeoff reasoning that the optimal level of cash holdings is the result of firms stacking up the marginal

costs against the benefits of carrying liquid balances.

This is foremost applicable in the oil and gas sector, where intrinsic forecasting challenges make holding a substantial buffer of immediately available funds paramount. Consistent with Ferreira and Vilela (2004), and Saddour (2006), we found a positive relation between cash flow and cash holdings, which supports the pecking order theory. So we can safely assume that both the tradeoff and pecking order theories provide a valid interpretation of the determinants for cash holdings in oil and gas companies.

We provided evidence that firms in countries with strong governance hold more cash. This is in line with the findings of Caprio et al. (2013), who suggest that in countries with poor governance, firms shelter assets from state expropriation by keeping less liquidity, which is more vulnerable to expropriation than illiquid tangible assets [Myers, Rajan, 1998]. The level of financial market development is positively related to cash reserves, with the financial market effect dominating the governance effect, which is likely to be indicative of the industry's immense appetite for capital.

With this contribution, we showed that managers should take into consideration the settings of their companies when making corporate cash policy choices. We look forward to promoting further research on cash holdings in oil and gas companies. It could be viable in future works examining whether the cash ratios of listed oil and gas companies significantly vary in comparison to those of their unlisted peers, as earlier evidenced by Von Eije (2012) for an international sample of manufacturing firms. Also, we have not explored whether the performance of oil and gas companies with large cash holdings differs from that of firms with lower liquidity balances. Therefore, analyzing the consequences of the high cash reserves of energy companies in an international setting is certainly a notable area for future research.

References

- Ayyagari, M., Demirguc-Kunt, A., Maksimovic, V. (2010) Formal versus informal finance: Evidence from China. *Review of Financial Studies*, 23, pp. 3048–3097.
- Acemoglu, D., Robinson, J. (2012) *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity and Poverty*, Crown.
- Acharya, V.V., Almeida, H., Campello, M. (2007) Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies. *Journal of Financial Intermediation*, 16-4, pp. 515–554.
- Antill, N., Arnott, R. (2000) *Valuing Oil and Gas Companies: A Guide to the Assessment and Evaluation of Assets, Performance and Prospects*. Woodhead Publishing.
- Bae, K., Goyal, V. (2006) Creditor rights, enforcement, and bank loans. *The Journal of Finance*, 64, pp. 823–860.
- Bates, T., Kahle, K., Stulz, R. (2009) Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To. *The Journal of Finance*, 64, pp. 1985–2021.

- Berger, A.N., Udell, G.F. (1998) The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle. *Journal of Banking and Finance*, 22-6, pp. 613–673.
- Bloomberg, 2015. Major Oil Companies Have Half-Trillion Dollars to Fund Takeovers. URL: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2015-11-11/major-oil-companies-have-half-trillion-dollars-to-fund-takeovers>.
- Bloomberg, 2016. Big oil gobbles up record debt as borrowing costs decline. URL: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2016-05-13/big-oil-gobbles-up-record-levels-of-debt-as-borrowing-costs-fall>.
- Brogan, A. (2015) Funding challenges in the oil and gas sector. Innovative financing solutions for oil and gas companies. Ernst and Young, Global Oil & Gas Transaction Advisory Services.
- Bushman, R., Piotroski, J. (2006) Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics*, 42-1, pp. 107–148.
- Caprio, L., Faccio, M., McConnell, J.J. (2013) Sheltering corporate assets from political extraction. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 29, pp. 332–354.
- Chen, L. (2016) Corporate investments, cash flows and cash holdings: evidence from the oil industry before and after the financial crisis. *Accounting and Finance Research*, 54, pp. 192–213.
- Damodaran, A. (2005) Dealing with cash, cross holdings and other non-operating assets: approaches and implications. Working Paper, Stern School of Business.
- Dittmar, A., Mahrt-Smith, J., Servaes, H. (2003). International corporate governance and corporate cash holdings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, pp. 111–133.
- Donaldson, C. (1961) Corporate debt capacity: A study of corporate debt policy and the determinants of corporate debt capacity. Harvard University.
- Energy Information Administration, 2016 (EIA). U.S. oil companies closer to balancing capital investment with operating cash flow. URL: <https://www.eia.gov/todayinenergy/detail.php?id=27112>.
- Energy Information Administration (EIA), 2017. Annual Energy Outlook. URL: [https://www.eia.gov/outlooks/aeo/pdf/0383\(2017\).pdf](https://www.eia.gov/outlooks/aeo/pdf/0383(2017).pdf).
- Ernst and Young (EY), 2014. Cash in the barrel. Working capital management in the oil and gas industry.
- Faulkender, M., Wang, R. (2006) Corporate financial policy and the value of cash. *The Journal of Finance*, 61, pp. 1957–1990.
- Ferreira, M., Vilela, A. (2004) Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries. *European Financial Management*, 10-2, pp. 295–319.
- Financial Times (FT), 2015. European companies stash more cash away. URL: <https://www.ft.com/content/6ebaa3c4-23d7-11e5-bd83-71cb60e8f08c>
- Gavrilenkov, E., Welfens, P., Wiegert, P. (2013) *Economic Opening Up and Growth in Russia*, Springer Science & Business Media.
- Iskandar-Datta, M., Jia, Y. (2014) Investor protection and corporate cash holdings around the world: new evidence. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 43-2, pp. 245–273.
- J.P. Morgan (2015) Financial policies in volatile environments: Lessons for and from energy firms. URL: <https://www.jpmorgan.com/jpmpdf/1320693987524.pdf>.
- Kalcheva, I., Lins, K.V. (2007) International Evidence on Cash Holdings and Expected Managerial Agency Problems. *The Review of Financial Studies*, 20-4, pp. 1087–1112.
- Kim, C., Mauer, D., Sherman, A. (1998) The determinants of corporate liquidity: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, pp. 335–358.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. (1997) Legal determinants of external finance. *The Journal of Finance*, 52, pp. 1131–1150.
- MarketWatch, 2015. These companies have more money than they know what to do with. URL: <http://www.marketwatch.com/story/these-companies-have-more-money-than-they-know-what-to-do-with-2016-03-24>.
- Martínez-Carrascal, C. (2010) Cash Holdings, Firm Size and Access to External Finance – Evidence for the Euro Area. Bank of Spain, Working paper 1034.
- Meyer, K., Estrin, S., Bhaumik, S., Peng, M. (2009) Institutions, resources, and entry strategies in emerging economies. *Strategic Management Journal*, 30, pp. 61–80.
- Mikkelsen, W., Partch, M. (2002) Do persistent large cash reserves hinder performance? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, pp. 257–294.
- Myers, S. (1977) Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 147–175.
- Myers, S. (1984) Capital Structure Puzzle. *The Journal of Finance*, 39-3, pp. 575–592.
- Myers, S., Majluf, N. (1984) Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187–220.
- Myers, S., Rajan, R. (1998) The paradox of liquidity. *Quarterly Journal of Economics*, 113-3, pp. 733–771.
- Modigliani, F., Miller, M. (1958) The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, pp. 261–297.
- Moody's Investor Service, 2014, EMEA companies maintain huge cash pile of \$1.06 trillion in 2014. URL: https://www.moodys.com/research/Moodys-EMEA-companies-maintain-huge-cash-pile-of-106-trillion--PR_315290.
- Mulligan, C. (1997) Scale economies, the value of time, and the demand for money: longitudinal evidence from firms. *Journal of Political Economy*, 105-5, pp. 1061–1079.

- New York Times, 2008. Buy American. I Am, by Warren Buffet. URL: <http://www.nytimes.com/2008/10/17/opinion/17buffett.html>.
- North, D. (1991) Institutions. *The Journal of Economic Perspectives*, 5, pp. 97–112.
- Ozkan, A., Ozkan, N. (2004) Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking and Finance*, 28, pp. 2103–2134.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. (1999) The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52, pp. 3–46.
- Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. (2006) Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance? A Cross-country Analysis. *The Journal of Finance*, 6, pp. 2725–2751.
- Pinkowitz, L., Stulz, R., M., Williamson, R. (2013) Is there a U.S high cash holdings puzzle after the financial crisis? Fisher College of Business Working Paper No. 2013-03-07.
- PricewaterhouseCoopers, 2015. Bridging the Gap, Annual Global Working Capital Survey of the Oil & Gas sector.
- Powell, R. (2015) Oil & Gas Companies get creative. *Financial Management*. URL: <http://www.cardinalcap.net/blog/2015/6/8/oil-and-gas-financial-management>
- Saddour, K. (2006) The determinants and the value of cash holdings: Evidence from French firms. *CEREG*, pp. 1–33.
- Scott, W. (2014) *Institutions and organizations: Ideas, interests, and identities*. SAGE Publications.
- Seifert, B., Gonenc, H. (2015) The effects of country and firm-level governance on cash management, Paper presented at Paris Financial Management Conference, Paris, France.
- Seifert, B., Gonenc, H. (2016) Creditor Rights, Country Governance, and Corporate Cash Holdings. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 27-1, pp. 65–90.
- Stulz, R. (1990) Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics* 26: 3-27.
- Titman, S., Wessels, R. (1988) The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance*, 43, pp. 1–19.
- Tobin, J. (1956) The interest elasticity of transactions demand for cash. *Review of Economics and Statistics*, 38-3, pp. 241–247.
- Von Eije, J.H. (2012) What Causes Differences in Cash Holdings between Listed and Unlisted Firms Around the World? URL: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2010053.
- Wall Street Journal (WSJ), 2015. Oil Firms' New Dilemma. URL: <https://www.wsj.com/articles/oil-firms-new-dilemma-save-or-borrow-more-1420668553>.

APPENDIX

Table A1. Summary statistics by country: cash holdings

	cash1					cash2				
	Mean	SD	Perc. 25	Median	Perc. 75	Mean	SD	Perc. 25	Median	Perc. 75
AT (Austria)	0.149	0.129	0.052	0.11	0.206	0.21	0.23	0.055	0.124	0.259
BA (Bosnia-Herzegovina)	0.059	0.026	0.034	0.058	0.08	0.063	0.03	0.035	0.062	0.087
BE (Belgium)	0.13	0.106	0.049	0.089	0.184	0.17	0.176	0.051	0.098	0.225
BG (Bulgaria)	0.102	0.076	0.029	0.102	0.144	0.122	0.101	0.03	0.114	0.169
CH (Switzerland)	0.191	0.136	0.092	0.173	0.285	0.273	0.233	0.102	0.21	0.399
CY (Cyprus)	0.068	0.048	0.037	0.062	0.078	0.076	0.059	0.039	0.067	0.084
CZ (Czech Republic)	0.079	0.086	0.023	0.057	0.086	0.099	0.137	0.024	0.061	0.094
DE (Germany)	0.15	0.157	0.045	0.096	0.205	0.257	0.485	0.047	0.106	0.258
DK (Denmark)	0.146	0.047	0.111	0.144	0.149	0.174	0.067	0.124	0.169	0.175
EE (Estonia)	0.062	0.079	0.024	0.038	0.066	0.076	0.129	0.025	0.04	0.071
ES (Spain)	0.09	0.108	0.029	0.056	0.102	0.123	0.214	0.029	0.059	0.113
FI (Finland)	0.021	0.022	0.006	0.009	0.04	0.022	0.024	0.006	0.009	0.042
FR (France)	0.13	0.14	0.034	0.081	0.183	0.203	0.365	0.035	0.088	0.224
GB (Great Britain)	0.151	0.177	0.033	0.082	0.197	0.316	0.804	0.034	0.089	0.245
GR (Greece)	0.096	0.084	0.046	0.077	0.104	0.118	0.131	0.049	0.083	0.116
HR (Croatia)	0.048	0.045	0.015	0.029	0.073	0.053	0.054	0.015	0.03	0.079
HU (Hungary)	0.084	0.094	0.017	0.054	0.115	0.106	0.146	0.018	0.057	0.131
IE (Ireland)	0.172	0.24	0.025	0.072	0.225	0.989	3.105	0.026	0.077	0.29
IT (Italy)	0.087	0.115	0.023	0.048	0.098	0.321	4.883	0.024	0.05	0.109
LI (Liechtenstein)	0.236	0.067	0.221	0.267	0.277	0.316	0.107	0.284	0.363	0.382
LT (Lithuania)	0.073	0.05	0.038	0.057	0.1	0.082	0.063	0.039	0.06	0.111
LU (Luxembourg)	0.167	0.182	0.034	0.083	0.274	0.278	0.377	0.035	0.09	0.412
LV (Latvia)	0.112	0.081	0.052	0.088	0.127	0.136	0.119	0.055	0.096	0.146
MT (Malta)	0.02	0.005	0.017	0.018	0.022	0.02	0.005	0.017	0.018	0.022
NL (Netherlands)	0.151	0.156	0.031	0.089	0.234	0.235	0.325	0.032	0.098	0.306
NO (Norway)	0.117	0.147	0.019	0.06	0.155	0.21	0.567	0.019	0.064	0.184
PL (Poland)	0.108	0.101	0.037	0.06	0.162	0.138	0.158	0.039	0.064	0.193
PT (Portugal)	0.044	0.04	0.014	0.027	0.083	0.048	0.046	0.014	0.028	0.091
RO (Romania)	0.056	0.077	0.016	0.029	0.059	0.069	0.128	0.017	0.03	0.063
RS (Serbia)	0.033	0.04	0.003	0.015	0.061	0.036	0.045	0.003	0.015	0.065
RU (Russia)	0.079	0.095	0.017	0.042	0.108	0.103	0.172	0.017	0.044	0.121
SE (Sweden)	0.064	0.044	0.027	0.062	0.091	0.071	0.053	0.028	0.066	0.101
SI (Slovenia)	0.035	0.023	0.012	0.041	0.054	0.037	0.025	0.012	0.043	0.057
SK (Slovak Republic)	0.095	0.074	0.042	0.058	0.13	0.112	0.101	0.044	0.062	0.15
TR (Turkey)	0.151	0.173	0.02	0.077	0.229	0.267	0.498	0.02	0.084	0.297
UA (Ukraine)	0.08	0.087	0.015	0.053	0.124	0.099	0.131	0.015	0.055	0.141

Стохастический анализ безубыточности компании

Белых Василий Викторович

Кандидат физико-математических наук, доцент,
экономический факультет, кафедра корпоративного управления и финансов
Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования
«Новосибирский государственный университет экономики и управления «НИНХ»
Новосибирск, ул. Каменская, 56
E-mail: v.v.belykh@gmail.com

Аннотация

Уравнение безубыточности описывает соотношение финансовых показателей компании при различных уровнях производства и реализации. Переменные в уравнении считаются детерминированными (неслучайными) величинами. В статье представлена математическая модель, которая дополняет анализ безубыточности, включая в него неопределенность, сопутствующую операционной деятельности. Выручка от реализации описывается как случайная величина, которая формируется в результате геометрического стохастического движения. Для учета характеристики неопределенности, связанной со временем, использована концепция операционного цикла, которая дает представление о сроке инвестиций в оборотные активы от момента приобретения сырья и материалов до момента поступления выручки. Полученные нами уравнения позволили представить прибыль компании в виде разности математических ожиданий положительного и отрицательного финансовых результатов. Такое описание раскрывает структуру прибыли с точки зрения возможных благоприятных и неблагоприятных исходов, включая в анализ альтернативные сценарии развития компании.

В дополнение к теоретическим исследованиям мы показываем, в какой степени неопределенность выручки влияет на финансовые показатели стабильно работающей компании. С этой целью рассматриваются гистограммы плотности распределения показателей, используемых в анализе безубыточности. Они наглядно передают вклад случайной составляющей. Мы приводим примеры того, что выводы, сделанные с учетом случайного характера выручки, значительно отличаются от результатов классического анализа безубыточности. В рамках работы функционирование компании рассматривается преимущественно с позиции соотношения затрат и выручки. Вместе с тем полученные уравнения можно использовать для оценки риска операционной деятельности. Этому посвящены интерпретация модели в терминах опционов и расчет рентабельности капитала с учетом риска. Заметим, что сценарный подход широко применяется при оценке стоимости инвестиционных проектов. В этом отношении описанный нами подход с упором на расчет математических ожиданий положительных и отрицательных денежных потоков проекта может рассматриваться как вклад в развитие теории принятия инвестиционных решений.

Ключевые слова: анализ безубыточности, операционный цикл, математическое ожидание и вероятность прибыли и убытка, стоимость опциона, точка безубыточности

JEL: C67, G31, M21

Введение

Операционная деятельность компании сталкивается с неожиданностями, которые трудно предусмотреть. Степень неопределенности возрастает в периоды рецессий. Это происходит как на отраслевом уровне — в одних отраслях дела идут хорошо, а другие испытывают трудности, так и на уровне компаний — усиливается неопределенность доходности и темпа роста продаж [Блум, 2016]. Анализ безубыточности является одним из основных методов, используемых при планировании производственной деятельности. Возникает вопрос: каким образом можно учесть неопределенность операционной деятельности? Некоторое представление об этом дают способы управления, применяемые в условиях, когда величину спроса можно оценить лишь приближенно. В первом разделе работы мы рассмотрим несколько таких способов. Это позволит нам выделить переменные, связанные с неопределенностью. Далее будет показано, каким образом они определяют величину случайной составляющей в уравнении безубыточности.

Наша математическая модель дополняет анализ безубыточности. С ее помощью в круг рассматриваемых вопросов вводятся альтернативные сценарии развития компании. В этом отношении следующий раздел работы является основным. Здесь выручка рассматривается как результат случайного процесса, для описания которого можно применить модель геометрического случайного движения. Такой подход позволяет оценить математические ожидания прибыли и убытка, сопутствующие реализации производственных планов. Финансовый результат мы представляем в виде суммы этих величин. Для более глубокого понимания используемого нами подхода мы опишем предложенную модель в терминах опционов. Отметим, что существует значительное количество моделей, основанных на использовании концепции «реальных опционов». Эта концепция успешно применяется для решения вопросов, связанных с анализом инвестиций в природные ресурсы [Brennan, Schwartz, 1985] и оценкой стоимости отсрочки времени инвестирования [McDonald, Siegel, 1986]. Хотя область ее использования значительно шире, приведенный перечень соответствует тому, что реальные опционы в значительной степени — инструмент решения задач, связанных с инвестированием [Бухвалов, 2004], а не с операционной деятельностью компаний.

Неопределенность служит причиной нарушения устойчивости компании. Отклонение финансовых коэффициентов от нормативных значений может служить признаком приближения банкротства [Федорова, Тимофеев, 2015]. Этот способ оценки устойчивости основывается на результатах эконометрических исследований выборки компаний, относящихся к определенной отрасли. В работе применяется другой подход. Он использует данные, относящиеся к одной компании. Мы представим графически диапазон,

в котором случайная составляющая в уравнении безубыточности наиболее значительна. Соотнесем операционную прибыль со случайными колебаниями выручки. Рассмотрим, от чего зависит скорость перехода от однозначного убытка к однозначной прибыли. Проанализируем влияние асимметрии функции плотности на точку безубыточности. В рамках стохастического подхода будут разобраны все показатели, используемые при управлении компанией в условиях неопределенности. Ранее разрозненные, теперь они рассматриваются совокупно, как переменные одного и того же уравнения. Станет понятным, как их сочетание определяет влияние неопределенности на операционную прибыль.

Ключевое условие стохастического подхода состоит в том, что показатели компании, рассчитываемые на основе выручки, следует рассматривать как случайные величины. Во многом такой подход опирается на эконометрический анализ. На уровне отдельной компании возможности эконометрики снижаются. Это связано с относительно небольшим объемом экспериментальных данных, которыми мы располагаем при подобных исследованиях — он ограничен числом бухгалтерских отчетов. Тем не менее, в заключительной части работы рассматривается плотность распределения показателей, используемых при анализе безубыточности. Благодаря этому становится понятно, в какой степени их величина зависит от случая. На примере выбранной компании продемонстрировано, каким образом следует применять полученные нами уравнения. Все расчеты выполняются с учетом доминирующего влияния случайной составляющей. В приложениях к работе приведены материалы, разъясняющие некоторые вопросы, связанные с обоснованием модели и ее применением для оценки риска операционной деятельности.

Способы управления в условиях неопределенности

Об уровне неопределенности операционной деятельности можно судить на основании надежности прогнозов выручки, которыми располагает компания. Изменение цен и объемов реализации продукции происходит под внешним влиянием, что ограничивает степень контроля этих показателей. Один из подходов заключается в уменьшении размаха случайных колебаний выручки. Совершая расчеты, основанные на инкрементальных данных, можно рассчитать размер безубыточного изменения объема продаж при изменении цены и компенсировать потерю дохода, связанного с «эффектом цены», дополнительным доходом от «эффекта объема» [Шигаев, 2008]. Способ можно использовать как при неблагоприятных изменениях рыночных условий (в случае снижения цены продукции), так и при наступлении благоприятных событий (повышение цены). В результате неопределенность выручки снижается.

Сомнение в прогнозе влияет на производственные процессы. В этом случае перед компанией стоит задача выпуска продукции в условиях, когда спрос точно не известен. Так как решение об объемах производства принимается в начале периода планирования, а информация о фактическом спросе поступает позднее, то необходим механизм регулирования соотношения текущих операционных затрат и ожидаемой в будущем выручки. Для решения этой задачи предлагается применять алгоритм, основанный на принципе обратной связи, — на каждом шаге планирования сведения об имеющемся запасе готовой продукции и фактическом спросе используются для корректировки производственной деятельности следующего периода [Бухвалова, Петрусевич, 2011]. Отметим, что этот способ управления оказывает влияние на характеристику неопределенности, связанную со временем, уменьшая дисперсию темпа роста выручки при увеличении периода планирования.

Влияние случайных факторов не всегда отрицательно, другая черта неопределенности проявляется в потенциальном росте прибыли. Таким образом, принимаемые решения нуждаются в критерии, учитывающем как угрозы, так и возможности, сопутствующие ситуации неопределенности. С учетом этого правила построено управление производственной деятельностью компании как процессом, на входе которого — закупаемые материальные ресурсы, на выходе — конечный продукт [Мадера, 2015]. Предполагается,

что производство осуществляется в условиях, когда компания не уверена в объемах спроса на свою продукцию и в доступности факторов производства. Для выбора наилучшего решения предлагается использовать критерий «шансы минус риски». Значение этого показателя отражает вероятность актуализации в будущем различных событий, которые в случае благоприятного характера являются шансами, в противном случае — рисками. Выбор решения основывается на соотношении благоприятных и неблагоприятных исходов.

Применение указанных способов способствует понижению уровня неопределенности. Если расположить модели в порядке времени публикации соответствующей работы, то получится перечень показателей, описывающих влияние неопределенности со все более высокой степенью обобщения (рис. 1). Такое представление не является в полном смысле классификацией, но передает уровни, на которых проявляется случайный характер спроса. Остается открытым вопрос о механизме, посредством которого можно было бы объединить переменные, существенные при использовании того или иного способа управления. Одна из задач нашего исследования состоит в выводе аналитического выражения, описывающего зависимость операционной прибыли от показателей, характеризующих неопределенность. Последующий эконометрический анализ — пример практического применения предложенной модели.

Рисунок 1. Показатели, характеризующие способы управления в условиях неопределенности



Математическая модель

При анализе безубыточности исследуют взаимосвязь прибыли, выручки и затрат при различных уровнях производства и реализации. С точки зрения оборачиваемости товарно-материальных запасов финансовый результат является следствием выполнения ряда операционных циклов¹. Дополним уравнение безубыточности указанием на момент времени, к которому относится тот или иной показатель по отношению к операционному циклу:

$$EBIT_t = V_t - (FC_0 + VC_0) \cdot e^{\mu t} = V_t - K_0 \cdot e^{\mu t} = V_t - K_t, \quad (1)$$

где $EBIT_t$ и V_t — операционная прибыль и выручка, которые компания ожидает получить через время t равное длительности операционного цикла;

K_0 — сумма постоянных (FC_0) и переменных (VC_0) затрат, совершаемых в начале операционного цикла;

$K_t = K_0 \cdot e^{\mu t}$ — оценка стоимости затрат на момент окончания операционного цикла, рассчитанная по ставке непрерывно начисляемых процентов μ .

¹ Заметим, что последовательность циклов относительно друг друга не важна. Можно представить, что операционный цикл соответствует испытанию в теории вероятностей. Закономерности, которые проявляются в испытаниях, не зависят от того, получают их на основе нескольких последовательных испытаний или на основе множества одновременно совершаемых испытаний. По завершении операционного цикла (испытания) компания может получить как прибыль, так и убыток.

С учетом неопределенности спроса представим выручку от реализации в виде случайного процесса S_t , соответствующего геометрическому броуновскому движению [Ширяев, 1998, с. 290]²:

$$S_t = S_0 \cdot e^{\sigma \cdot W_t + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t}, \quad (2)$$

где S_t и S_0 — выручка в момент времени t и в начальный момент времени;

σ — стандартное отклонение логарифма темпа роста выручки (за год);

W_t — стандартное броуновское движение;

μ — ожидаемый логарифм темпа роста выручки при стандартном отклонении равно нулю (за год);

t — время развития случайного процесса (в единицах года).

В этом случае значению V_t в уравнении (1) будет соответствовать математическое ожидание (среднее значение) случайного процесса:

$$V_t = E(S_t) = \int_0^{+\infty} s \cdot \omega(s, t) ds, \quad (3)$$

где s — возможные значения случайной величины;

$\omega(s, t)$ — плотность распределения сечения случайного процесса S_t в момент времени t . Параметр времени, используемый при описании плотности распределения, говорит о зависимости закона распределения от длительности операционного цикла.

Таким же образом опишем операционную прибыль, представив ее математическое ожидание в виде разности, первый член которой соответствует математическому ожиданию прибыли, а второй — убытка:

$$\begin{aligned} EBIT_t &= \int_0^{+\infty} (s - K_t) \cdot \omega(s, t) ds = \\ &= \int_{K_t}^{+\infty} (s - K_t) \cdot \omega(s, t) ds - \\ &- \int_0^{K_t} (K_t - s) \cdot \omega(s, t) ds = C_t - P_t \end{aligned}, \quad (4)$$

где C_t — математическое ожидание прибыли;

P_t — математическое ожидание убытка. Обозначения этих величин приведены с параметром времени t , так как они характеризуют финансовый результат компании на момент окончания операционного цикла.

Уравнение (4) представляет операционную прибыль, как результат выполнения ряда операционных

циклов, каждый из которых завершается случайным событием — получением положительного или отрицательного финансового результата, поэтому назовем его стохастическим уравнением безубыточности.

Для геометрического случайного движения плотность распределения $\omega(s, t)$ описывается логарифмически нормальным законом, что позволяет найти интегралы, входящие в уравнение (4) [Hull, 2002, р. 262]³.

Принимая во внимание, что математические ожидания прибыли и убытка рассчитываются на момент окончания операционного цикла, получим следующие уравнения для расчета этих величин (Приложение 1):

- математическое ожидание прибыли равно:

$$C_t = V_t \cdot N(d_1) - K_t \cdot N(d_2); \quad (5)$$

- математическое ожидание убытка равно:

$$\begin{aligned} P_t &= V_t \cdot (N(d_1) - 1) - K_t \cdot (N(d_2) - 1) = \\ &= C_t - (V_t - K_t) = C_t - EBIT_t \end{aligned}. \quad (6)$$

Интегральные функции нормального распределения $N(d_1)$ и $N(d_2)$ имеют аргументы, равные:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K_t}\right) + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} \quad \text{и} \quad d_2 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K_t}\right) - \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = d_1 - \sigma_t, \quad (7)$$

где σ_t — стандартное отклонение логарифма темпа роста выручки для промежутка времени, равного длительности операционного цикла.

В соответствии с моделью геометрического броуновского движения стандартные отклонения, описывающие один и тот же случайный процесс на протяжении двух разных по продолжительности промежутков времени t_1 и t_2 , соотносятся друг с другом следующим образом:

$$\frac{\sigma_{t_1}}{\sigma_{t_2}} = \sqrt{\frac{t_1}{t_2}}. \quad (8)$$

Таким образом, если мы знаем стандартное отклонение для промежутка времени, равного году, то можем рассчитать значение показателя для промежутка времени, равного длительности операционного цикла.

Полученные нами аналитические выражения включают переменные, на которые мы обратили внимание при рассмотрении способов принятия решений в условиях неопределенности.

² Более точно процесс формирования выручки можно описать процессом Орнштейна — Уленбека, для которого геометрическое броуновское движение является частным случаем. Для нас важно, что в том и другом случаях плотность распределения логарифма темпа роста выручки подчиняется логарифмически нормальному закону.

³ Можно найти интегралы для плотности распределения, описываемой нормальным законом, однако такое описание будет менее точным, чем логарифмически нормальное распределение (Приложение 2).

Описание в терминах опционов

Нетрудно заметить, что выражения (5) и (6) похожи на уравнения, которые применяются для расчета стоимости опционов (см. Приложение 1). Это дает возможность описать нашу модель в терминах опционов.

Ранее модель оценки стоимости опционов была применена для исследования структуры риска долговых обязательств компании [Merton, 1974], однако ее непросто распространить на оценку рисков операционной деятельности. Одна из основных трудностей связана с несимметричным распределением прав и обязанностей — обладание опционом предоставляет права, но не налагает обязанностей. Обычно это условие выполняется путем распределения прав и обязанностей между разными участниками сделки, например, между акционерами и кредиторами. При рассмотрении операционной деятельности этого сделать нельзя, так как предмет рассмотрения не является сделкой.

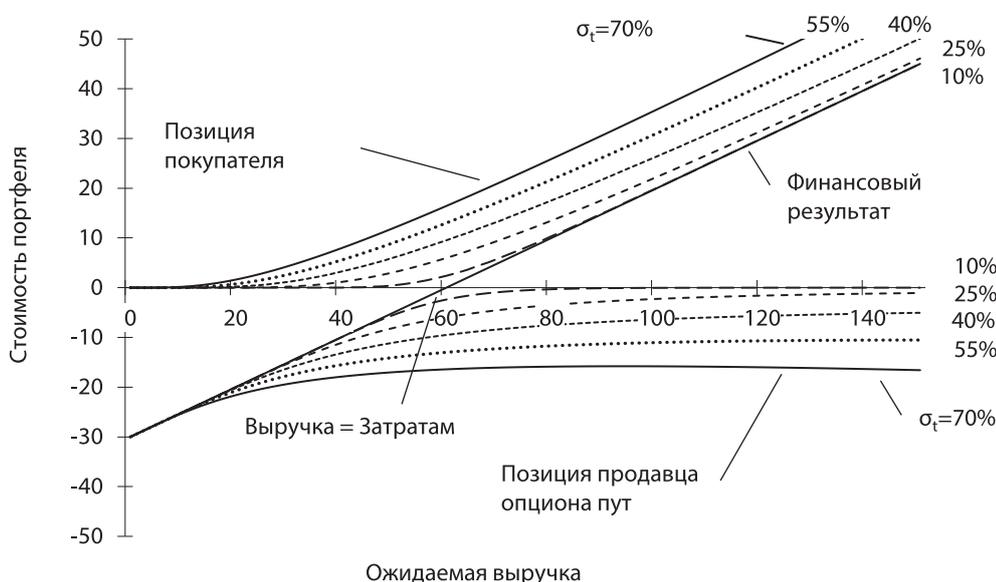
Способ, который позволяет применить опционную модель к оценке риска, связанного с операционной деятельностью компании, основывается на разделении источников, используемых для финансирования текущей деятельности компании, на два вида. Первый вид — средства, которые компания получает от реализации своих продуктов и услуг, второй — источники, не связанные с ее операционной деятельностью (собственный капитал, кредиты).

Представим финансовый результат как стоимость портфеля из длинного опциона колл и короткого пут. Базовым активом опционов в нашем случае является выручка S_t . Цена исполнения соответствуют затраты K_t , связанные с получением выручки. Стоимость каждого из опционов зависит от соотношения выручки и затрат. На графике показано, как стоимость портфеля (финансовый результат) складывается из суммы стоимости позиций покупателя опциона колл (прибыль) и продавца опциона пут (убыток), при различном уровне неопределенности выручки (рис. 2).

Прибыль компании равна стоимости опциона колл. Покупатель опциона приобретает право на возмещение затрат K_t из средств, получаемых в результате операционной деятельности. Компания становится владельцем опциона в момент приобретения сырья и материалов. Опцион будет исполнен, если выручка от реализации окажется выше затрат. Срок опциона заканчивается в момент реализации продукции, что соответствует времени завершения операционного цикла.

Убыток компании равен стоимости опциона пут. Продавец опциона получает обязанность покрывать затраты K_t из средств, не связанных с операционной деятельностью. Компания становится продавцом опциона пут одновременно с приобретением опциона колл. Опцион будет исполнен, если цена реализации продукции окажется ниже себестоимости. Срок опциона так же заканчивается в момент реализации продукции.

Рисунок 2. Финансовый результат и стоимость опционов



Эффекты неопределенности

Согласно концепции операционного цикла [Richards, Laughlin, 1980] производственная деятельность начинается с приобретения сырья и материалов, необходимых для выпуска продукции. В это время уровень спроса точно не известен и выручку можно считать случайной величиной. Операционная прибыль, которую компания получает по окончании операционного цикла, является линейной функцией этой случайной величины. В соот-

ветствии с детерминированным уравнением безубыточности (1) математическое ожидание операционной прибыли равно разности математического ожидания выручки и произведенных затрат. В соответствии со стохастическим уравнением безубыточности (4) математическое ожидание операционной прибыли равно разности математических ожиданий положительного и отрицательного финансового результата.

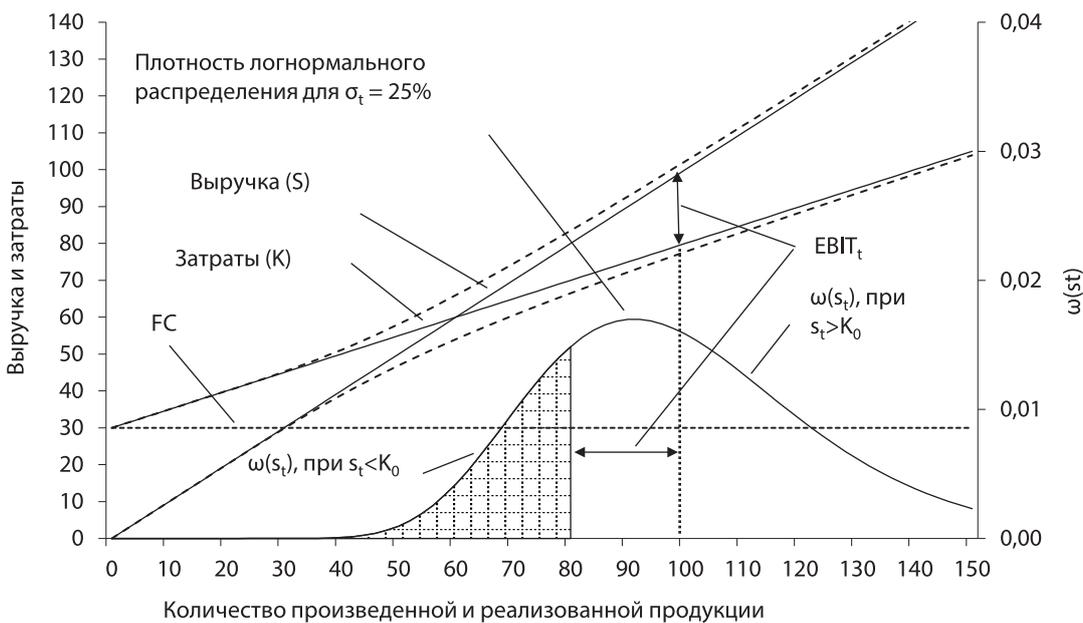
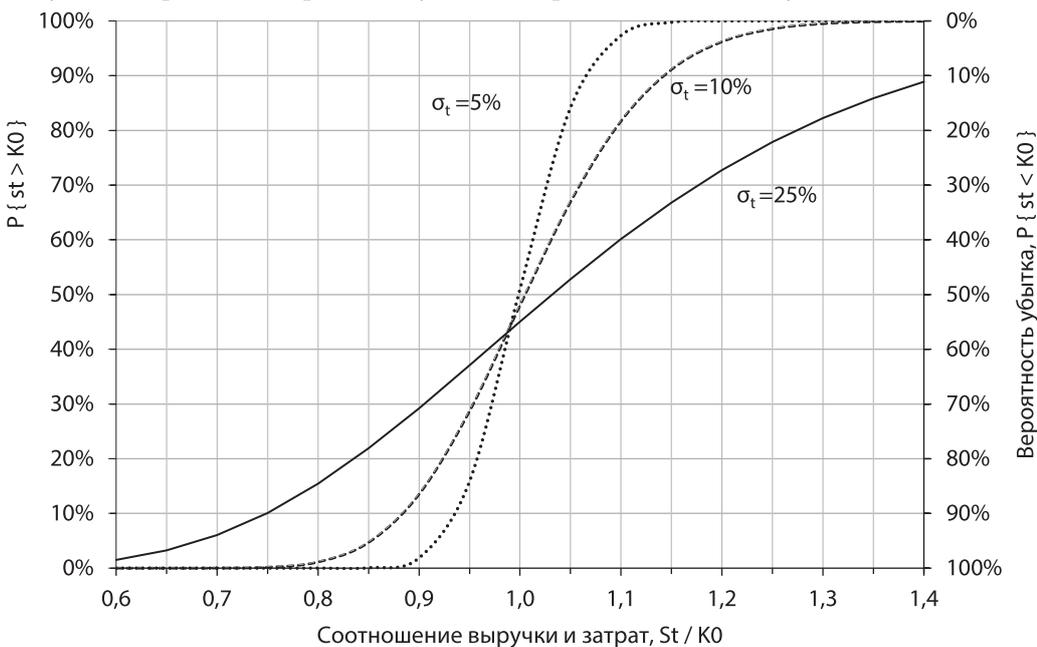
Рисунок 3. График безубыточности⁴

Рисунок 4. Вероятности прибыли и убытка в окрестности точки безубыточности



Представим графически соотношение переменных, входящих в детерминированное и стохастическое уравнения безубыточности (рис. 3). Детерминированные показатели изображены в виде линейных зависимостей, которые передают их величину при разном объеме производства и реализации продукции⁵. Пунктирные кривые относятся к стохастическому уравнению. Расстояние между ними и линией затрат показывает математическое ожидание прибыли (верхний график) и убытка (нижний график). При удалении от точки безубыточности эти графики асимптотически сливаются с прямыми выручки и затрат, показывая диапазон, в котором проявляется влияние неопределенности. Как они ведут себя при различных значениях стандартного отклонения можно увидеть на рис. 2.

⁴ Условия моделирования: $FC = 30$, $VC = 0,5 \cdot (\text{количество продукции})$, $V = 1,0 \cdot (\text{количество продукции})$, точка безубыточности = 60, планируемая прибыль $EBIT_t = 20$, планируемое количество произведенной и реализованной продукции $V_t = 100$.

⁵ Для наглядности мы использовали пример, который опирается на прямолинейный характер зависимости выручки и затрат от количества произведенной и реализованной продукции. Вместе с тем описанная в настоящей работе математическая модель не содержит таких ограничений. Характер зависимости выручки и затрат может быть любым. Например, таким как в работе [Мадера, 2015], в которой предполагается рост переменных затрат на единицу продукции при увеличении объема производства. Имеет значение только то, как упомянутые зависимости сказываются на стандартном отклонении логарифма темпа роста выручки и размере затрат.

График безубыточности дополнен кривой распределения выручки $\omega(s,t)$, используемой при расчете математических ожиданий (приведена плотность логарифмически нормального распределения).

Функция плотности характеризует частоту и размах случайных колебаний выручки около уровня, задаваемого производством и реализацией намеченного объема продукции. Площадь закрашенной фигуры пропорциональна вероятности получения выручки в размере меньше, чем произведенные затраты. Приведенный пример показывает, что можно обладать значительным запасом финансовой прочности, но при этом вероятность получения отрицательного финансового результата останется существенной. Это связано с тем, что вероятность убытка зависит не от того насколько текущая выручка отличается от ее значения в точке безубыточности, а от соотношения стандартного отклонения выручки и ожидаемой операционной прибыли.

Можно заметить асимметричность кривой распределения выручки $\omega(s,t)$ (см. рис. 3). Это означает, что числовые характеристики случайной величины: математическое ожидание (V_t), медиана ($S_{0,5,t}$) и мода (\hat{S}_t) не совпадают друг с другом. Для логарифмически нормального распределения их соотношение описывается неравенством: $V_t > S_{0,5,t} > \hat{S}_t$. Оно усиливается с ростом σ_t . Данное обстоятельство приводит к тому, что при увеличении неопределенности точка безубыточности, рассчитываемая на основании математического ожидания, становится менее представительной.

Рассмотрим, как изменяется вероятность благоприятных исходов $P\{S_t > K_t\}$ в окрестности точки безубыточности (рис. 4). Эта вероятность равна величине интегральной функции нормального распределения $N(d_2)$. Она определяет частоту, с которой операционные циклы заканчиваются с положительным финансовым результатом. На графиках показано изменение вероятности получения прибыли в зависимости от соотношения ожидаемой выручки V_t и затрат K_t . Видно, как уменьшается скорость перехода от однозначного убытка к однозначной прибыли при увеличении величины стандартного отклонения логарифма темпа роста выручки.

Асимметрия функции $\omega(s,t)$ приводит к тому, что в точке безубыточности вероятность получения прибыли меньше, чем вероятность получения убытка (данное обстоятельство хорошо заметно на графике $P\{S_t > K_t\}$ для $\sigma_t = 25\%$ на рис. 4). Это означает, что больше половины операционных циклов с таким соотношением выручки и затрат будут убыточными. Вместе с тем средняя прибыль, которую компания получает при благоприятном завершении операционного цикла, больше среднего убытка, который она получает при неблагоприятном исходе. В результате

математические ожидания прибыли и убытка оказываются одинаковыми.

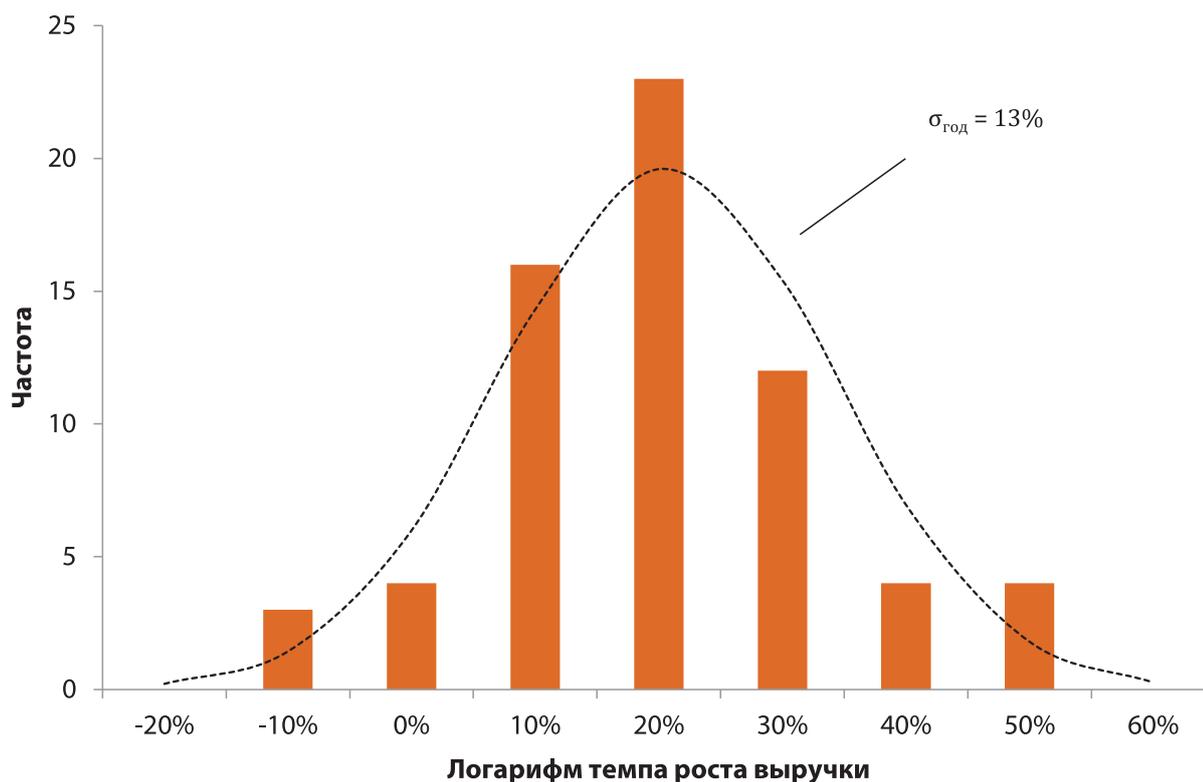
Самой заметной точкой графика $\omega(s,t)$ является мода, которая показывает наиболее вероятное значение выручки: $\omega(\hat{S}_t, t) = \max \omega(s, t)$. Согласно свойствам логарифмически нормального закона, соотношение моды и математического ожидания описывается уравнением: $\hat{S}_t = V_t \cdot \exp(-1,5 \cdot \sigma_t^2)$. Значение выручки равно моде определяет наиболее вероятную величину операционной прибыли, которую компания может получить по завершении операционного цикла. Уровень производства и реализации, при котором выполняется условие $K_t = \hat{S}_t$, можно определить как наиболее вероятную точку безубыточности.

В качестве некоторого «истинного» значения выручки выступает медиана плотности вероятности $\omega(s,t)$ [Айвазян и др., 1983, с. 178]. При таком значении выручки выполняется равенство: $P\{S_t > S_{0,5,t}\} = P\{S_t < S_{0,5,t}\}$. Согласно свойствам логарифмически нормального закона распределения соотношение медианы и математического ожидания описывается следующим уравнением: $S_{0,5,t} = V_t \cdot \exp(-0,5 \cdot \sigma_t^2)$. Уровень производства и реализации, при котором выполняется условие $K_t = S_{0,5,t}$, можно определить как «истинную» точку безубыточности. В этом случае одна половина операционных циклов завершится получением выручки меньше, чем произведенные затраты, а другая — больше.

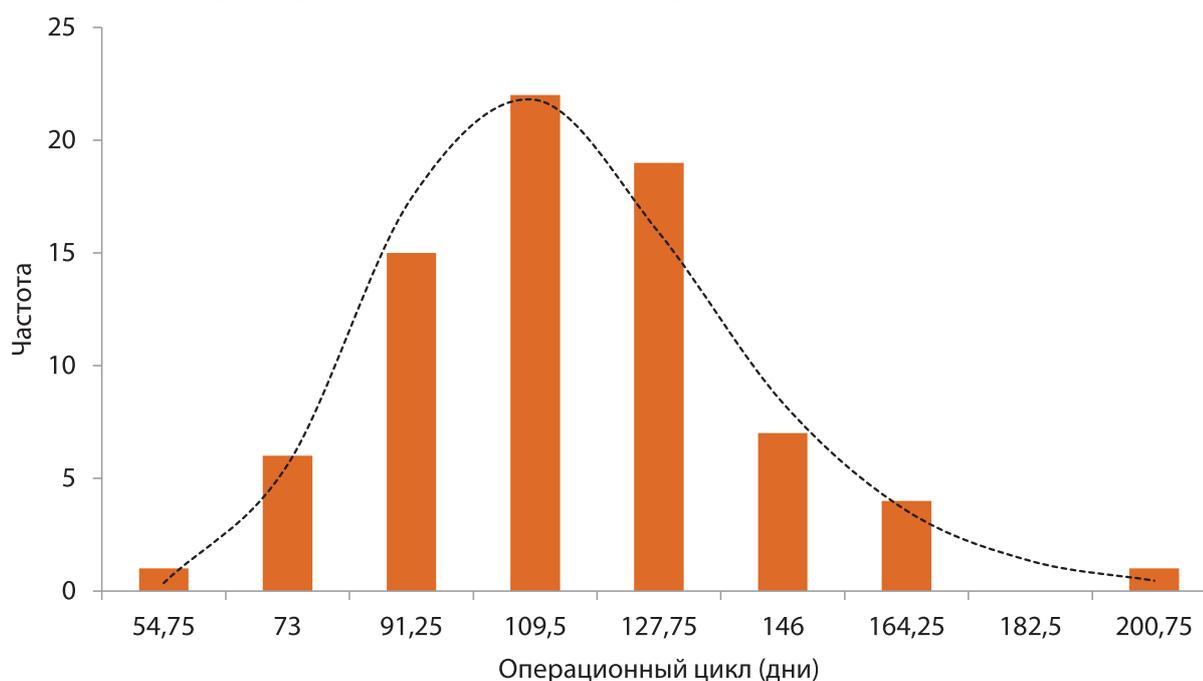
Когда стандартное отклонение логарифма темпа роста выручки меньше 13%, допустимо приближение, при котором логарифмически нормальный закон распределения заменяется нормальным законом [Вадзинский, 2001, с. 190]. В этом случае форма кривой распределения $\omega(s,t)$ приближается к симметричной. Числовые характеристики функции плотности отличаются друг от друга незначительно: $V_t \approx S_{0,5,t} \approx \hat{S}_t$. Вероятности прибыли и убытка в точке безубыточности становятся одинаковыми (см. графики $P\{S_t > K_t\}$ для $\sigma_t = 5\%$ и $\sigma_t = 10\%$ на рис. 4).

Пример эконометрического анализа

Неопределенность выручки оказывает влияние на все показатели компании, рассчитываемые на ее основе. Теперь их следует рассматривать как случайные величины. Следовательно, вместо однозначно определенной величины мы имеем диапазон значений. Вероятность появления того или иного значения определяется плотностью распределения. Это существенным образом сказывается на финансовом анализе. Вместо детерминированных переменных следует использовать математические ожидания соответствующих случайных величин.

Рисунок 5. Гистограмма распределения логарифма темпа роста выручки ПАО «Аэрофлот»

Примечание: объем выборки — 70; среднее — 4,2%; стандартное отклонение — 13,3%; критерий χ^2 Пирсона при уровне значимости — 0,05–7,8; наблюдаемое значение критерия χ^2 Пирсона — 1,8 (гипотеза о соответствии распределений принимается).

Рисунок 6. Гистограмма распределения длительности операционного цикла ПАО «Аэрофлот»

Примечание: объем выборки — 75, мода — 97 дней, медиана — 103 дня, среднее — 106 дней, стандартное отклонение — 26 дней.

Эмпирическая функция плотности

Проанализируем плотность распределения логарифма темпа роста выручки ПАО «Аэрофлот» (рис. 5)⁶. Связь логарифма темпа роста и частоты, с которой встречается то или иное значение показателя, отражена на гистограмме (фактическое распределение) и на графике (теоретическое распределение). Значения случайной величины представлены логарифмом отношения показателя за текущий квартал к его величине за предшествующий квартал. Перед построением гистограммы сезонная составляющая была исключена. В расчетах использованы данные квартальных бухгалтерских отчетов за период с 1999 по 2016 г.

Так как мы анализируем логарифмы темпа роста выручки, то теоретическая плотность распределения описывается нормальным законом. Близость фактического и теоретического распределений говорит об обоснованности применения модели геометрического случайного движения для описания процесса формирования выручки. Кроме этого, соответствие плотности распределения логарифма темпа роста выручки нормальному закону подтверждается проверкой, выполненной квантильным методом (см. Приложение 2).

Длительность операционного цикла

Операционная прибыль, на которую рассчитывает компания, складывается из финансовых результатов, получаемых при завершении ряда операционных циклов. Проанализируем распределение операционного цикла по длительности (рис. 6). Связь длительности операционного цикла и частоты, с которой встречается то или иное значение показателя, отражена на гистограмме (фактическое распределение) и на графике (теоретическое распределение).

При построении гистограммы использованы данные квартальных бухгалтерских отчетов компании за период с 1998 по 2016 г. Средняя величина операционного цикла равняется 106 дням. На это значение мы будем ориентироваться в дальнейшем. Теоретическая плотность распределения показателя описывается логарифмически нормальным законом [Белых, 2018].

Для расчета длительности операционного цикла (в днях) было применено следующее уравнение:

$$\text{Операционный цикл} = \left(\frac{\text{Запасы} + \text{НДС}}{\text{Себестоимость}} + \frac{\text{Дебиторская задолженность}}{\text{Выручка}} \right) \cdot \frac{365}{4}, \quad (9)$$

где наименования показателей в числителе и знаменателе отражают соответствующие статьи бухгалтерской отчетности компании.

Ожидаемые значения прибыли и убытка

Рассчитаем математические ожидания прибыли и убытка ПАО «Аэрофлот». Предположим, что компания планирует получить выручку в размере $V_t = 366$ млрд руб. При этом затраты, которые состоят из себестоимости, коммерческих и управленческих расходов, составят $K_t = 354$ млрд руб. (это фактические данные за 2015 г.).

Воспользуемся уравнением безубыточности (1) и выразим операционную прибыль через соотношение выручки и затрат, сопутствующих ее получению:

$$EBIT_t = V_t - K_t = 366 - 354 = 12 \text{ млрд руб.}$$

Соотношение стандартных отклонений, наблюдаемое на практике, описывается уравнением (8) не очень точно, отчего σ_t лучше получить эмпирическим путем. Для этого следует оценить волатильность темпа роста выручки, сформированной в течение периода времени, близкого к длительности операционного цикла. Так как длительность операционного цикла ПАО «Аэрофлот» примерно соответствует кварталу (106 дней), применим значение, найденное для логарифма темпа роста квартальной выручки ($\sigma_{\text{кв}} = 13,3\%$).

Предположим, что при планировании операционной деятельности учитываются сезонные колебания выручки. В этом случае уравнения для расчета математических ожиданий (5) и (6) принимают следующий вид:

- математическое ожидание прибыли равно:

$$C_t = 366 \cdot N \left(\frac{\ln \left(\frac{366}{354} \right) + \frac{0,133^2}{2}}{0,133} \right) - 354 \cdot N \left(\frac{\ln \left(\frac{366}{354} \right) - \frac{0,133^2}{2}}{0,133} \right) = 25,7 \text{ млрд руб.};$$

- математическое ожидание убытка равно: $P_t = 25,7 - 12,0 = 13,7$ млрд руб.

Воспользуемся стохастическим уравнением (4) и выразим операционную прибыль через соотношение «шансов и рисков», сопутствующих ее получению:

$$EBIT_t = C_t - P_t = 25,7 - 13,7 = 12 \text{ млрд руб.}$$

Мы видим, что операционная прибыль компании, равная 12 млрд руб., является результатом завершения ряда операционных циклов, одни из которых заканчиваются с положительным финансовым результатом и приносят прибыль в размере 25,7 млрд руб., а другие заканчиваются с отрицательным финансовым результатом и приносят убыток в размере 13,7 млрд руб.

⁶ Компании из капиталоемких отраслей более чувствительны к неопределенности, поэтому в качестве примера мы приводим авиакомпанию. В настоящее время российские авиакомпании испытывают на себе последствия экономического спада, последовавшего вслед за ростом уровня неопределенности в 2008 г. [Жданов, Афанасьева, 2011; Веремчук, Чиркова, 2017].

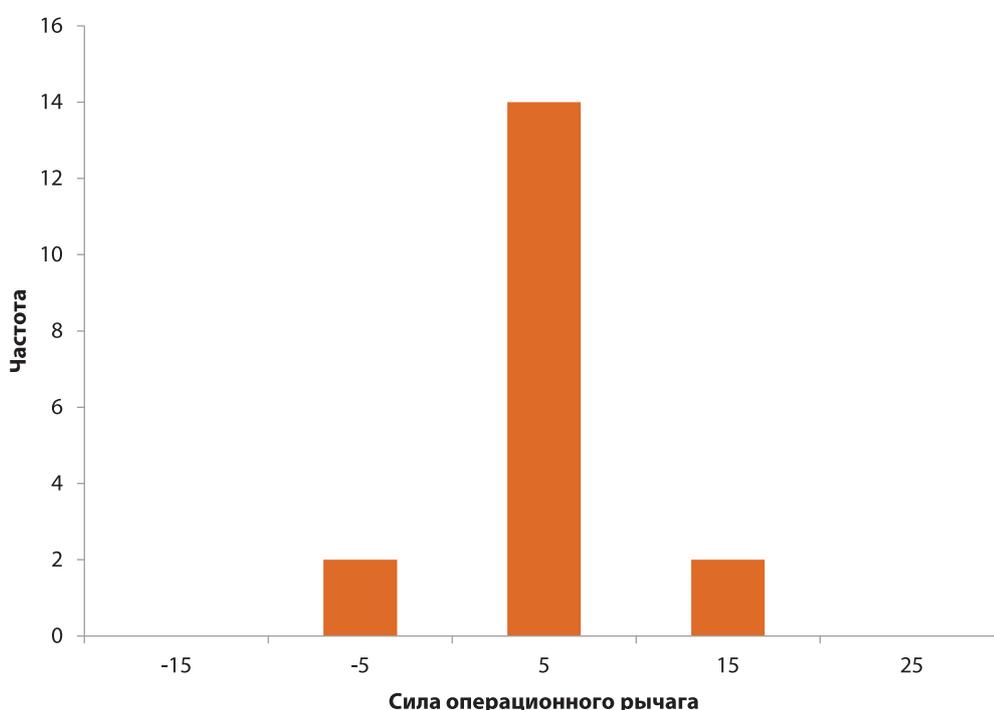
Таким образом, мы рассчитали финансовый результат операционной деятельности двумя способами. В первом случае мы нашли операционную прибыль с использованием детерминированного уравнения безубыточности (так прибыль рассчитывается в процессе планирования операционного бюджета). Во втором случае мы нашли операционную прибыль с использованием стохастического уравнения безубыточности (такой расчет показывает структуру финансового результата с точки зрения благоприятных и неблагоприятных исходов).

Второй способ расчета операционной прибыли позволяет также рассчитать показатель, который можно использовать для оценки риска, сопутствующего операционной деятельности компании (см. Приложение 3).

Сила операционного рычага

Рассмотрим плотность распределения силы операционного рычага (рис. 7). Связь силы операционного рычага и частоты, с которой встречается то или иное значение показателя, отражена на гистограмме. При ее построении использованы данные, которые содержатся в годовых бухгалтерских отчетах за период с 1995 по 2015 г. Выборка включает 18 значений случайной величины (были отброшены значения силы операционного рычага за два периода: за 2000 г. — равное 29 и за 2002 г. — равное 105). Среднее значение силы операционного рычага равно 0,7. Как видно из гистограммы, найденная величина относится к области наиболее часто встречающихся значений показателя.

Рисунок 7. Гистограмма распределения силы операционного рычага ПАО «Аэрофлот»



Примечание: объем выборки — 18; среднее — 0,71; стандартное отклонение — 5,36.

Для расчета силы операционного рычага (DOL) был использован способ, при котором анализируется относительное изменение выручки и операционной прибыли за два последовательных периода времени:

$$DOL = \frac{\Delta EBIT / EBIT}{\Delta V / V}, \quad (10)$$

где величина операционной прибыли рассчитывается без учета доходов и расходов, не связанных с операционной деятельностью⁷.

Значение силы операционного рычага менее единицы говорит о нарушении линейного характера зависимостей, описывающих изменение выручки и затрат

при увеличении объемов производства и реализации продукции. Вследствие этого оценка запаса финансовой прочности с использованием детерминированного уравнения безубыточности становится непростой задачей.

Способ на основе стохастического уравнения безубыточности более эффективен. Мы видим, что при имеющемся соотношении выручки и затрат $V_t / K_t = 366/354 = 1,03$ и стандартном отклонении логарифма темпа роста выручки $\sigma_t = 13,3\%$ вероятность получения убытка остается достаточно высокой: $P\{S_t < K_t\} = 43\%$ (см. рис. 4). Согласно этому примерно два операционных цикла из пяти заканчиваются с отрицательным финансовым результатом.

⁷ Более подробно способ расчета силы операционного рычага рассмотрен в работе [Алексеев, Николаева, 2016].

Заключение

Уравнение безубыточности описывает соотношение показателей компании при различных уровнях производства и реализации. В работе представлена математическая модель, которая дополняет анализ безубыточности, включая в него неопределенность, сопутствующую операционной деятельности. При таком подходе прибыль компании рассматривается с точки зрения благоприятных и неблагоприятных исходов как итог реализации одной из этих альтернатив. Для описания случайного процесса нами применена стохастическая модель на основе геометрического блуждания. Из этого следует, что плотность распределения выручки должна подчиняться логарифмически нормальному закону. Мы использовали это обстоятельство для проверки модели, проанализировав эмпирическую функцию плотности логарифма темпа роста выручки выбранного предприятия.

Для учета фактора времени применена концепция операционного цикла, в рамках которой прибыль компании рассматривается как результат выполнения ряда операционных циклов. Можно представить, что операционный цикл соответствует испытанию в теории вероятностей, каждое из которых может завершиться как положительным, так и отрицательным итогом. Такой способ выявляет структуру финансового результата с точки зрения возможных благоприятных и неблагоприятных исходов, включая в анализ альтернативные сценарии развития компании. Убыток, полученный по завершении одного операционного цикла, ставит под угрозу возобновление в прежнем объеме следующего операционного цикла. При таком рассмотрении становится очевидным, что для обеспечения стабильной работы требуется источник финансирования, не связанный с операционной деятельностью (например, собственный капитал или кредит в форме овердрафта). Величина ожидаемого убытка дает представление об объеме такого финансирования.

Неопределенность спроса приводит к тому, что финансовые показатели, рассчитываемые на основе выручки, являются случайными величинами. Эконометрический анализ показывает, что стохастическая составляющая является не малозначимой поправкой, а преобладающим компонентом исследуемых переменных. В некоторых случаях плотность распределения подчиняется логарифмически нормальному закону. Это подтверждается гистограммами, описывающими плотности распределения выручки и длительности операционного цикла. Вследствие асимметрии кривой распределения единственная точка безубыточности является не вполне представительной. Это становится особенно заметным при большой величине стандартного отклонения. Выводы, сделанные с учетом случайного характера выручки, могут значительно

отличаться от результатов анализа безубыточности, выполненного на основе детерминированного подхода.

Предложенный способ анализа безубыточности удобно применять на практике. При составлении операционного бюджета одновременно разрабатываются бюджеты продаж и производства. На этом этапе становятся известными математические ожидания обоих показателей, необходимых для оценки финансового результата с помощью стохастического уравнения. Они устойчивы к изменениям способов бухгалтерского и управленческого учета: величина выручки в минимальной степени зависит от учетной политики компании, в то время как о затратах важно знать их общее значение, без учета классификации, используемой при калькулировании. Несмотря на то, что описанная математическая модель предоставляет хорошую основу для управления компанией в условиях неопределенности, следует помнить о неэффективности тактических решений, которые изменяют операционные показатели компании в нужном направлении, но действуют в короткий промежуток времени. Важны не случайные (кратковременные), а трендовые изменения, которые являются следствием стратегических (долговременных) усилий.

Приложение 1

Будущая стоимость опциона

Для расчета цены европейских опционов используются уравнения, которые позволяют рассчитать их настоящую стоимость [Black, Scholes, 1973]:

- стоимость опциона колл:

$$C_0 = V_0 \cdot N(d_1) - K_t \cdot N(d_2) \cdot e^{-\mu t};$$

- стоимость опциона пут:

$$P_0 = V_0 \cdot (N(d_1) - 1) - K_t \cdot (N(d_2) - 1) \cdot e^{-\mu t},$$

где V_0 — текущая стоимость финансового актива;

K_t — цена исполнения опциона;

$N(d_1)$ и $N(d_2)$ — интегральные функции нормального распределения для аргументов равных, соответственно, d_1 и d_2 ;

μ — безрисковая ставка логарифмической доходности (в годовом исчислении)⁸;

t — срок исполнения опциона.

Для учета стоимости денег во времени воспользуемся формулой непрерывного начисления процентов:

$$V_t = V_0 \cdot e^{\mu t},$$

где V_t — стоимость финансового актива через время t .

Похожим образом рассчитаем будущую стоимость опционов:

⁸ Модель опционов исходит из возможности проведения арбитражных операций, по этой причине рост стоимости финансового актива пропорционален изменению безрисковой ставки доходности. При анализе операционной деятельности ставка доходности равна средневзвешенной стоимости капитала компании.

- стоимость опциона колл:

$$C_t = C_0 \cdot e^{\mu t} = V_0 \cdot N(d_1) \cdot e^{\mu t} - K_t \cdot N(d_2) = V_t \cdot N(d_1) - K_t \cdot N(d_2) ;$$

- стоимость опциона пут:

$$P_t = P_0 \cdot e^{\mu t} = V_0 \cdot (N(d_1) - 1) \cdot e^{\mu t} - K_t \cdot (N(d_2) - 1) = V_t \cdot (N(d_1) - 1) - K_t \cdot (N(d_2) - 1)$$

Преобразуем формулы для расчета аргументов интегральных функций нормального распределения, используя стоимость финансового актива на момент исполнения опциона:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_0}{K_t}\right) + \mu \cdot t + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = \frac{\ln\left(\frac{V_0}{K_t} \cdot e^{\mu t}\right) + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K_t}\right) + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t}$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K_t}\right) - \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = d_1 - \sigma_t$$

где σ_t — стандартное отклонение логарифма темпа роста стоимости финансового актива для промежутка времени, равного t .

В таком виде уравнения описывают опционные сделки, в которых первоначальный платеж совершается в размере цены исполнения опциона на текущий момент времени K_0 :

$$\begin{aligned} K_0 &= K_t \cdot e^{-\mu t} d_2 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K_t}\right) - \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = \\ &= d_1 - \sigma_t d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_0}{K_t}\right) + \mu \cdot t + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = \\ &= \frac{\ln\left(\frac{V_0}{K_t} \cdot e^{\mu t}\right) + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K_t}\right) + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t} P_t = \\ &= P_0 \cdot e^{\mu t} = V_0 \cdot (N(d_1) - 1) \cdot e^{\mu t} - K_t \cdot (N(d_2) - 1) = V_t \cdot (N(d_1) - 1) - K_t \cdot (N(d_2) - 1) \\ C_t &= C_0 \cdot e^{\mu t} = \\ &= V_0 \cdot N(d_1) \cdot e^{\mu t} - K_t \cdot N(d_2) = \\ &= V_t \cdot N(d_1) - K_t \cdot N(d_2), V_t = V_0 \cdot e^{\mu t} \end{aligned}$$

Окончательный расчет осуществляется в размере будущей стоимости опциона при наступлении срока исполнения.

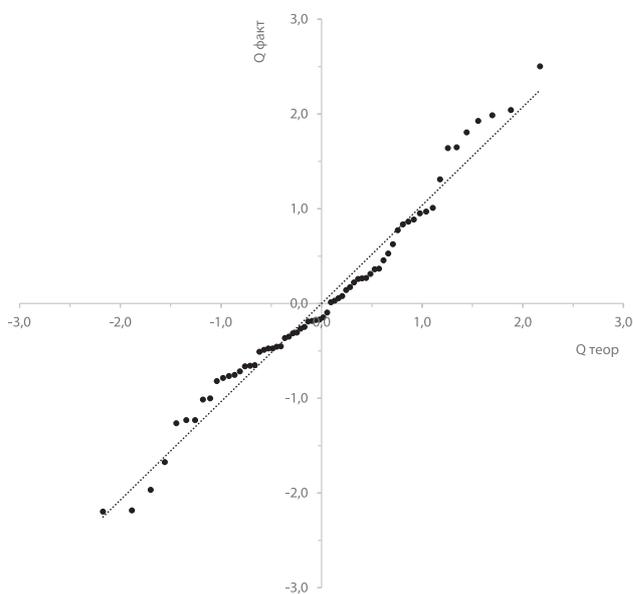
Приложение 2

Проверка закона распределения

Долгое время логарифмически нормальное распределение применялось преимущественно для описания доходности финансовых инструментов [Ширяев, 1998]. Сейчас появились работы, в которых показано, что с помощью этого закона можно описать плотность распределения цен и арендных ставок на рынке недвижимости [Ласкин и др., 2016].

В соответствии с геометрической моделью случайного движения плотность распределения темпа роста выручки так же подчиняется логарифмически нормальному закону. С целью проверки этого предположения рассмотрим экспериментальные данные, представленные в виде графика квантиль-квантиль (рис. 8). На графике по оси абсцисс отложены квантили теоретического распределения, по оси ординат — квантили фактического распределения.

Рисунок 8. График квантиль-квантиль для логарифма темпа роста выручки ПАО «Аэрофлот»



Экспериментальные точки располагаются близко к прямой линии, проходящей через точку (0,0) под углом 45°. Характер отклонения правых крайних точек говорит о возможной отрицательной асимметрии эмпирического распределения. Похожее отклонения наблюдаются при анализе доходностей финансовых инструментов [Hull, 2002, p. 335]. В целом, фактическая плотность распределения отвечает теоретическим предположениям, что подтверждает возможность использования описанного в работе способа расчета математических ожиданий прибыли и убытка.

Приложение 3

Рентабельность капитала с учетом риска

В риск-менеджменте применяется показатель, который определяют, как рентабельность капитала с учетом риска (*RAROC*). Он равен отношению чистой прибыли к капиталу, зарезервированному на случай возможных потерь [Лобанов, 2003, с. 557].

Рассчитаем похожий показатель для капитала, обеспечивающего операционную деятельность ПАО «Аэрофлот». С этой целью найдем отношение операционной прибыли за вычетом налога на прибыль к величине убытка, который сопровождает ее получение:

$$RAROC' = \frac{EBIT_r(1-d)}{P} = \frac{12(1-0,2)}{13,7} \cdot 100 = 70\% \text{ (год)},$$

где $d = 20\%$ — ставка налога на прибыль.

Полученное значение *RAROC'* показывает операционную рентабельность капитала с учетом риска. Этот показатель может быть использован для определения оптимального соотношения между риском и доходностью операционной деятельности компании.

Список литературы

Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика. Основы моделирования и первичная обработка данных. М.: Финансы и статистика, 1983.

Алексеев М.А., Николаева Н.Ю. Влияние неоперационных доходов и расходов на финансовый анализ с использованием теории рычагов // Экономика и предпринимательство, 2016. № 1 (ч. 2). С. 233–237.

Белых В.В. Управление оборотными активами: неопределенность длительности операционного цикла // Проблемы теории и практики управления, 2018. № 2. С. 85–94.

Блум Н. Изменчивость уровня неопределенности в экономике // Вопросы экономики, 2016. № 4. С. 30–55.

Бухвалов А.В. Реальные опционы в менеджменте: введение в проблему // Российский журнал менеджмента, 2004. № 1(2). С. 3–32.

Бухвалова В.В., Петрушевич А.В. Определение оптимальных объемов производства в условиях информационной неопределенности спроса // Экономика и математические методы, 2011. № 2(47). С. 3–23.

Вадзинский Р.Н. Справочник по вероятностным распределениям. СПб.: Наука, 2001.

Веремчук И.А., Чиркова Е.В. Предпочтения кредиторов в ходе банкротства: формальное банкротство или реструктуризация (Пример компании «Трансаэро») // Российский журнал менеджмента, 2017. № 2(15). С. 225–248.

Жданов В.Ю., Афанасьева О.А. Модель диагностики риска банкротства предприятий авиационно-промышленного комплекса // Корпоративные финансы, 2011. № 4(20). С. 77–89.

Ласкин М.Б., Русаков О.В., Джаксумбаева О.И. Оценка показателей рынка недвижимости по статистическим данным на основе многомерного логарифмически нормального закона // Экономический журнал ВШЭ, 2016. № 2(20). С. 268–284.

Лобанов А.А. (ред.) Энциклопедия финансового риск-менеджмента. М.: Альпина Паблишер, 2003.

Мадера А.Г. Математическое моделирование и оптимизация бизнес-процессов на основе комплексного критерия «шансы — риски» // Российский журнал менеджмента, 2015. № 4(13). С. 51–68.

Федорова Е.А., Тимофеев Я.В. Нормативы финансовой устойчивости российских предприятий: отраслевые особенности // Корпоративные финансы, 2015. № 1(33). С. 38–45.

Шигаев А.И. Влияние изменений в ценах и затратах на уровень безубыточности предприятия // Экономический анализ: теория и практика, 2008. № 2(107). С. 34–41.

Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики. Т. 1. Факты. Модели. М.: ФАЗИС, 1998.

Black F., Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities // Journal of Political Economy, 1973. No. 81. P. 637–654.

Brennan M.J., Schwartz E.S. Evaluating natural resource investments // Journal of Business, 1985. No. 58 (2). P. 135–157.

Hull J.C. Options, Futures, and Other Derivatives. Boston: Prentice Hall, 2002.

McDonald R., Siegel D. The value of waiting to invest // The Quarterly Journal of Economics, 1986. No. 101 (4). P. 707–727.

Merton R.C. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates // Journal of Finance, 1974. No. 2(29). P. 449–470.

Richards V.D., Laughlin E.J. A cash conversion cycle approach to liquidity analysis // Financial Management, 1980. No. 9 (1). P. 32–38.

Stochastic analysis of the break-even of the enterprise

Belykh, Vasily V.

Candidate of Physico-Mathematical Sciences,
Associate Professor at the Department of Economics, Corporate Management and Finance,
Novosibirsk State University of Economics and Management
56, Kamenskaya St., Novosibirsk,
E-mail: v.v.belykh@gmail.com

Abstract

The break-even equation describes the relationship between the financial indicators of a company at various levels of production and sales. The processes that lead to their change are considered deterministic. In this paper, we present a mathematical model that complements the break-even analysis by including the uncertainty related to the operating activity of the company. The method is based on the description of the revenue generation process using the geometric stochastic motion model. In addition to that, to more accurately describe the impact of time we used the concept of the operational cycle. The equations that we obtained allow us to describe the financial result as a difference in the mathematical expectations of profit and loss. This method presents the structure of the financial result in terms of possible favorable and unfavorable outcomes, including into the analysis the alternative scenarios of company's development. In addition to the theoretical research, we show to what extent the uncertainty of revenue affects the financial performance of a stable operating company. For this purpose, we consider the charts of the probability density functions of the parameters used in the break-even analysis which demonstrate the contribution of the random component on their magnitude. We will see that the conclusions made with regard to the stochastic nature of the proceeds may differ significantly from the results of the break-even analysis performed on the basis of the assumption of the deterministic nature of the proceeding processes. Within the framework of this paper, the operation of a company is considered primarily from the position of a breakeven analysis. However, the equations that were obtained can be used to calculate the indicators that allow to assess the risks of operating activities. This is shown in the interpretation of the model in terms of the options and calculation of return on equity, taking into account the risk.

Keywords: Break-even analysis; operating cycle; expectation and probability of profit and loss; the value of the option; the break-even point.

JEL: C67, G31, M21

References

- Aivazyan, S.A., Yenyukov, I.S., Meshalkin, L.D. (1983) *Prikladnaya statistika. Osnovy modelirovaniya i pervichnaya obrabotka dannykh. Applied statistics. Based of modelling and initial data processing.* M.: Finansy I statistika.
- Alekseev, M.A., Nikolaeva, Y.N. (2016) Vliyanie neoperatsionnykh dokhodov i raskhodov na finansovyy analiz s ispol'zovaniem teorii rychnagov [The impact of non-operational income and expenditure on financial analysis using leverage theory]. *Journal of Economy and entrepreneurship*, vol. 2, no. 1, pp. 233–237.
- Belykh, V.V. (2018) Upravlenie oborotnymi aktivami: neopredelennost' dlitel'nosti operatsionnogo cikla. Problemy teorii i praktiki upravleniya [Current asset management: uncertainty of the duration of the operational cycle]. *Theoretical and Practical Aspects of Management*, no. 2, pp. 85–94.
- Black, F., Scholes, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 1973, no. 81, pp. 637–654.
- Bloom, N. (2014) Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 28, no. 2, pp. 153–176.
- Brennan M.J., Schwartz, E.S. (1985) Evaluating natural resource investments. *Journal of Business*, vol. 2, no. 58, pp. 135–157.
- Bukhvalov, A.V. (2004) Realnye opciony v menedzhmente: vvedenie v problem [Real options in management: an introduction to the problem]. *Russian Management Journal*, vol. 2, no. 1, pp. 3–32.
- Bukhvalova, V.V., Petrusevich, A.V. (2011) Opreделение optimal'nykh ob'emov proizvodstva v usloviyakh informatsionnoy neopredelennosti sprosa [Determination of the Optimal Production output under Informational Uncertainty of Demand]. *Economics and Mathematical Methods*, vol. 47, no. 2, pp. 3–23.
- Fedorova, E.A., Timofeev, Ya.V. (2015) Normativy finansovoy ustojchivosti rossijskix predpriyatij: otraslevye osobennosti [Standards of Financial Stability of Russian Enterprises: Sectoral Features]. *Journal of Corporate Finance Research*, vol. 33, no. 1, pp. 38–45.
- Hull, J.C. (2002) *Options, Futures, and Other Derivatives.* Boston: Prentice Hall.
- Laskin, M.B., Rusakov, O.V., Jhaksumbaeva, O.I. (2016) Otsenka pokazateley rynka nedvizhimosti po statisticheskim dannym na osnove mnogomernogo logarifmicheski normal'nogo zakona [Estimation of the Real Estate Market Indexes According to Statistical Data and Based on Multidimensional Log-normal Distribution]. *HSE Economic Journal*, vol. 20, no. 2, pp. 268–284.
- Lobanov, A.A. (ed.) (2003) *Entsiklopediya finansovogo risk-menedzhmenta* [Encyclopedia of financial risk management]. Moscow: Al'pina Publisher.
- Madera, A.G. (2015) Matematicheskoe modelirovanie i optimizatsiya biznes-protsessov na osnove kompleksnogo kriteriya "shansy — riski" [Mathematical modeling and optimization of the business processes on the basis of a comprehensive criteria "chances — risks"]. *Russian Management Journal*, vol. 13, no. 4, pp. 51–68.
- McDonald, R., Siegel, D. (1986) The value of waiting to invest // *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 4, no.101, pp. 707–727.
- Merton, R.C. (1974) On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance*, vol. 29, no. 2, pp. 449–470.
- Richards, V.D., Laughlin, E.J. (1980) A cash conversion cycle approach to liquidity analysis. *Financial Management*, no. 9 (1), pp. 32–38.
- Shigaev, A.I. (2008) Vliyanie izmeneniy v tsenakh i zatratkh na uroven' bezubytochnosti predpriyatiya [The impact of changes in prices and costs on the break-even level of a company]. *Economic Analysis: Theory and Practice*, vol. 107, no. 2, pp. 34–41.
- Shiryayev, A.N. (1998) *Osnovy stokhasticheskoy finansovoy matematiki. T. 1. Fakty. Modeli* [Fundamentals of stochastic financial mathematics. V. 1. Data. Models]. Moscow: FAZIS.
- Vadzinskiy, R.N. (2001) *Spravochnik po veroyatnostnym raspredeleniyam* [Handbook of Probabilistic Distributions]. St. Petersburg: Nauka.
- Veremchuk, I.A., Chirkova, E.V. (2017) Predpochteniya kreditorov v xode bankrotstva: formalnoe bankrotstvo ili restrukturizatsiya (primer kompanii "Transaero") [Preferences of Creditors Towards Formal Bankruptcy or Restructuring in the Course of Bankruptcy (The Case of "Transaero" Company)]. *Russian Management Journal*, vol. 15, no. 2, pp. 225–248.
- Zhdanov, V.YU., Afanas'eva, O.A (2011) Model' diagnostiki riska bankrotstva predpriyatij aviacionno-promyshlennogo kompleksa. Korporativnye finansy [The model of bankruptcy risk diagnostics of enterprises of the aviation-industrial complex]. *Journal of Corporate Finance Research*, vol. 20, no. 4, pp. 77–89.

Сопоставление рейтинговых шкал российских и зарубежных агентств: промышленные и финансовые компании

Дьячкова Наталья Федоровна

Аспирант 2-го года обучения, Аспирантская школа по экономике
Учебный ассистент, Департамент финансов
Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»
Москва, ул. Мясницкая, д. 20
E-mail: Nfdyachkova@gmail.com

Аннотация

В статье рассмотрены российские и зарубежные рейтинговые агентства, сопоставлены их шкалы применительно к российским промышленным компаниям и финансовым институтам (банкам и страховым компаниям). Рынок кредитных рейтингов представлен как международными, так и национальными рейтинговыми агентствами, среди которых стандарты присвоения рейтингов могут существенно различаться. Ввиду отсутствия общепринятой методики рейтингования оценка кредитоспособности эмитентов усложняется. Зачастую рейтинговые агентства присваивают одной и той же компании отличающиеся кредитные рейтинги. Подобная ситуация вызывает усложнение процесса управления и свидетельствует о наличии конфликта интересов, если перед инвестором стоит выбор между альтернативными ценными бумагами, которым рейтинги присвоены разными рейтинговыми агентствами: для него будет важна возможность сопоставить такие рейтинги. В России этим вопросом занимаются в рамках разработки единого рейтингового пространства, формируя систему отображения рейтингов в выбранной базовой шкале. Однако, как в России, так и за рубежом, сравнение шкал рейтинговых агентств производится в основном для банков и финансовых институтов и их выпусков ценных бумаг, при этом многие кредитные рейтинги и их изменения в большинстве случаев не учитываются, что в определенной степени служит стимулом для исследования.

Механизм сопоставления рейтингов различных агентств необходим не только инвесторам, но и другим участникам финансового рынка, в том числе и государственным надзорным органам. Несмотря на то, что проведено немало количественных исследований, измеряющих различия мнений рейтинговых агентств относительно кредитоспособности одного и того же эмитента, большинство из них направлено на анализ причин этих различий, а не на сопоставление присвоенных рейтинговых шкал и оценок. В работе рассматриваются основные методы, используемые для сравнения рейтингов финансовых институтов, в том числе для различных стран, а также качественные различия и причины расхождений между данными рейтингами. Приведена таблица соответствия кредитных рейтингов для агентств, аккредитованных в России.

Ключевые слова: кредитный рейтинг, рейтинговые агентства, промышленные компании, финансовые институты

JEL: G23, G24, G32

Введение: сопоставление методик присвоения рейтингов на рынке рейтинговых услуг

Рейтинги являются перспективным инструментом отображения меры кредитного риска и позиционирования объектов по степени вероятности их дефолта. На сегодняшний день активное внедрение рейтинговых систем было рекомендовано Базельским комитетом по банковскому надзору и принципами соглашений на основе рекомендаций Базеля II и Базеля III, что было продиктовано экономической целесообразностью и созданием лучшей среды регулирования финансовой деятельности. Значения рейтингов во многих странах используются как бенчмаркинг для большинства ценных бумаг и публичных компаний различных отраслей.

Рейтинговые агентства, прежде чем присвоить конкретное значение рейтинговой оценки, проводят процедуру оценки и рейтингования субъекта относительно всех представимых субъектов в базовой шкале. В соответствии с методикой, применяемой рейтинговым агентством, определяется класс рейтингуемого субъекта, который выражается через присвоение конкретного рейтинга.

Рынок кредитных рейтингов представлен как международными, так и национальными рейтинговыми агентствами, стандарты присвоения рейтингов которыми могут существенно различаться. Ввиду отсутствия общепринятой методики рейтингования оценка кредитоспособности эмитентов усложняется. Зачастую рейтинговые агентства присваивают одной и той же компании отличающиеся кредитные рейтинги. Подобная ситуация усложняет процесс управления и свидетельствует о наличии конфликта интересов, если перед инвестором стоит выбор между альтернативными ценными бумагами, которым рейтинги присвоены разными рейтинговыми агентствами: для него будет важна возможность сопоставить рейтинги этих агентств.

Механизм сопоставления рейтингов различных агентств необходим не только инвесторам, но и другим участникам финансового рынка, в том числе и государственным надзорным органам. Несмотря на то, что проведено немало количественных исследований, измеряющих различия мнений рейтинговых агентств относительно кредитоспособности одного и того же эмитента, большинство из них направлено на анализ причин этих различий, а не на сопоставление присвоенных рейтинговых шкал и оценок.

Стоит также отметить еще несколько классификаций кредитных рейтингов. Так, в зависимости от охватываемого периода времени рейтинги могут быть краткосрочными и долгосрочными. Вторая классификация определяется валютой: рейтинги могут быть в иностранной и национальной валюте. Определяющим

фактором третьей классификации является заказчик рейтинга или, соответственно, его отсутствие – в этом случае рейтинги делятся на дистанционные (незапрашиваемые, неоплачиваемые) и контактные (запрашиваемые, оплачиваемые). В первом случае рейтинговое агентство дает свою оценку на основе только открытой информации об эмитенте по собственной инициативе, во втором же заказчиком рейтинга является эмитент, который предоставляет рейтинговому агентству дополнительную информацию о своем финансовом состоянии.

Получатели дистанционных кредитных рейтингов зачастую утверждают, что такие рейтинги занижены и не отражают реального финансового состояния компании [Bannier et al., 2010].

В работе [Poon, Firth, 2005] проводится анализ рейтингов банков для того, чтобы выяснить, различаются ли контактные и дистанционные рейтинги между собой. Выборка включает 1060 рейтингов крупнейших банков из 82 стран. Рассматриваются только рейтинги, присвоенные агентством *Fitch*. Выбор именно этого агентства авторы обуславливают тем, что в банковском секторе развитых стран Северной Америки и Западной Европы доли международных агентств различаются незначительно, однако покрытие банковского сектора агентством *Fitch* в странах Африки, Азии, Центральной и Восточной Европы и Латинской Америки больше, чем у двух других агентств.

Результаты исследования показывают, что дистанционные рейтинги ниже контактных по ряду причин. Во-первых, банки с неустойчивым финансовым положением не склонны заказывать рейтинги, поэтому в том случае, если рейтинговое агентство решает присвоить такому банку дистанционный рейтинг, он оказывается относительно низким. Во-вторых, незапрашиваемые рейтинги могут оказаться ниже по причине того, что рейтинговое агентство использует только открытую информацию о банке. То есть дистанционные рейтинги более «консервативные», поскольку основаны на более ограниченной информации, чем контактные рейтинги [Головань и др., 2011].

Причины занижения дистанционных рейтингов изучали также и Банниер, Бехр и Гуттлер [Bannier et al., 2010]. Влияние на дистанционные оценки, по мнению авторов, могут оказывать как выбор агентством эмитента, так и консерватизм агентства. Исследование базировалось на рейтингах компаний разных отраслей экономики за период с января 1996 г. по декабрь 2006 г. Авторы пришли к выводу, что основной причиной занижения дистанционных рейтингов банков является консерватизм рейтингового агентства. Этот фактор оказался важен и для промышленных компаний, однако и самостоятельный выбор агентством эмитента как определяющий фактор не может быть отвергнут.

Изучению проблемы дистанционных рейтингов посвящена также статья [Mukhopadhyay, 2006]. Автор отмечает, что существуют две противоположных

гипотезы по поводу незапрашиваемых рейтингов. Первая – дистанционные рейтинги формируют репутацию рейтингового агентства. Так как рынок рейтинговых услуг представляет собой олигополию, для того чтобы занять свою нишу на этом рынке, агентствам приходится заниматься рейтингованием эмитентов без запроса. Таким образом, постепенно создавая себе репутацию, рейтинговое агентство сможет рассчитывать на то, что эмитенты станут обращаться к нему за рейтингом, и уже тогда взимать с них плату за свои услуги.

Вторая гипотеза – дистанционные рейтинги приводят к «финансовому шантажу». Она объясняется следующим образом: изначально рейтинговое агентство присваивает эмитенту низкий дистанционный рейтинг, после чего ведет с ним переговоры и неявно обещает более высокий рейтинг в случае, если этот рейтинг будет оплачен.

В представленной выше статье Мукхопадхья методики дистанционные рейтинги характеризуются тремя особенностями: рейтинговое агентство не получает за них платы; они предназначены для создания репутации рейтингового агентства; они основаны на меньшей информации, чем контактные рейтинги. В модель также включаются три группы нейтральных к риску агентов: инвесторы, фирмы и рейтинговые агентства. В результате автором предложены сценарии, при которых дистанционные рейтинги приводят к улучшению благосостояния.

Исследование [Behr, Guttler, 2008] посвящено реакции фондового рынка на дистанционные рейтинги агентства *S&P* в период с января 1996 г. по декабрь 2005 г. Авторы выяснили, что инвесторы отрицательно реагируют на незапрашиваемые рейтинги, в особенности это характерно для рейтингов японских фирм. Отмечается также негативная реакция инвесторов на последующие изменения в рейтингах. Был сделан вывод о том, что ожидания инвесторов зачастую завышены, и они не могут самостоятельно адекватно оценивать кредитоспособность фирм. Именно поэтому услуги рейтинговых агентств очень важны.

Таким образом, в результате комплексной оценки большого объема информации рейтинговое агентство выносит свое мнение о финансовой устойчивости, надежности и кредитоспособности компании. В этом-то и состоит особенность рейтинга – в преобразовании большого числа характеристик и показателей компании в один значимый показатель.

Рейтинги необходимы всем участникам финансового рынка. Инвесторы используют их для оценки кредитных рисков и сравнения надежности альтернативных вариантов вложений. Эмитенты могут использовать рейтинг в качестве сигнала рынку о своей кредитоспособности, открытости и прозрачности; для снижения стоимости компании и расширения круга инвесторов; для получения преимуществ в тендерах; для улучшения имиджа и расширения клиентской базы.

Регулирующие органы используют рейтинги для расчета различных нормативов и применения нормативных актов; для допуска компании к некоторым операциям на фондовом рынке; для наблюдения за компанией, прогнозирования ее развития и оценки возможных проблем.

Рейтинговые шкалы российских и зарубежных агентств и методы их сопоставления

На российском рынке рейтинговых услуг работают зарубежные агентства «большой тройки» – *Moody's I.A.*, *Standard&Poor's A.*, *Fitch R.A.*, однако ниша рейтингования небанковских институтов в большей степени занята российскими рейтинговыми агентствами, такими как «Эксперт РА», «Национальное Рейтинговое Агентство» (НРА), «Рус-Рейтинг» и «Анализ, Консультации и Маркетинг» (АК&М). Все перечисленные агентства были аккредитованы Министерством финансов Российской Федерации. Их аккредитация новым регулятором – Центральным банком Российской Федерации является вопросом времени, так же как и вновь созданного Аналитического кредитного рейтингового агентства (АКРА)

Зарубежные рейтинговые агентства «большой тройки» оценивают эмитентов, по сути, со стороны инвесторов и принимают во внимание присвоенные суверенные рейтинги. Вместе с тем компаниям, которые не планируют выход на зарубежные рынки, необходимы оценщики, знакомые с местными особенностями ведения бизнеса и деловой культуры, в связи с чем они чаще прибегают к услугам национальных рейтинговых агентств. Фактически, в каждой стране существуют свои внутристрановые риски, которые возможно оценить с позиции внутренней оценки, что обуславливает появление национальных рейтинговых служб (в США подобная практика регулирования закреплена для всех национальных рейтинговых служб (*NRSRO*) актом Додда – Франка в 2008 г.).

Несмотря на то, что национальные российские рейтинговые агентства не могут сравниться с международными агентствами «большой тройки» по опыту работы, их основным преимуществом является то, что они понимают специфику отечественного бизнеса и могут работать с информацией, представленной в соответствии с российскими стандартами бухгалтерского учета. Услуги российских рейтинговых агентств для российских компаний обходятся дешевле и, скорее всего, они будут оказаны быстрее, что обеспечивает доверие эмитентов на внутреннем рынке. Их важным преимуществом также является то, что в таких агентствах понимают специфику российского бизнеса и могут работать с информацией, представленной в соответствии с российскими стандартами бухгалтерского учета.

Крупнейшим игроком российского рейтингового рынка является рейтинговое агентство «Эксперт РА», образованное в 1997 г. и переименованное в настоящее время в RAEX. У этого агентства рекордное число клиентов – на сегодняшний день им присвоено более 800 индивидуальных рейтингов. Кроме того, агентство представлено за рубежом через дочернюю компанию RAEX Europe в Германии, которая работает по европейским правилам и аккредитована ESMA, регулятором рейтинговой деятельности в ЕС.

«Эксперт РА» занимается рейтингованием банков, страховых и лизинговых компаний, негосударственных пенсионных фондов (НПФ), микрофинансовых организаций, гарантийных фондов и компаний нефинансового сектора. Агентство проводит регулярные исследования рынка банковских услуг, страхования, лизинга, факторинга и т. д.

С 2000 г. свою деятельность начало осуществлять «Национальное Рейтинговое Агентство». Клиентами НРА на сегодня являются более 350 юридических лиц. Агентство занимается оценкой кредитоспособности банков, ипотечных и лизинговых компаний, предприятий, микрофинансовых организаций, гарантийных фондов и регионов России. В 2014 г. НРА учредило дочернюю компанию в Австрии NRA International GmbH.

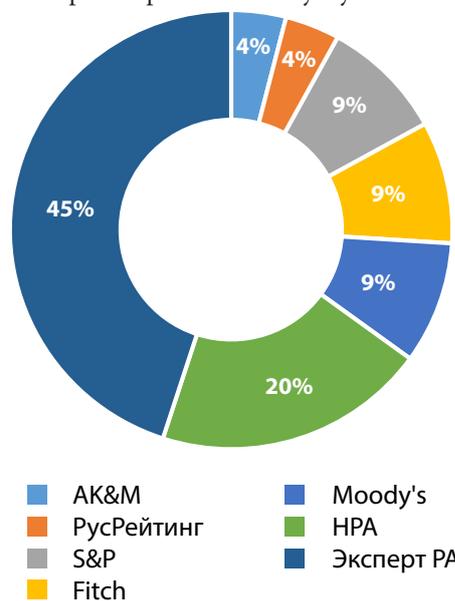
Независимое национальное рейтинговое агентство «Рус-Рейтинг» было создано в 2001 г. Оно занимается как рейтингованием эмитентов (банков, финансовых и промышленных компаний, паевых инвестиционных фондов), так и выпуском рублевых облигаций. Агентство проводит регулярные исследования банковского сектора. Оно заслужило признание как среди российских, так и зарубежных клиентов. «Рус-Рейтинг» также входит в *Global Rating Group*, которая работает на рынках России, Казахстана, Азербайджана и Армении.

Информационное агентство АК&М публикует рейтинги с 1994 г. Рейтинговое агентство АК&М было образовано в 2005 г. как дочерняя компания ЗАО «АК&М». Рейтинговое агентство присваивает рейтинги банкам, компаниям финансового и нефинансового секторов экономики, финансовым инструментам, республикам, краям и областям Российской Федерации, а также гарантийным организациям субъектов Российской Федерации. Агентство АК&М проводит регулярные исследования кредитоспособности субъектов Российской Федерации.

В 2007 г. рынок был примерно поровну поделен между российскими и зарубежными агентствами «большой тройки», доля которых на рынке обеспечивалась за счет лидерства в банковском секторе, а рост национальных агентств происходил в основном за счет активного развития по небанковским направлениям, где они имели устойчивые конкурентные преимущества. В последующие годы доля национальных рейтинговых агентств на российском рынке рейтинговых

услуг неуклонно возрастала. На рис. 1 представлено распределение долей рейтинговых агентств по присвоенным в России рейтингам на конец 2013 г.

Рисунок 1. Доли рейтинговых агентств на российском рынке рейтинговых услуг в 2013 г., %



Рассматривая рейтинговые шкалы зарубежных и российских рейтинговых агентств, нужно обратить внимание на их различное деление. Так, рейтинговые шкалы агентств, которые предоставляют рейтинговые услуги российским компаниям, разделяются на национальные и международные. По национальной шкале рейтинговое агентство оценивает эмитента (выпуск) ценных бумаг относительно компаний или финансовых обязательств в этой стране. В свою очередь, оценка по международной шкале позволяет производить сравнение эмитентов по всему миру. Рейтинг эмитента по международной шкале зависит от суверенного рейтинга (т.е. учитываются риски ведения бизнеса в данной стране) и не может его превышать. С другой стороны, наличие подобного сопоставления стало возможным в связи с тем, что некоторые рейтинговые агентства отзывают свои рейтинги по национальной шкале.

Деятельность рейтинговых агентств, безусловно, связана с рисками. Основными являются риски некорректных рейтинговых оценок, обусловленные следующими причинами:

- необъективность, связанная с заинтересованностью в случае контактных рейтингов (рейтинг оплачивается эмитентом);
- несовершенство рейтинговой методологии;
- несоблюдение задекларированных принципов и методик;
- несвоевременное реагирование на изменение финансового положения эмитента;
- недостаточные возможности оповещения об изменениях в рейтинге.

По сути, все рейтинговые агентства оценивают схожие сущности. Так почему же рейтинговые оценки различных агентств неодинаковы? Помимо методологической составляющей, которая может различаться в связи с отличием подходов, используемых рейтинговыми агентствами, в рейтинг включается также значительная экспертная компонента. Эти факторы являются причиной того, что рейтинговые оценки одного и того же эмитента несколькими рейтинговыми агентствами могут различаться. Поэтому вопрос сопоставления рейтинговых шкал различных агентств представляется крайне важным.

Сопоставление рейтинговых шкал на основе метода минимизации интегрального расстояния в базовой шкале

Альтернативные методологии рейтинговых агентств, различия в стандартах присвоения рейтингов, использование различных объясняющих факторов – все это является причинами возникновения различающихся рейтингов. Поэтому целесообразно ознакомиться с методологиями разных рейтинговых агентств.

Агентство *Moody's* определяет кредитные рейтинги как «мнения о кредитном качестве отдельных долго-

вых обязательств или об общей кредитоспособности какого-либо эмитента (безотносительно его конкретных долговых обязательств или других ценных бумаг)» [*Moody's*, 2007]. Рейтингом эмитента называется оценка способности компании выполнить свои старшие необеспеченные финансовые и договорные обязательства.

Moody's присваивает рейтинги компаниям всех отраслей промышленности. У этого агентства нет единой методологии рейтингования промышленных компаний, оно использует разные методики для разных сегментов рынка.

Рассмотрим основные факторы, которые использует *Moody's* при оценке кредитоспособности промышленных компаний на примере химической и строительной отраслей.

Как видно из табл. 1, агентство использует незначительно различающиеся факторы для оценки компаний из разных отраслей. Можно также отметить, что вес группы факторов «размер компании» для химической отрасли больше, чем для строительной. В то же время вес фактора «профиль бизнеса» для строительной отрасли превышает аналогичный для химической. Что также примечательно, агентство *Moody's* использует разные показатели для быстроразвивающихся и стандартных рынков при оценке строительных компаний.

Таблица 1. Система показателей *Moody's* при оценке промышленных компаний

	Химическая отрасль	Строительная отрасль
Размер компании	Выручка (10%)	Выручка (15%)
	Здания, сооружения и оборудование (10%)	
Бизнес-профиль	Положение на рынке, конкурентные преимущества, диверсификация, перспективы роста и др.	25%
	20%	
Прибыльность, производительность	Рентабельность по <i>EBITDA</i> (5%)	Структура издержек (10%)
	Рентабельность активов (5%)	
Обеспеченность задолженности и левиредж	Отношение долга к <i>EBITDA</i> (10%)	Коэффициент покрытия процентных выплат (15%)
	Отношение <i>EBITDA</i> к процентным расходам (10%)	Отношения доходов к задолженности (15%) – для быстро растущих рынков
	Отношение денежного потока к долгу (10%)	Отношение долга к общей капитализации (15%) – для стандартных рынков
Финансовая политика	Структура капитала, кредитный портфель и др. (20%)	

Помимо этих факторов, агентство также оценивает качество менеджмента, ликвидность, подверженность рискам, корпоративную структуру и другие показатели. После оценки каждого фактора, агентство наносит его на рейтинговую шкалу, приравнивая к какой-либо рейтинговой категории, пороговые значения которых четко определены для каждого фактора.

Для определения суммарного рейтинга каждый фактор переводится из буквенной шкалы в числовую по следующей схеме: Aaa = 1, Aa = 3, A = 6, Baa = 9, Ba = 12, B = 15, Caa = 18, Ca = 20. Учитывая вес каждого фактора, определяют суммарный рейтинг компании, который переводится в буквенное обозначение по схеме, указанной в табл. 2.

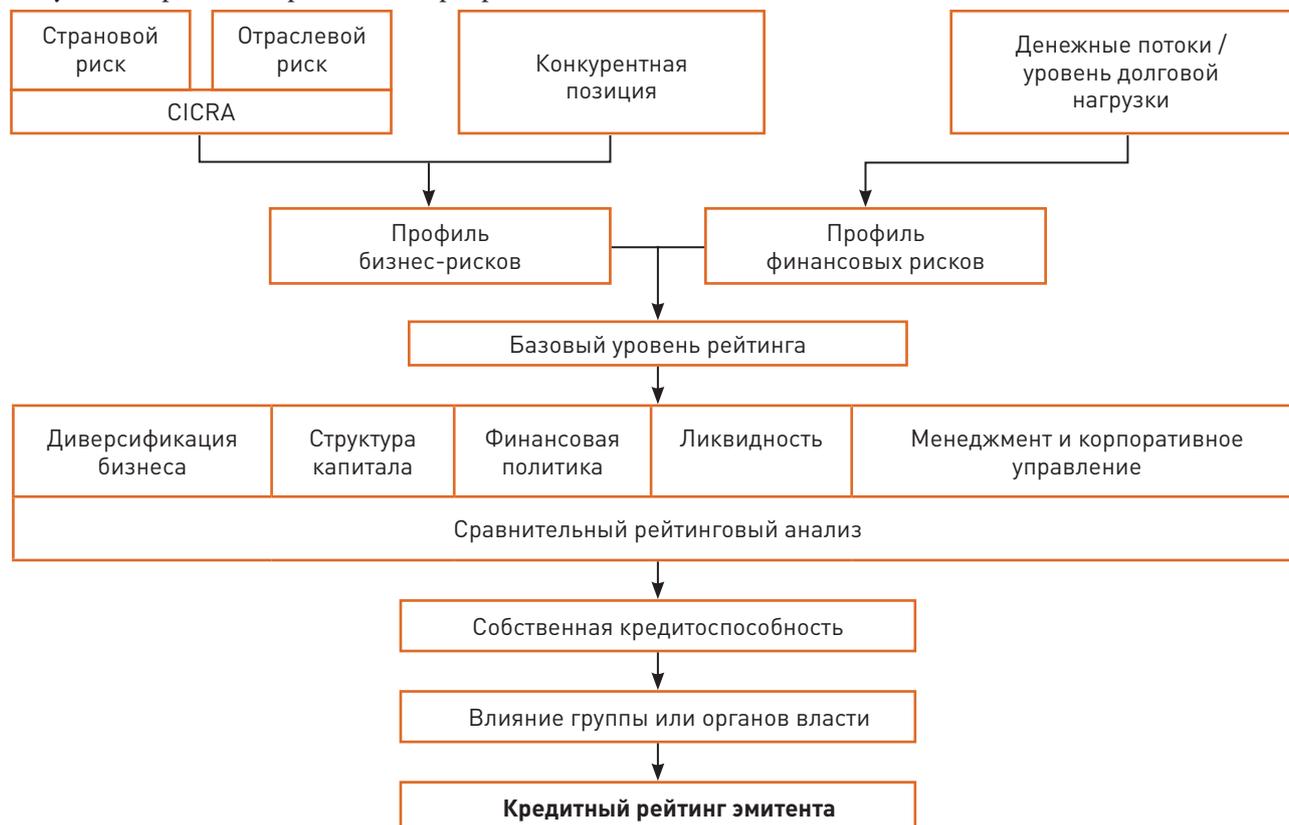
Таблица 2. Перевод суммарного рейтинга компании в буквенную шкалу

Aaa	$x < 1,5$	Baa1	$7,5 \leq x < 8,5$	B2	$14,5 \leq x < 15,5$
Aa1	$1,5 \leq x < 2,5$	Baa2	$8,5 \leq x < 9,5$	B3	$15,5 \leq x < 16,5$
Aa2	$2,5 \leq x < 3,5$	Baa3	$9,5 \leq x < 10,5$	Caa1	$16,5 \leq x < 17,5$
Aa3	$3,5 \leq x < 4,5$	Ba1	$10,5 \leq x < 11,5$	Caa2	$17,5 \leq x < 18,5$
A1	$4,5 \leq x < 5,5$	Ba2	$11,5 \leq x < 12,5$	Caa3	$18,5 \leq x < 19,5$
A2	$5,5 \leq x < 6,5$	Ba3	$12,5 \leq x < 13,5$	Ca	$x \geq 19,5$
A3	$6,5 \leq x < 7,5$	B1	$13,5 \leq x < 14,5$		

Рейтинги *Standard&Poor's* выражают «мнение агентства относительно способности и готовности эмитента – например, корпорации или регионального (местного) органа власти – своевременно и в полном объеме выполнять свои финансовые обязательства» [S&P, 2014]. Отмечается также, что рейтинг – это не «руководство к действию», а всего лишь мнение, основным назначением которого является информирование участников экономических отношений об уровне кредитного риска.

Согласно методологии агентства *S&P*, сначала определяется базовый уровень рейтинга, который впоследствии может быть изменен с учетом дополнительных рейтинговых факторов и преобразован в финальную оценку характеристик собственной кредитоспособности эмитента. На основе этой оценки компании присваивается кредитный рейтинг с учетом внутренних и внешних факторов поддержки. Основные факторы и порядок их использования при оценке кредитоспособности эмитента агентством *S&P* представлены на рис. 2.

Рисунок 2. Присвоение рейтингов корпоративным эмитентам агентством *S&P*



Важно отметить, что вес фактора «профиль бизнес-рисков» более значим для компаний, относящихся к инвестиционной категории, а вес фактора «профиль финансовых рисков» – для компаний спекулятивной категории.

Основными методами сопоставления различий в оценках присваиваемых рейтингов являются статистические методы на основе регрессионного анализа и построение моделей кредитных рейтингов.

Ряд исследователей [Cantor, Packer, 1996] сравнивали рейтинги четырех крупнейших американских агентств *Moody's*, *S&P*, *Fitch* и *Duff&Phelps Credit Rating Agency (DCR)* по состоянию на 31 декабря 1993 г. В выборку вошли 1137 фирм, имеющих рейтинги *Moody's* и *S&P*, из которых 336 фирм имели также рейтинги агентства *DCR*, 155 – рейтинги агентства *Fitch*.

В большинстве случаев агентства *Fitch* и *DCR* присваивали фирмам более высокие рейтинги. Например, рейтинги *Fitch* в сравнении с *Moody's* в 58,7% случаев оказались выше и только в 5,8% – ниже; средняя разница составила 0,74 градации.

На первом этапе производился переход от буквенных шкал к целочисленным (AAA/Aaa = 1, AA+ /Aa1 = 2, ..., B- / B3 = 16, оставшиеся = 17). Авторы предполагали, что рейтинговые агентства присваивают числовые рейтинги следующим образом:

$$r_{a,f} = \alpha_a + x_f \beta_a + \varepsilon_{a,f}, \quad (1)$$

где $r_{a,f}$ – рейтинг компании f от агентства a ;

α_a – фиксированный эффект, характеризующего наличие постоянной компоненты для каждого рейтингового агентства;

x_f – вектор объясняющих переменных по компании f ;

β_a – вектор коэффициентов, характеризующий методологию агентства a ;

$\varepsilon_{a,f}$ – случайная ошибка;

a, f – рейтинговое агентство и компания, имеющая рейтинг от данного рейтингового агентства.

Разница в рейтингах двух агентств m и o , присвоенных одной фирме f , таким образом, описывалась уравнением

$$r_{m,f} - r_{o,f} = \alpha_m - \alpha_o + x_f (\beta_{m,f} - \beta_{o,f}) + \varepsilon_{m,f} - \varepsilon_{o,f}. \quad (2)$$

Упрощенная запись (3) выглядела следующим образом:

$$r_f = \alpha + x_f \beta + \varepsilon_f. \quad (3)$$

Уравнение регрессии (4) для подвыборки S компаний, имеющих хотя бы три рейтинга, описывалось как

$$\begin{aligned} E[r_f | f \in S] &= \alpha + E[x_f \beta | f \in S] + \\ &= E[\varepsilon_f | f \in S]. \end{aligned} \quad (4)$$

Решение фирмы получить дополнительный рейтинг было описано уравнением (5):

$$y_f = z_f \tilde{a} + \zeta_f, \quad (5)$$

где y_f – дополнительно присвоенный рейтинг компании (f); z_f – издержки (*costs*), которые несет компания при присвоении дополнительного рейтинга; γ – вектор оценок коэффициентов, характеризующий методологию агентства, которое присваивает дополнительный рейтинг; η_f – распределение остатков ошибок согласно нормальному закону распределения:

$$\eta_f \sim (0; \sigma_{\eta}^2);$$

σ (сигма) – обозначение стандартного отклонения.

В вектор z_f включались все факторы, влияющие на затраты или выгоды от получения дополнительного рейтинга (6). Авторы предположили, что фирма заказывает дополнительный рейтинг, если $y_f > 0$.

Таким образом,

$$\begin{aligned} E[r_f | f \in S] &= E[r_f | \eta_f > -z_f \gamma] = \\ &= \alpha + E[x_f \beta | f \in S] + E[\varepsilon_f | \eta_f > -z_f \gamma]. \end{aligned} \quad (6)$$

Если совместное распределение ошибок ε_f и η_f является нормальным, то

$$\begin{aligned} E[r_f | z_f, \eta_f > -z_f \gamma] &= \\ &= \alpha + x_f \beta + \left(\frac{\rho}{\sqrt{\sigma_{\varepsilon}}} \right) \lambda_f, \end{aligned} \quad (7)$$

где ρ (*corr*) – корреляция между этими тремя параметрами $\varepsilon, \eta, \lambda$ – является обратным отношением Миллса (8), тогда оно равно:

$$\frac{\phi(v)}{\Phi(-v)}, \quad \text{где } v = \frac{z_f \gamma}{\sqrt{\sigma_{\eta}}} \quad (8)$$

Уравнение (7) затем оценивалось методом наименьших квадратов.

Для оценки того, какие фирмы заказывают дополнительный рейтинг помимо рейтингов *Moody's* и *S&P*, в модель включались следующие факторы:

- набор фиктивных переменных: расположение главного офиса, выпуск ценных бумаг компанией более десяти лет, есть ли у компании рейтинг коммерческих ценных бумаг, компании присвоены рейтинги *Moody's* и *S&P* – Ba1 и BB+ соответственно, попадание рейтингов *Moody's* и *S&P* в разные категории риска;
- финансовые характеристики: долгосрочная задолженность, коэффициенты левериджа и покрытия, прибыльность (*ROA*);
- характеристики рейтингов: взвешенные средние рейтинги, абсолютная разница в рейтингах.

В итоговую регрессию для оценки различий между рейтингами включались финансовые параметры (коэффициенты левиреджа и покрытия, прибыльность и логарифм активов), обратное отношение Миллса и фиктивные переменные, обозначающие принадлежность фирмы к какой-либо отрасли.

Авторы пришли к выводу, что различия в рейтингах происходят вследствие различия в рейтинговых шкалах агентств. Это стоит учитывать регулирующим органам при включении рейтингов в нормативные акты.

В исследовании также говорится, что крупные фирмы чаще заказывают третий рейтинг. Несмотря на то, что рейтинги *Fitch* и *DCR* зачастую оказываются выше, авторы не нашли подтверждения тому, что это является важным фактором для эмитентов.

Описываемая методика сопоставления рейтинговых шкал, которая была использована для выявления соответствия между рейтинговыми оценками различных шкал, присвоенными финансовым и промышленным компаниям различными агентствами. Подобный метод был описан при сопоставлении рейтинговых шкал для банков в ряде работ.

В первую очередь происходит выбор базовой шкалы. Целесообразно выбрать в качестве базовой шкалу одного из международных рейтинговых агентств. Доля на российском рынке у агентств *Moody's I.A.* и *Fitch R.A.* больше, чем у *Standard&Poor's A.*, поэтому целесообразно в качестве базовой выбрать шкалу одного из этих двух рейтинговых агентств. Пользуясь аналогичным подходом, для международных промышленных компаний за базовую шкалу также стоит взять шкалу агентства с большим покрытием этого сегмента рейтингового рынка. После выбора базовой шкалы для исследования все рейтинговые шкалы переводятся из буквенных обозначений в численные шкалы.

На следующем этапе вводится оптимальная функция F_p , переводящая i -ю шкалу в базовую. Интегральная мера близости между попарными совместимыми рейтинговыми оценками одного и того же субъекта должна быть минимальна, или же они должны полностью совпадать. Использовался метод минимизации суммы квадратов разностей:

$$\min_{\{\alpha_i, i=1, \dots, N\}} \sum_Q (F_{i1}(R_{i1jt}, \alpha_{i1}) - F_{i2}(R_{i2jt}, \alpha_{i2}))^2, \quad (9)$$

где i – рейтинговая шкала;

j – субъект, которому присвоен рейтинг;

t – рассматриваемый момент времени;

R_{ijt} – оценка рейтинга, его количественная оцифровка;

α_{i1}, α_{i2} – порядковые номера рейтинга, присвоенные рейтинговым агентством;

N – всего (общее) количество наблюдений за рассматриваемый промежуток времени.

Все эти параметры составляют множество Q , по кото-

рому происходит суммирование. В качестве функции отображения была рассмотрена логарифмическая функция как наиболее точная. Таким образом, оценивалась модель

$$\ln(M) = \sum_{i=1}^N (a_i \ln(R_i) + b_i) d_i, \quad (10)$$

где M – рейтинг *Moody's* (в числовом выражении).

Различие между рейтинговыми оценками российских и зарубежных агентств для финансовых институтов и промышленных компаний

Для построения модели сопоставления рейтинговых шкал для российских промышленных компаний выборка формировалась по следующим условиям: наличие у компании рейтинга хотя бы одного из национальных («Эксперт РА», «Рус-Рейтинг», НРА, АК&М) или международных (*Moody's*, *Fitch*, *S&P*) рейтинговых агентств за период с I квартала 2007 г. по IV квартал 2014 г. Выборка составлена на основе баз данных финансовой информации *Bloomberg* и *Thomson Reuters Eikon*; списков рейтингов компаний и пресс-релизов, публикуемых на сайтах рейтинговых агентств, а также новостных и информационных порталов. Выборка составлена поквартально.

После обработки, проверки и заполнения всех пропусков в базе данных была составлена выборка по рейтингам российских промышленных компаний, присвоенным четырем российскими агентствами и тремя международными агентствами по национальным и международным шкалам (всего 10 шкал).

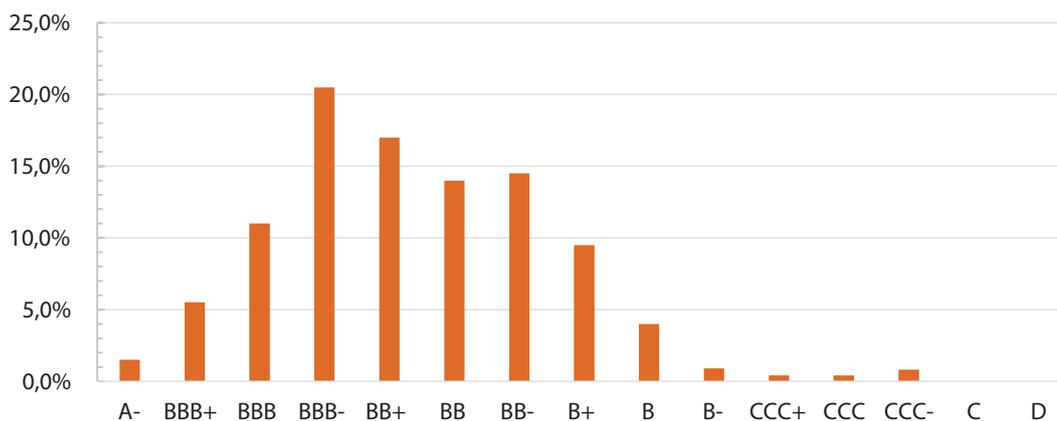
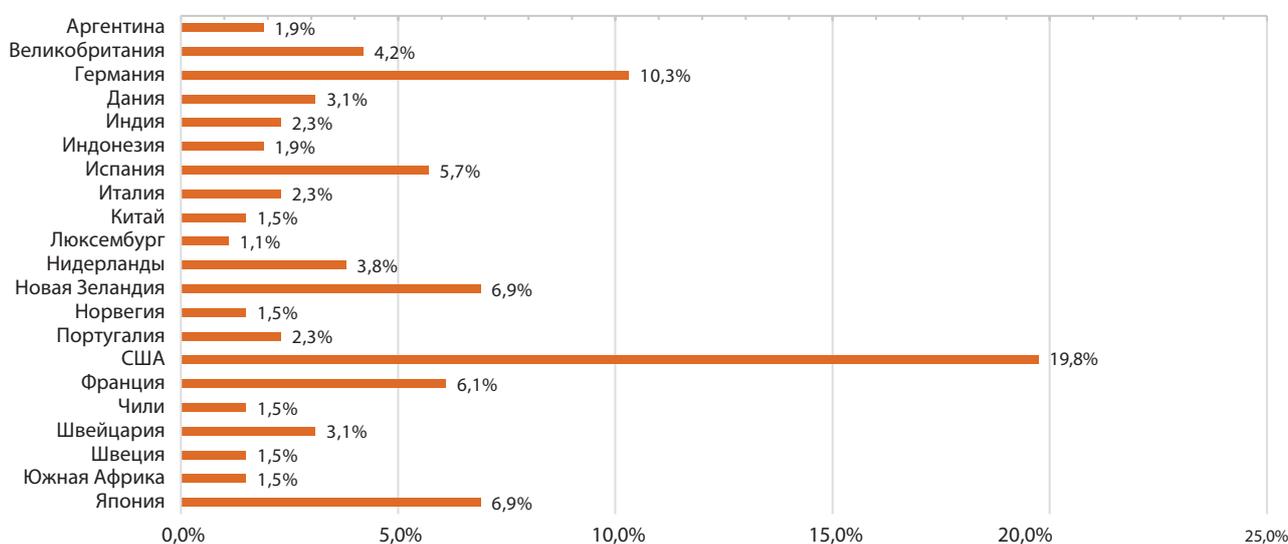
На рис. 3 представлено распределение рейтингов агентств «Эксперт РА» и АК&М по рейтинговой шкале для российских промышленных компаний. Как видно из рисунка, большинство наблюдений по агентству «Эксперт РА» сосредоточено в категории А++, по агентству АК&М – примерно равное распределение между градациями А+ и А.

Рейтинги промышленных компаний по международным шкалам агентств «большой тройки» сосредоточены в основном на границе между спекулятивной и инвестиционной категориями. Распределение рейтингов можно увидеть на рис. 4.

Около 37% наблюдений относятся к классу BBB (градации BBB+, BBB, BBB–), около 46% – к классу BB (BB+, BB, BB–). Как видно, международные агентства достаточно низко оценивают российские компании, так как учитывают страновые, политические риски.

Для реализации выбранного метода сопоставления рейтинговых шкал на основе минимизации интегрального расстояния в базовой шкале необходимо было преобразовать выборку.

На первом этапе проводилось преобразование всех буквенных шкал в целочисленные по следующей системе: «1» ставилась в соответствие наиболее высокому рейтингу (AAA/Aaa – 1, AA+/Aa1 – 2 и т.д.). Полное преобразование шкал представлено в табл. 3.

Рисунок 3. Распределение рейтингов «Эксперт РА» и АК&М по градациям**Рисунок 4.** Распределение рейтингов международных агентств по градациям**Таблица 3.** Преобразование буквенных шкал в целочисленные

Числовая шкала	Moody's	M_ru	Fitch / S&P	F_ru	S_ru	НРА / «Рус-Рейтинг»	«Эксперт РА» / АК&М
1	Aaa	Aaa.ru	AAA	AAA(rus)	ruAAA	AAA	A++
2	Aa1	Aa1.ru	AA+	AA+ (rus)	ruAA+	AA+	A+
3	Aa2	Aa2.ru	AA	AA (rus)	ruAA	AA	A
4	Aa3	Aa3.ru	AA-	AA- (rus)	ruAA-	AA-	B++
5	A1	A1.ru	A+	A+(rus)	ruA+	A+	B+
6	A2	A2.ru	A	A (rus)	ruA	A	B
7	A3	A3.ru	A-	A- (rus)	ruA-	A-	C++
8	Baa1	Baa1.ru	BBB+	BBB+ (rus)	ruBBB+	BBB+	C+
9	Baa2	Baa2.ru	BBB	BBB (rus)	ruBBB	BBB	C
10	Baa3	Baa3.ru	BBB-	BBB- (rus)	ruBBB-	BBB-	D
11	Ba1	Ba1.ru	BB+	BB+(rus)	ruBB+	BB+	

Числовая шкала	Moody's	M_ru	Fitch / S&P	F_ru	S_ru	НРА / «Рус-Рейтинг»	«Эксперт РА» / АК&М
12	Ba2	Ba2.ru	BB	BB(rus)	ruBB	BB	
13	Ba3	Ba3.ru	BB-	BB- (rus)	ruBB-	BB-	
14	B1	B1.ru	B+	B+(rus)	ruB+	B+	
15	B2	B2.ru	B	B(rus)	ruB	B	
16	B3	B3.ru	B-	B- (rus)	ruB-	B-	
17	Caa1	Caa1.ru	CCC+	CCC+(rus)	ruCCC+	CC+ / CCC+	
18	Caa2	Caa2.ru	CCC	CCC(rus)	ruCCC	CC / CCC	
19	Caa3	Caa3.ru	CCC-	CCC- (rus)	ruCCC-	CC- / CCC-	
20	Ca	Ca.ru	C	C(rus)	ruC	C+ / CC	
21	D	D.ru	D	D(rus)	ruD	C	
22						C- / -	
23						D / -	

Далее было выбрано рейтинговое агентство, которое будет считаться базовым в исследовании. За базовую была взята международная шкала агентства *Moody's*. После этого выборка была преобразована таким образом, что каждое наблюдение повторялось столько раз, сколько для него существует пар рейтингов с базовым в каждом квартале рассматриваемого периода (I кв. 2007 г. – IV кв. 2014 г.). Итоговая выборка насчитывала 2691 наблюдение.

На следующем этапе было проведено преобразование базы данных из числовой в логарифмическую. Для того чтобы сопоставлять рейтинговые шкалы не попарно, а произвести множественное сопоставление, в выборку были добавлены фиктивные переменные, означающие, с какой именно шкалой каждого рейтингового агентства сопоставляется базовая шкала. Стоит также отметить, что агентство НРА было исключено из выборки, так как нашлось мало пар рейтингов для проведения процедуры сопоставления базовой шкалы для этого агентства.

Всего в выборку рейтингов по финансовым институтам вошли 1599 финансовых организаций, из них – 613 банков, 762 страховые организации, 51 негосударственный пенсионный фонд, 98 инвестиционных компаний, 55 компаний, занимающихся факторингом и лизинговыми сделками, и 20 финансовых компаний, которые были отнесены к шестому типу финансовых институтов.

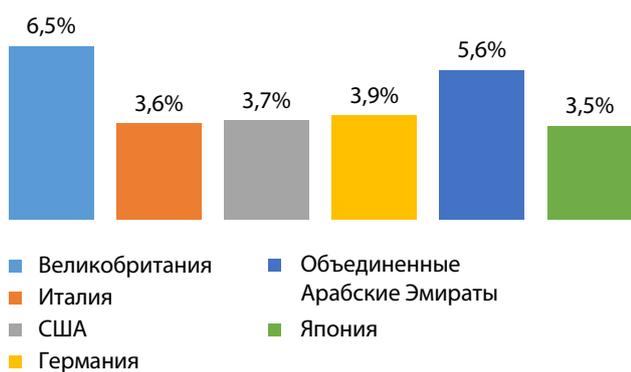
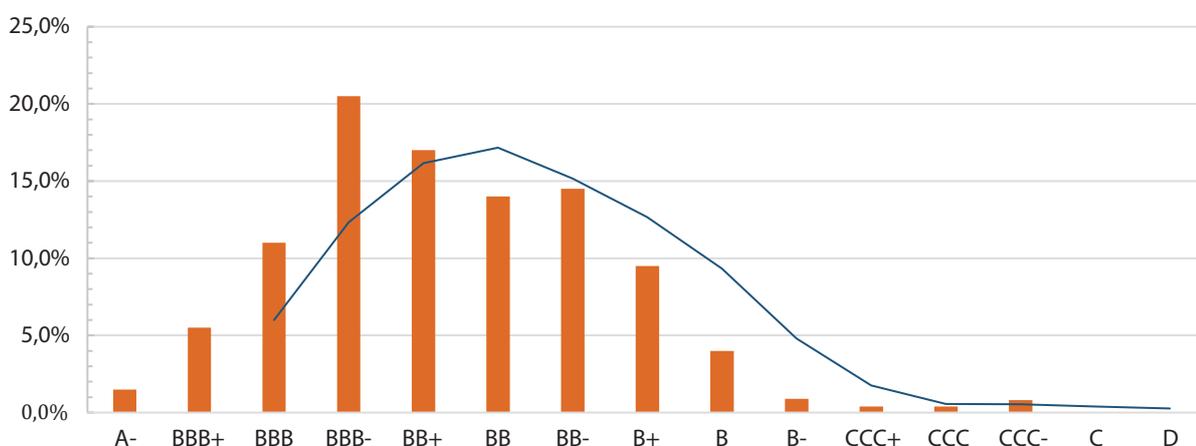
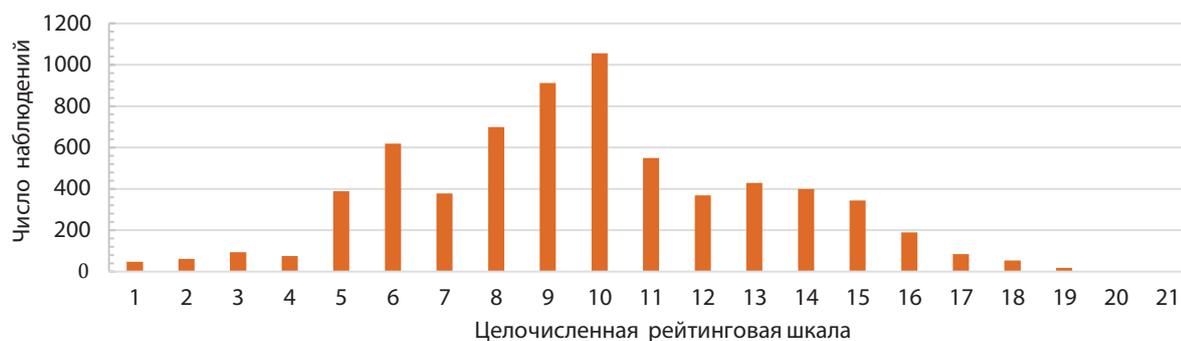
При обработке данных под представлением наблюдения вводилось следующее понятие, согласно которому под одним наблюдением рассматривается сопоставленная пара рейтингов, присвоенных разны-

ми рейтинговыми агентствами одному эмитенту, их буквенные обозначения согласно методу множественного мэппинга переводятся в числовые значения. Изначально в собранной и обработанной базе данных без очистки по компаниям общее количество собранных пар составило 14 411 наблюдений, но после произведенной ручной очистки данных новая выборка составила 9 718 пар. В табл. 4 приведена количественная матрица попарных кредитных рейтингов, которые были использованы для построения модели сопоставления рейтинговых шкал.

Таблица 4. Число попарных кредитных рейтингов

	Moody's Investor Services	Standard & Poor's	Fitch Ratings
<i>Moody's Investor Services</i>	3041	253	934
<i>Standard & Poor's</i>	253	2482	550
<i>Fitch Ratings</i>	934	550	721

Особый интерес в собранной базе данных представляет статистика по банкам, которые имеют два и более кредитных рейтингов от международных рейтинговых агентств как по международной, так и по национальной шкалам. Наибольший процент рейтинговых оценок присвоенных кредитных рейтингов банков от рейтинговых агентств «большой тройки» приходится на США, Германию и Японию (рис. 5).

Рисунок 5. Страновые доли (в %) банков, попавших в выборку**Рисунок 6.** Страны с наибольшим количеством рейтингов среди финансовых организаций (доли в %)**Рисунок 7.** Распределение градаций рейтингов для российских промышленных предприятий, 2014 г.

Всего количество кредитных рейтингов (свыше трех рейтинговых оценок), присвоенное различным типам финансовых институтов, от международных рейтинговых агентств по странам выглядит следующим образом: наибольший процент кредитных рейтингов наблюдается у Германии и Великобритании, на третьем месте располагаются Япония, США, Италия, Объединенные Арабские Эмираты (рис. 6).

Отобранная выборка данных по кредитным рейтингам имеет существенные перегибы в распределении своих градаций у разных рейтинговых агентств, если проводить сравнение с исследовательскими работами прошлого года – по теме сравнительного анализа рейтинговых шкал для промышленных компаний, то распределение собранных пар рейтингов у каждо-

го агентства по международным шкалам различно. На рис. 7 показана градация рейтингов российских промышленных компаний за 2014 г., присвоенных международными рейтинговыми агентствами.

Нужно отметить, что рейтинги российских промышленных компаний, присвоенные тремя международными рейтинговыми агентствами по их шкалам, попадают в основную зону перехода между инвестиционным и спекулятивным классами. Основными грейдами, посчитанными в процентном отношении, занимают низкий инвестиционный класс – BB+, BB, BB– и BBB+, BBB, BBB–, их доли соответственно 47 и 36% от всей выборки, которая включает в себя 9718 наблюдений. Подобное мнение международных рейтинговых агентств обусловлено высокой оценкой

страновых и политических рисков. Кроме того, приведенная градация стремится к нормальному распределению, это связано с тем, что по одной стране наблюдается общий уровень рисков и его отраслевые корректировки.

Следующим этапом исследования являлось сопоставление рейтинговых шкал крупнейших международных рейтинговых агентств при рейтинговании ими промышленных компаний.

Была собрана база данных по международным промышленным компаниям, каждое наблюдение которой

характеризуется наименованием компании, рассматриваемым периодом – кварталом и парой рейтинговых агентств. Аналогично сопоставлению для российских компаний, в базу были включены фиктивные переменные, обозначающие агентство, сравниваемое с базовым.

В табл. 5 представлены некоторые характеристики полученной базы данных. Большая половина всех наблюдений представлена отличающимися рейтингами, причем частота несовпадений рейтингов *Moody's* и *Fitch* чуть больше, чем частота несовпадений *Moody's* и *S&P* (53,2 и 51,8% соответственно).

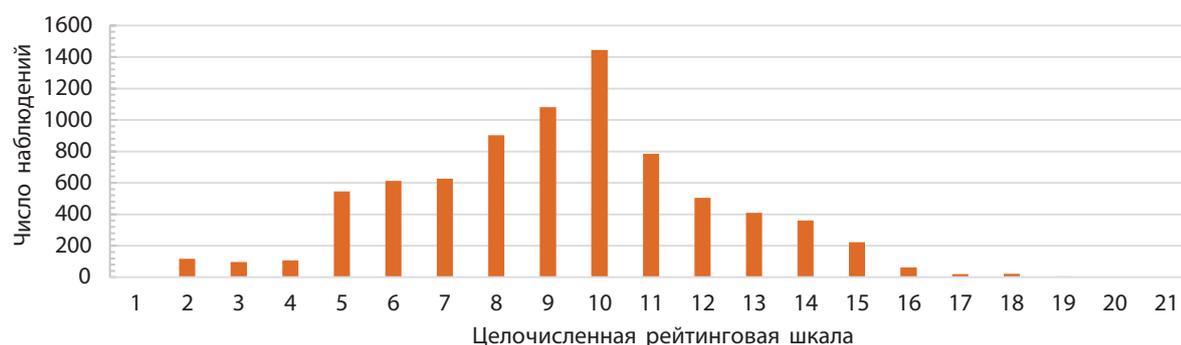
Таблица 5. Характеристики базы данных по международным промышленным компаниям

	Число наблюдений	Число несовпавших рейтингов	Разница в одну градацию	Разница > одной градации	Максимальная разница
Moody's/S&P	3384	1753	1511	242	5
Moody's / Fitch	3962	2111	1735	376	4

Доля превышений рейтингов *Moody's* над рейтингами *Fitch* (в числовом выражении) на одну градацию составила 44% общего числа несовпадений рейтингов этих агентств. Рейтинги *Fitch* превысили рейтинги *Moody's* на одну градацию в 38% случаев. В 7% случаев рейтинги *Fitch* превысили рейтинги *Moody's* на две градации; для 5,5% несовпадений характерна аналогичная разница в пользу агентства *Moody's*. Максимальные различия – четыре рейтинговых градации – составили 1,8% несовпадений.

При сравнении *Moody's* и *S&P* различия в одну градацию наблюдаются в 86% случаев: 46% в сторону *Moody's* и 40% в пользу *S&P*. 11,5% различий представлены разницей в две градации, 1,8% – в три градации. Максимальное различие между этими агентствами составило пять градаций и представлено двумя наблюдениями (0,1% несовпавших рейтингов). На рис. 8 представлены распределения рейтингов международных промышленных компаний по целочисленной шкале.

Рисунок 8. Распределение рейтингов международных агентств по градациям



Среди пар рейтингов *Moody's* и *Fitch* не нашлось наблюдений в самой верхней и трех самых нижних градациях. Что касается наблюдений по агентствам *Moody's* и *S&P*, 0,7% пар характеризуются наивысшей оценкой. Большинство наблюдений сосредоточено в градации рейтингов BBB–/Ba3, их доля составила 34%. Для рейтингов *Moody's* и *S&P* характерно

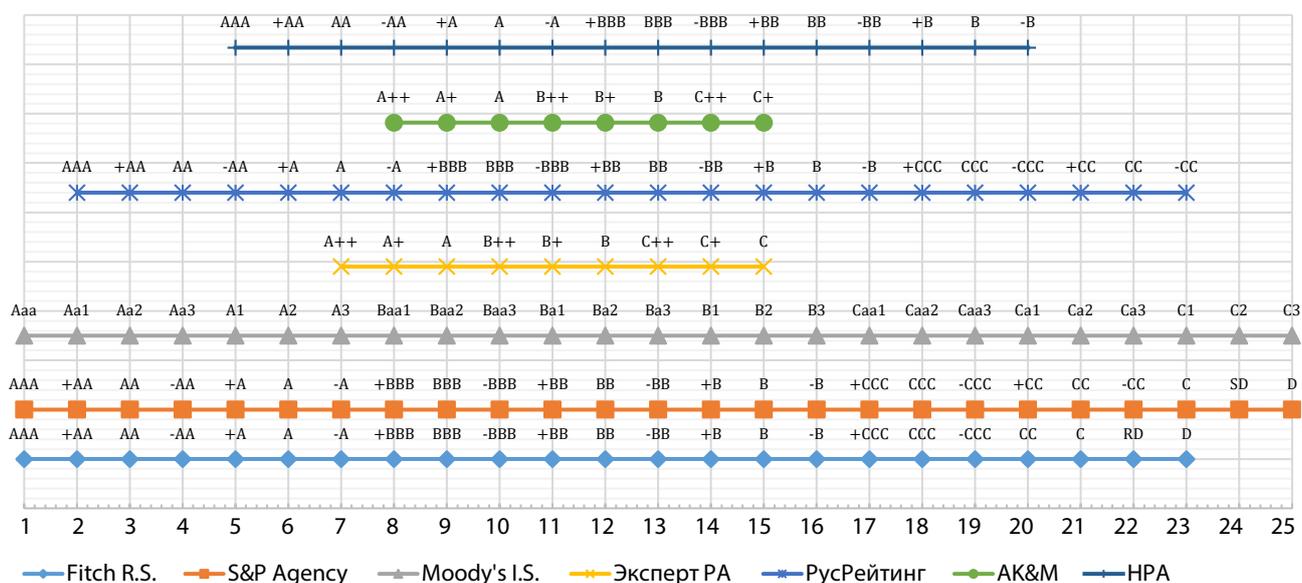
превышение числа наблюдений в градациях A/A2 и BB–/Ba3 над A–/A3 и BB/Ba2 соответственно, что, в свою очередь, не наблюдается для пар наблюдений по агентствам *Moody's* и *Fitch*. Полученные коэффициенты показывают, каким образом каждая рейтинговая шкала отображается в базовой, и описывают зависимость шкал между собой (табл. 6).

Таблица 6. Коэффициенты модели множественного мэппинга для российских промышленных компаний и финансовых институтов

Рейтинговая шкала	Промышленные компании		Финансовые институты	
	A	b	A	B
Moody's (международная шкала)	0,24	2,22	0,76	2,84
Fitch (международная шкала)	1,09	-0,23	0,38	1,74
S&P (международная шкала)	1,17	-0,44	0,66	1,14
«Эксперт РА»	0,28	2,37	0,54	4,49
AK&M	0,18	2,49	-0,70*	1,52
«Рус-Рейтинг»	0,02*	2,57	0,17	2,54
Число наблюдений	2691		1116	

* Коэффициент незначим.

Рисунок 9. Схема соответствия рейтинговых шкал международных и российских агентств



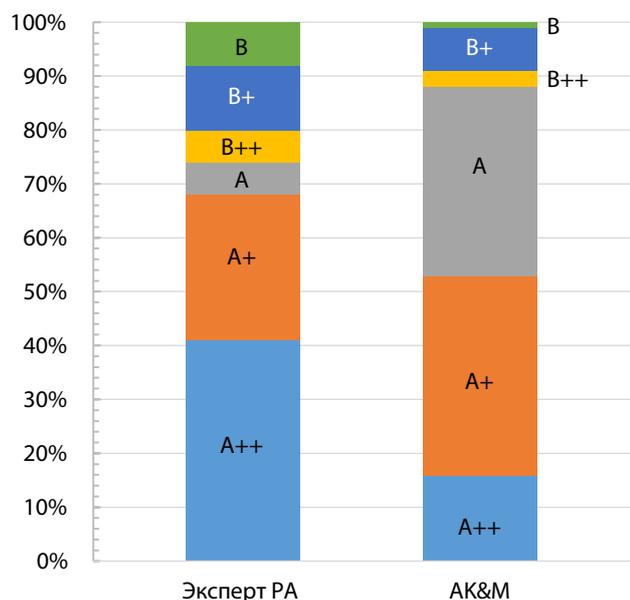
На основе коэффициентов, полученных в результате оценивания модели сопоставления для всех рассматриваемых в данном исследовании рейтинговых агентств за период с 2008 по 2015 г., была построена схема соответствия рейтинговых шкал. Она представлена на рис. 9.

Исходя из полученных результатов, можно сделать ряд выводов. По международным шкалам наиболее консервативным агентством в инвестиционной зоне оказалось агентство *Fitch R.S.*, однако при приближении к спекулятивной зоне рейтинги международных

агентств по шкалам начинают сходиться все больше. Различия сильнее всего в спекулятивной зоне, в классах рейтинговых оценок от *BBB+* до *B*.

По международным шкалам *Standard&Poor's A.* консервативнее *Moody's I.A.* и *Fitch R.S.* в инвестиционной зоне, однако различия между шкалами также начинают уменьшаться в спекулятивной категории рейтингов. Шкалы *Standard&Poor's A.* и *Fitch R.S.* в спекулятивной зоне практически совпадают. Различия между *Moody's I.A.* и *Standard&Poor's A.* сильнее всего в спекулятивной зоне, в районе рейтинга *CCC+*.

Рисунок 10. Распределение рейтингов «Эксперт РА» и АК&М по градациям для промышленных компаний и финансовых институтов, %



Рейтинговая шкала агентства АК&М несопоставима ни с одной из международных шкал, хотя имеет схожие рейтинговые оценки в спекулятивной зоне с агентством *Fitch R.S.* В инвестиционной зоне российские агентства оказались более консервативными в сравнении с агентствами «большой тройки» и более лояльным относительно всех остальных российских рейтинговых агентств выступило НРА, которое в сравнении с *Standard&Poor's A.* имеет схожие оценки в спекулятивной зоне. Такой сдвиг шкал для всех агентств может объясняться малым количеством наблюдений в спекулятивной зоне в сравнении с инвестиционной.

Рейтинговое агентство «Эксперт РА» более консервативно по отношению к промышленным компаниям в инвестиционной зоне, шкала этого агентства ориентирована и сопоставима со шкалой агентства *Moody's I.A.*

Заключение и основные результаты

Для большей наглядности сопоставления шкал российских и международных рейтинговых агентств соответствие рейтинговых шкал можно привести в виде табл. 7.

Таблица 7. Сопоставление оценок рейтинговых шкал для российских и международных агентств

<i>Fitch R.S.</i>	<i>S&P Agency</i>	<i>Moody's I.S.</i>	«Эксперт РА»	«Рус-Рейтинг»	АК&М	НРА
AAA	AAA	Aaa	A++	AAA	A++	AAA
+AA	+AA	Aa1		+AA		+AA
AA	AA	Aa2		AA		AA
-AA	-AA	Aa3	A+	-AA	A+	-AA
+A	+A	A1		+A		+A
A	A	A2		A		A
-A	-A	A3	A	-A	B++	-A
+BBB	+BBB	Baa1		+BBB		+BBB
BBB	BBB	Baa2		BBB		BBB
-BBB	-BBB	Baa3	B++	BBB	B+	BBB
+BB	+BB	Ba1	B+	-BBB		-BBB
BB	BB	Ba2	B	+BB		+BB
-BB	-BB	Ba3		BB	BB	
+B	+B	B1		-BB	-BB	
B	B	B2	B	+B	B	+B
-B	-B	B3		B		B
+CCC	+CCC	Caa1		C++		-B
CCC	CCC	Caa2	C+	+CCC		
-CCC	-CCC	Caa3	C	CCC		
CC	+CC	Ca1		-CCC	C+	
C	CC	Ca2		+CC	C	-B
RD	-CC	Ca3	CC			
D	C	C1	-CC			
	SD	C2	C			
	D	C3				

Если сравнивать полученные результаты с аналогичной таблицей, построенной для банков, как и ожидалось, можно увидеть ряд различий. Так, агентство *Standard&Poor's A*. по международной шкале более лояльно относится к промышленным компаниям, чем к финансовым институтам; для агентства *Fitch R.S.* наблюдается обратная ситуация, оно относится к промышленным компаниям более консервативно. Соответствие по шкалам *Moody's I.A.* практически совпадает, а российские рейтинговые агентства «Эксперт РА» и АК&М оказались более консервативными к промышленным компаниям, чем к финансовым институтам.

На основе полученных коэффициентов, характеризующих отображение рейтинговых шкал в базовую, была построена схема соответствия рейтинговых шкал «большой тройки» агентств.

Если сравнивать полученные результаты с аналогичной таблицей, построенной для банков в работе [Головань и др., 2011], как и ожидалось, можно увидеть ряд различий. Так, агентство *S&P* по международной шкале более лояльно относится к промышленным компаниям, чем к банкам; по национальной шкале наблюдается обратная ситуация – *S&P* относится к компаниям более консервативно. Соответствие по шкалам *Moody's*, *Fitch R.S.*, *S&P* совпадают в высоких и инвестиционных оценках, однако есть незначительные и сильные несовпадения в шкалах в зависимости от каждого рейтингового агентства в низких и спекулятивных оценках. Российские рейтинговые агентства «Эксперт РА» и АК&М оказались более консервативными по отношению к промышленным компаниям, чем к банкам.

Несмотря на то, что крупнейшие международные рейтинговые агентства стремятся приравнять свои шкалы, они не всегда совпадают. Если в инвестиционной зоне шкалы агентств близки к друг другу, то в спекулятивной *Moody's* является наиболее консервативным рейтинговым агентством и присваивает промышленным компаниям наиболее низкие рейтинги. Шкалы агентств *Fitch* и *S&P* схожи, но все же немного различаются, *S&P* является наиболее лояльным рейтинговым агентством при оценивании промышленных компаний.

Результаты, полученные для финансовых институтов, позволяют наблюдать следующее: самые большие несовпадения наблюдаются у рейтингов из спекулятивной зоны, соотношение расхождений в их числовом выражении (эти коэффициенты позволяют провести процедуру отображения каждой рейтинговой шкалы из одной в другую) по представленным значениям отображают, что наибольшее различие – у рейтингов, которые находятся на стыке инвестиционного и спекулятивного класса, шкалы *Fitch R.S.* и *S&P Agency* уменьшают свои расхождения с грейдов +BBB и до +B, потом начинается их постепенное увеличение, обратная ситуация наблюдается у этих значений в сопоставлении с рейтинговой шкалой агентства

Moody's I.S., наиболее консервативным в своих оценках финансовых институтов оказалось агентство *S&P Agency*, за ним следует *Fitch R.S.* и самым открытым агентством по оценке финансовых институтов стало *Moody's I.S.* Эти результаты не противоречат полученным выводам по сопоставлению шкал для российских промышленных компаний относительно консервативности или лояльности того или иного агентства, однако все же для российских компаний различия в рейтинговых шкалах агентств более существенны.

Список литературы

- Айвазян С.А., Головань С.В., Карминский А.М., Пересецкий А.А. О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал // Прикладная эконометрика. 2011. № 3. С. 13 – 40.
- Головань С.В., Карминский А.М., Пересецкий А.А. Сопоставление рейтинговых шкал агентств на основе эконометрического анализа рейтингов российских банков // XII Международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества, доклад. М.: 2011. URL: https://www.hse.ru/data/2011/03/18/1211255041/%D0%94%D0%BE%D0%BA%D0%BB%D0%B0%D0%B4_1.pdf
- Харчук К.А. Сопоставление рейтинговых шкал для промышленных компаний. Магистерская диссертация. М.: НИУ ВШЭ, 2016.
- Bannier C.E., Behr P., Guttler A.* Rating opaque borrowers: Why are unsolicited ratings lower? // Review of Finance. 2010. No. 14. P. 263–294.
- Barton A.* Split credit ratings and the prediction of bank ratings in the Basel II environment University of Southampton. University of Southampton, 2006. Doctoral thesis.
- Beattie V., Searle S.* Credit-rating agencies: The relationship between rater agreement and issuer/rater characteristics // Journal of International Securities Markets. 1992. No. 6. P. 371–375.
- Behr P., Guttler A.* The informational content of unsolicited ratings // Journal of Banking & Finance. 2008. No. 32. P. 587–599.
- Billingsley R.S., Lamy R.E., Marr M.W., Thompson G.R.* Split ratings and bond reoffering yields // Financial Management. 1985. No. 14 (2). P. 59–65.
- Bongaerts D., Cremers K.J.M., Goetzmann W.N.* Tiebreaker: Certification and multiple credit ratings // The Journal of Finance. 2012. No. 67 (1). P. 113–152.
- Cantor R., Packer F.* Multiple ratings and credit standards: Differences of opinion in the credit rating industry. Federal Reserve Bank of New York, 1996. Staff report 12.
- Ederington L.* (1986) Why split ratings occur? // Financial Management. 1986. No. 15 (1). P. 37–47.

- Eisl A., Elendner H., Lingo M.* Re-mapping credit ratings // Working paper for the Econometric Society European Meeting, 2013.
- Hainsworth R., Karminsky A.M., Solodkov V.M.* Arm's length method for comparing rating scales // Eurasian Economic Review. 2013. No. 3 (2). P. 114–135.
- Hsueh L.P., Kidwell D.S.* Bond ratings: Are two better than one? // Financial Management. 1988. No. 17 (1). P. 46–53.
- Jewell J., Livingston M.* A comparison of bond ratings from Moody's, S&P and Fitch IBCA // Financial Markets, Institutions and Instruments. 1999. No. 8 (4). 45 p.
- Jiang J., Stanford M.H., Xie Y.* Does it matter who pays for bond ratings? Historical evidence // Journal of Financial Economics. 2012. No. 105. P. 607–621.
- Karminsky A.M., Polozov A.A.* Handbook of Ratings: Approaches to Ratings in the Economy, Sports, and Society. SPRINGER INTERNATIONAL PUBLISHING AG, 2016.
- Livingston, M., Naranjo A., Zhou L.* Split bond ratings and ratings migration // Journal of Banking and Finance. 2008. No. 32(8). P. 1613–1624.
- Moody's (2007). Incorporation of Joint-Default Analysis into Moody's Bank Ratings: Moody's Investors Service, A Refined Methodology. URL: http://www.moody.com/researchdocumentcontentpage.aspx?docid=PBC_102639
- Moon C., Stotsky J.* (1993), Testing the differences between the determinants of Moody's and Standard & Poor's Ratings: An application of smooth simulated maximum likelihood estimation // Journal of Applied Econometrics. 1993. No. 8. P. 51–69.
- Morgan D.P.* Rating banks: Risk and uncertainty in an opaque industry // American Economic Review. 2002. No. 92. P. 874–888.
- Mukhopadhyay B.* (2006) Existence of unsolicited ratings // Asia-Pacific Financial Markets. 2006. Vol.13. Issue 3. P. 207–233.
- Perry L.G., Liu P., Evans D.A.* Modified bond ratings: Further evidence on the effect of split ratings on corporate bond yields // Journal of Business Finance & Accounting. 1988. No. 15 (2). P. 231–241.
- Poon W.P.H., Firth M.* Are unsolicited credit ratings lower? International evidence from bank ratings // Journal of Business Finance & Accounting. 2005. No. 32 (9) & (10). P. 1741–1771.
- Pottier S., Sommer D.* (1999), Property-liability insurer financial strength ratings: Differences across rating agencies // The Journal of Risk and Insurance. 1999. No. 6. P. 621–642.
- S&P (2014). Методика определения финансовой устойчивости для финансовых компаний (Standard & Poor's: Common Business and Finance). Сайт S&P Agency. URL: http://www.standardandpoors.com/en_EU/delegate/getPDF;jsessionid=W8dCXfRG0pY4JBcj1TnJhhj5hTLMTvfJ45XX2vpzqp7Tn1LXpvq!-845108344?articleId=1498249&type=COMMENTS&subType=REGULATORY
- Walker R.W., Krueger S.* Now you see it, now you don't: The mysterious case of the vanishing split bond rating in States // Public Budgeting & Finance. 2009. P. 84–101.

The comparison of rating scales of russian and foreign agencies: an empirical study for industrial and financial companies

Dyachkova, Natalya F.

The doctoral School of Economics

Field of Study: 08.00.10 Finance, Money Circulation and Credit

Scientific supervisor: Prof. Karminsky A.M., DsT

National Research University Higher School of Economics

26 Shabolovka, Moscow, Russia

Teaching assistant, Department of Finance

National Research University Higher School of Economics

20 Myasnitskaya str., Moscow, Russia

E-mail: Nfdyachkova@gmail.com

Abstract

This article describes the credit ratings of Russian and international rating agencies. It provides the description of their scales and its comparison with reference to the Russian industrial companies and financial institutions (banks and insurance companies). In addition, it was designed the table of compliance of credit rating agencies to accredit in Russia.

Rating agencies deal with specific value of information rating, the assessment procedure which is carried out and the ratings of all economic entities were represented to the basic scale. With the increased attention on risk comes a growing need for better understanding its elements as well as the continuing development of ratings as a tool to manage it. In accordance to the different methodologies used by the Russian and foreign rating agencies, was determined the class of the rated of each economic entity.

The credit rating market is represented by both international and national rating agencies, and the credit ratings standards can vary significantly from one agency to another. They cover credit risk analysis from both a qualitative and quantitative perspective, effectively providing insights into the role where every difference can be very important. Also, foreign rating agencies provide a strong foundation for a review of credit portfolio analytics instead of Russian ones. In this aspect, the generally accepted methods of credit rating issuers are complicated. It is often, that the rating agencies are assigned to the same company different credit ratings. This situation causes a situation of complication and can cause a conflict of interests, especially for investors and government need, so investors have to compare the ratings of these agencies for longterm purposes.

JEL: G23, G24, G32

References

- Ajvazjan, S.A., Golovan, S.V., Karminskij, A.M., Pereseckij, A.A. (2011) O podhodah k sopostavleniju rejtingovyh shkal. *Prikladnaja jekonometrika*, 3, s. 13–40 (in Russian).
- Barton, A. (2006). Split credit ratings and the prediction of bank ratings in the Basel II environment University of Southampton. University of Southampton, doctoral thesis.
- Bannier, C.E., Behr, P., Guttler, A. (2010) Rating opaque borrowers: Why are unsolicited ratings lower? *Review of Finance*, 14, pp. 263–294.
- Beattie, V., Searle, S. (1992) Credit-rating agencies: The relationship between rater agreement and issuer/rater characteristics. *Journal of International Securities Markets*, 6, pp. 371–375.
- Behr, P., Guttler, A. (2008), The informational content of unsolicited ratings. *Journal of Banking & Finance*, 32, pp. 587–599.
- Billingsley, R.S., Lamy, R.E., Marr, M.W., Thompson, G.R. (1985) Split ratings and bond reoffering yields. *Financial Management*, 14 (2), pp. 59–65.
- Bongaerts, D., Cremers, K.J.M., Goetzmann, W.N. (2012) Tiebreaker: Certification and multiple credit ratings. *The Journal of Finance*, 67 (1), pp. 113–152.
- Cantor, R., Packer, F. (1996) Multiple ratings and credit standards: Differences of opinion in the credit rating industry, Federal Reserve Bank of New York, Staff report 12.
- Ederington, L. (1986) Why split ratings occur? *Financial Management*, 15 (1), pp. 37–47.
- Eisl, A., Elendner, H., Lingo, M. (2013) Re-mapping credit ratings. *Working paper for the Econometric Society European Meeting*.
- Golovan, S.V., Karminskij, A.M., Pereseckij, A.A. (2011) Sopostavlenie rejtingovyh shkal agentstv na osnove jekonometrjcheskogo analiza rejtingov rossijskih bankov // XII Mezhdunarodnaja nauchnaja konferencija po problemam razvitija jekonomiki i obwestva, doklad, Moscow, NES-HSE (in Russian).
- Hainsworth, R., Karminsky, A.M., Solodkov, V.M. (2013) Arm's length method for comparing rating scales. *Eurasian Economic Review*, 3 (2), pp. 114–135.
- Harchuk, K.A. (2016). Sopostavlenie rejtingovyh shkal dlja promyshlennyh kompanij. Magisterskaja dissertacija, NRU HSE (in Russian)
- Hsueh, L.P., Kidwell, D.S. (1988) Bond ratings: Are two better than one? *Financial Management*, 17 (1), pp. 46–53.
- Jewell, J., Livingston, M. (1999) A comparison of bond ratings from Moody's, S&P and Fitch IBCA. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 8 (4), 45 p.
- Jiang, J., Stanford, M.H., Xie, Y. (2012) Does it matter who pays for bond ratings? Historical evidence *Journal of Financial Economics*, 105, pp. 607–621.
- Karminsky, A.M., Polozov, A.A. (2016) Handbook of Ratings: Approaches to Ratings in the Economy, Sports, and Society. SPRINGER INTERNATIONAL PUBLISHING AG.
- Livingston, M., Naranjo, A., Zhou, L. (2008) Split bond ratings and ratings migration. *Journal of Banking and Finance*, 32(8), pp. 1613–1624.
- Moody's (2007) Incorporation of Joint-Default Analysis into Moody's Bank Ratings: Moody's Investors Service, A Refined Methodology . URL: http://www.moody.com/researchdocumentcontentpage.aspx?docid=PBC_102639
- Moon, C., Stotsky, J. (1993) Testing the differences between the determinants of Moody's and Standard & Poor's Ratings: An application of smooth simulated maximum likelihood estimation. *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 51–69.
- Morgan, D.P. (2002) Rating banks: Risk and uncertainty in an opaque industry. *American Economic Review*, 92, pp. 874–888.
- Mukhopadhyay, B. (2006) Existence of unsolicited ratings. *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 13, Issue 3, pp. 207–233
- Perry, L.G., Liu, P., Evans, D.A. (1988) Modified bond ratings: Further evidence on the effect of split ratings on corporate bond yields. *Journal of Business Finance & Accounting*, 15 (2), pp. 231–241.
- Poon, W.P.H., Firth, M. (2005), Are unsolicited credit ratings lower? International evidence from bank ratings. *Journal of Business Finance & Accounting*, 32 (9) & (10), pp. 1741–1771.
- Pottier, S., Sommer, D. (1999) Property-liability insurer financial strength ratings: Differences across rating agencies. *The Journal of Risk and Insurance*, 6, pp. 621–642.
- S&P (2014) Standard & Poor's: Common Business and Finance. URL: http://www.standardandpoors.com/en_EU/delegate/getPDF;jsessionid=W8dCXfRG0pY4JBcj1TnJhhj5hTLMTvfnJ45XX2vpzqp7Tn1LXpvq!-845108344?articleId=1498249&type=COMMENTS&subType=REGULATORY
- Walker, R.W., Krueger, S. (2009) Now you see it, now you don't: The mysterious case of the vanishing split bond rating in States. *Public Budgeting & Finance*, 84–101.

Выбор модели срочной структуры процентных ставок на основе ее свойств

Лапшин Виктор Александрович

Кандидат физико-математических наук, доцент, научный сотрудник Научно-учебной лаборатории по финансовой инженерии и риск-менеджменту

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»

Москва, ул. Шаболовка, д. 26, стр. 3, каб. 3104

E-mail: vlapshin@hse.ru

Терещенко Мария Юрьевна

Стажер-исследователь Научно-учебной лаборатории по финансовой инженерии и риск-менеджменту

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»

Москва, ул. Шаболовка, д. 26, стр. 3, каб. 3104

E-mail: myutereshchenko@edu.hse.ru

Аннотация

Статья посвящена выбору подходящей модели для построения срочной структуры процентных ставок из наиболее популярных: бутстрэпа, различных сплайнов и параметрических моделей Нельсона – Зигеля и Свенссона. Изложены особенности их применения на финансовых рынках стран мира.

Задача моделирования срочной структуры процентных ставок имеет долгую историю и продолжает привлекать повышенное внимание ученых-теоретиков и специалистов-практиков. В разное время этой проблемой интересовались Дж. М. Кейнс, П. Самуэльсон, Р. Мертон, Ф. Модильяни, М. Шоулз, Е. Фама и др. Однако, несмотря на серьезное продвижение в данной области, вопрос построения моделей, адекватных реальным условиям, все так же далек от окончательного решения и требует продолжения работы по их изучению.

Срочную структуру широко применяют для анализа цен и доходности облигаций, используют при оценке справедливости рыночных прогнозов. Кривые срочной структуры процентных ставок чрезвычайно важны при изучении процессов, происходящих в экономической сфере, поэтому они нуждаются в адекватных моделях оценки. В действительности процентные ставки по кредитам и займам в произвольный момент времени не наблюдаемы. А поскольку это так, то остается только смоделировать их, опираясь на имеющиеся данные по государственным или корпоративным облигациям, по другим доступным финансовым инструментам, исходя из поставленной перед исследователем задачи.

Все модели имеют свои достоинства и недостатки, поэтому специалисту необходимо определить цель исследования и под нее подбирать модель, учитывая ее свойства. Модели рассматриваются в той хронологии, в которой они были разработаны. Каждая последующая модель из каждого класса была призвана устранить недостатки предыдущей версии, но это не всегда удавалось, и в новой модели или усиливались слабые стороны предыдущей, или появлялись новые.

Предложен алгоритм выбора модели, исходя из ее основных свойств, которые могут стать наиболее важными для успешного решения поставленной перед специалистом проблемы.

Ключевые слова: кривая доходности, срочная структура процентных ставок, бутстрэп, сплайны, параметрические модели, облигации

JEL: E43

Введение

Правильно выбранная модель построения срочной структуры процентных ставок с учетом ее характерных черт и специфики рынка является основным помощником при принятии инвестиционных и других решений в финансовой сфере. Построение качественной структуры процентных ставок имеет чрезвычайно важное значение для бесперебойного функционирования всего рынка, а не только его отдельных элементов.

На современном этапе мирового экономического развития особое значение приобрел тот факт, что кривая бескупонной доходности по государственным ценным бумагам может лежать в основе успешного прогнозирования надвигающихся финансово-экономических кризисов, а также помочь в выявлении рисков их реализации. На развитых рынках оценка кривой бескупонной доходности по рыночным данным не составляет большого труда: есть достаточное количество облигаций, они ликвидны, а их биржевые котировки достоверны. Но для рынков государственных облигаций многих развивающихся стран эти свойства пока не выполняются. Поэтому очень важно выбрать подходящую для каждого конкретного случая модель, наиболее полно отражающую все интересующие исследователя явления. Этому посвящена данная статья.

В статье рассматриваются только статические модели, в то же время сам термин «модель» стоит понимать в контексте аппроксимации и интерполяции данных, поскольку речь идет о способах подгонки кривых доходности (*fitting yield curves*).

1. Сфера применения моделей

Разработка достоверных методов моделирования срочной структуры процентных ставок и их корректное применение имеет особое значение для участников финансового рынка. Срочная структура используется центральными банками для целей прогнозирования и практиками для целей оценки.

Так, кривая доходности облигаций является индикатором рыночных ожиданий относительно грозящей инфляции, служит инструментом для оценки нынешних и будущих экономических условий. Следовательно, точные оценки кривой доходности помогают при прогнозировании инфляции и мониторинге экономической стабильности, а, значит, незаменимы для центральных банков, нацеленных на проведение эффективной денежно-кредитной политики. Кроме того, срочная структура помогает представить сложившуюся экономическую ситуацию в контексте стоимости кредитования, позволяет оценить доступность кредитных ресурсов, состояние ликвидности в банковском секторе и т.д.

Кривые доходности лежат в основе теории оценки активов с фиксированным доходом и применяются

для принятия инвестиционных решений, поскольку являются основой для изучения доходности портфеля ценных бумаг. Срочная структура процентных ставок служит и для оценки справедливой стоимости облигаций, вычисления кредитных спредов, актуарного оценивания и других целей риск-менеджмента и финансовой инженерии. Кроме прочего, она применяется для разработки инвестиционных стратегий с учетом срочности заимствования, уровня риска, хеджирования, оценки спекулятивных стратегий, для анализа осуществимости арбитража во времени. Таким образом, с помощью срочной структуры процентных ставок можно успешно исследовать состояние финансового рынка.

2. Порядок выбора подходящей модели

В финансовой сфере часто необходимо оценивать риск и доходность актива в будущем, исходя из текущих условий. Проблема моделирования срочной структуры состоит в том, чтобы как можно лучше описать кривую доходности с учетом рыночных цен финансовых инструментов и обещанных денежных потоков по ним. Эта задача довольно трудно выполнить для условий, близких к реальности. Одним из препятствий для подобной оценки является отсутствие достаточного объема данных.

Для построения кривой бескупонной доходности обычно используются облигации с нулевым купоном и ставки денежного рынка. Если на рынке нет желаемого количества бескупонных облигаций, то они могут быть искусственно сконструированы, когда каждая купонная облигация рассматривается как портфель бескупонных облигаций. А на рынках, где в краткосрочной перспективе недостаточно ликвидности, используются и ставки межбанковского денежного рынка. На практике может также возникнуть необходимость в извлечении спот-ставок из более сложных ценных бумаг, например, свопов и соглашений о форвардной ставке (*FRA*) [du Preez, Maré, 2013]. Прибегают и к таким рыночным инструментам, как денежные депозиты и фьючерсы [Pienaar, Choudhry, 2010].

После определения выборки облигаций, нужной для построения срочной структуры процентных ставок, инвестор может воспользоваться одним из подходов к ее построению. Так, методы оценки срочной структуры можно разделить на три больших класса: «инженерные», параметрические и сплайновые методы.

«Инженерные» методы не имеют четкого обоснования и в основном представляют собой определенную последовательность действий, которая должна приводить к результату, похожему на искомую кривую бескупонной доходности. Такие методы обычно не обладают теоретической базой, но они часто применяются в силу своей простоты. К ним относятся

метод последовательного определения процентных ставок – бутстрэп.

Параметрические методы предполагают, что кривая бескупонной доходности принадлежит к некоторому заранее выбранному классу параметрических функций. К ним прибегали еще в 1960-х гг., а в настоящее время это наиболее распространенный метод построения срочной структуры спот-ставок. Благодаря своей простоте широко используется модель Нельсона – Зигеля и ее расширение, предложенное Свенссоном.

Сплайновые методы предполагают, что истинная функция дисконтирования обладает некоторым свойством экстремума. Обычно это интерпретируется как максимальная гладкость по отношению к некоторому классу функций. Решение предстает в виде сплайна некоторой формы – функции, область определения которой разбита на конечное число отрезков, и на каждом она совпадает с некоторым алгебраическим многочленом. Эти методы сейчас также применяются очень часто.

Выбор модели оценки срочной структуры регулируется требованиями пользователя. Для этого **необходимо определить ключевые критерии выбора модели**. На данный момент не существует единых, общепринятых критериев для сравнения моделей оценки срочной структуры процентных ставок. Исследователи этой проблемы производят анализ по тем параметрам, которые считают наиболее подходящими в каждом конкретном случае. Будем исходить из того, что сравнение моделей вполне можно осуществлять по следующему набору критериев:

- 1) точность (величина стандартной ошибки);
- 2) гладкость (критерий максимума гладкости);
- 3) возникновение отрицательных форвардных ставок (наличие арбитража);
- 4) простота реализации (количество параметров);
- 5) гибкость (возможность включать дополнительные параметры, фиксируя изменения структуры);
- 6) стабильность (небольшие изменения в данных для одного срока погашения не оказывают непропорционального влияния на ставки для других сроков).

Два первых критерия – количественные, они определяются по данным рынка, а оставшиеся – качественные, отражают характеристики выбранной модели. Критерии 1–4 взяты из статьи Г. Гамбарова, И. Шевчука и А. Балабушкина «Оценка срочной структуры процентных ставок» [Гамбаров и др., 2004]. Критерии 5–6 отражены в заметке Дж. Слиса “New Estimates of the UK Term Structure of Interest Rates” [Sleath, 2001].

Выбранная модель обязательно должна отвечать требованиям *точности и гладкости*, что определяется экономическими соображениями. Точность имеет первостепенное значение для изучения ценообразования инструмента, но степень точности часто оказывается обратно пропорциональной уровню

полезности полученной модели. Свойство гладкости основное при анализе рыночных ожиданий: определенная степень гладкости дает возможность исследовать форвардные процентные ставки на предмет ожидаемой динамики краткосрочной ставки и инфляции. Самой оптимальной будет такая срочная структура, которая максимально сочетает в себе эти два показателя. Однако на практике между ними чаще всего обнаруживается обратная связь.

Учитывая вышесказанное, можно попытаться подобрать такую модель, которая в наибольшей степени будет соответствовать поставленной перед исследователем задаче. Для наглядности представим полученный алгоритм в виде блок-схемы (см. Приложение), а подробнее о свойствах каждой модели расскажем ниже.

3. Используемые модели и их свойства

Сейчас еще нет таких моделей, которые одновременно с одинаково высокой степенью удовлетворяли бы всем вышеперечисленным критериям. Каждая модель имеет свои сильные и слабые стороны, поэтому при ее выборе надо точно знать, что модель должна отразить в первую очередь, что в данный момент является самым важным показателем для исследования.

Существование разнообразных методов оценки и отсутствие единого критерия выбора моделей сформировали у практиков общий взгляд на необходимость их тестирования на рынке ценных бумаг каждой страны в отдельности с учётом его специфики и структуры.

Существует огромное количество работ, посвященных данной тематике. Исследователи проводили сравнение популярных моделей, строя кривые доходности для рынков разных стран с применением различных инструментов, выделяя их характерные качества. Рассмотрим некоторые из этих моделей подробнее.

3.1. Бутстрэп

На рынках, где торгуется ограниченное число облигаций с нулевым купоном, обычно хватает купонных облигаций для применения стандартных процедур бутстрэпа. Так, по данным [Smit, 2000], в Южной Африке на рынке облигаций имеется очень мало ликвидных инструментов для построения кривой бескупонной доходности. При наличии на рынке страны достаточно большого разнообразия инструментов с различными сроками до погашения задачу построения кривой доходности можно решить с помощью бутстрэпа.

Практическая реализация бутстрэпа принципиально зависит от того, считаются ли доходности инструментов зависимыми или нет. Если предполагается их независимость, то используется стандартный бутстрэп (*standard bootstrap*). В противном случае применяют блочный бутстрэп (*block bootstrap*).

А. Стандартный бутстрэп

Стандартный бутстрэп – это достаточно простой метод, когда кривая бескупонной доходности рассчитывается рекуррентно, т.е. в порядке увеличения срока до погашения облигаций. Для каждого последующего шага верно:

$$P_i = \sum_{i=1}^n (CF_i \times e^{-r_i \times t_i}), \quad (1)$$

где P_i – фактическая цена i -й облигации;

CF_i – выплата по облигации в году t_i ;

r_i – процентная ставка (доходность) по облигации в году t_i .

Схематично эта идея может быть показана таким образом [Берзон, 2016]:

$$P_1 = CF_1 \times e^{-r_1 \times t_1}$$

$$P_2 = CF_1 \times e^{-r_1 \times t_1} + CF_2 \times e^{-r_2 \times t_2}$$

$$P_3 = CF_1 \times e^{-r_1 \times t_1} + CF_2 \times e^{-r_2 \times t_2} + CF_3 \times e^{-r_3 \times t_3}. \quad (2)$$

Отсюда поочередно находим ставки r_1, r_2, r_3 и т.д.

Один из вариантов этого метода описали в своей работе Е. Фама и Р. Блисс [Fama, Bliss, 1987]. Данный метод не позволяет построить всю кривую целиком, но он дает возможность найти отдельные спот-ставки, необходимые для дальнейшей оценки.

Наибольшая эффективность бутстрэпа достигается, когда эмиссия облигаций происходит согласно долгосрочным программам выпусков, что присуще главным образом государственным и крупным институциональным заемщикам. Тогда облигации эмитируются регулярно в одни и те же даты, и купоны по облигациям, выпущенным в рамках одной программы, выплачиваются в один и тот же день. Этот метод можно применять для оценки облигаций с малым сроком до погашения только тогда, когда на рынке есть много сопоставимых ценных бумаг, которые выпускаются с определенной регулярностью [Берзон, 2016].

Чаще всего бутстрэп применяют для получения кривых доходности облигаций и свопов. Этот метод используется для ежедневного расчета кривых бескупонной доходности по казначейским облигациям США (*US Treasuries*) [Hull, 2015].

Финансовые инструменты, используемые при построении кривой, можно применить для хеджирования других инструментов [Hagan, West, 2008]. Изначально трейдер держит портфель более сложных инструментов. Тогда он будет иметь возможность хеджировать их против движений кривой доходности с помощью ликвидно торгуемых инструментов.

Б. Блочный бутстрэп

Если доходности инструментов взаимозависимы, то, чтобы при применении бутстрэпа эта зависимость не разрушилась, П. Халл в 1985 г. предложил находить решение, используя блоки данных вместо отдельных

наблюдений. Тут возможен один из двух подходов к решению в зависимости от того, перекрывают ли эти блоки друг друга.

Неперекрывающийся блочный бутстрэп (*non-overlapping block bootstrap*) используется редко из-за малого количества доступных блоков, что делает точность оценки параметра очень низкой. Например, на интервале в 20 лет доступных 5-летних неперекрывающихся блоков всего 4, а независимых наблюдений как минимум 20. Количество отдельных наблюдений значительно больше, чем число доступных непересекающихся блоков, поэтому предполагается, что точность оценки, найденной с помощью стандартного бутстрэпа, значительно выше [Cogneau, Zakamouline, 2010].

Более популярен перекрывающийся (движущийся) блочный бутстрэп (*overlapping or moving block bootstrap*). Он помогает сохранить зависимость данных при оценке конкретного параметра, представляющего интерес на длинных временных горизонтах. Так, на горизонте в 20 лет можно получить от 5 до 16 штук 5-летних блоков данных. Здесь точность оценки также довольно низкая: она хуже по сравнению с полученной стандартным бутстрэпом, но лучше, чем при неперекрывающемся блочном методе [Cogneau, Zakamouline, 2010].

Блочный бутстрэп используется намного реже, чем стандартный, поскольку требует корректировки из-за смещения оценок. Один из методов корректировки – поиск оптимальной длины блока, которая минимизирует смещение. Но этот выбор не может быть произвольным и зависит от целей исследования.

В. Итеративный бутстрэп

Как возможное решение проблемы аппроксимации был внедрен метод итеративного бутстрэпа (*IBS*). Он был разработан специально для южноафриканского рынка, так как другие модели (в частности полиномы и сплайны) не подходили для построения кривой доходности южноафриканских облигаций из-за структурной неэффективности рынка инструментов с фиксированным доходом и полученной дисперсии данных [Smit, 2000]. Стандартный бутстрэп предполагает постепенность нахождения всех нужных ставок, а итеративный бутстрэп требует, чтобы весь набор данных загружался сразу, с использованием подразумеваемых ставок, полученных на каждом предыдущем шаге.

Если кривая доходности изначально негладкая, то в случае применения стандартного бутстрэпа при сглаживании может произойти потеря важной информации о рыночных ценах. Итеративный бутстрэп обладает тем преимуществом, что при каждой итерации денежные потоки дисконтируются согласно одной и той же гладкой кривой, в то время как при стандартном бутстрэпе на каждом последующем этапе берется новая кривая, что приводит ко все большему отклонению от реальных данных. Итеративный метод также значительно ускоряет процесс расчета.

Эмпирические результаты исследования, проведенного на южноафриканском рынке, показывают, что итеративный бутстрэп дает лучшие результаты, чем альтернативные методы. С его помощью получена гладкая срочная структура, гладкая кривая форвардных ставок, а также наблюдается высокая точность вычислений. Поэтому Л. Смит сделала в своей работе вывод о том, что итеративный бутстрэп можно применять на нестабильных и неликвидных развивающихся рынках инструментов с фиксированным доходом, чтобы выявлять их недооценку и возможности арбитража. Кроме того, метод итеративного бутстрэпа может использоваться для оценки всех «ванильных» финансовых инструментов с фиксированным доходом [Smit, 2000].

3.1. Параметрические модели

Параметрический метод применяется для моделирования срочной структуры процентных ставок с помощью одной параметрической функции. Модели этого класса основаны на возможных формах кривых процентных ставок. Параметрические модели достаточно просты и дают хорошие практические результаты. Но они не имеют теоретической основы, а лишь учитывают стандартные формы кривых [Берзон, 2016].

Такие модели выводят неплохую общую форму кривой, но подходят лишь там, где не нужна высокая точность [Pienaar, Choudhry, 2010]. Полученная кривая не всегда подходит для целей ежедневной переоценки активов и может привести к крайне неустойчивым оценкам срочной структуры, поэтому финансовые учреждения, занимающиеся торговлей ценными бумагами с фиксированным доходом, предпочитают не полагаться только на параметрические модели [du Preez, Maré, 2013].

Параметрические модели имеют меньше параметров, чем сплайны, и это позволяет получить более гладкую срочную структуру, но в то же время они не такие гибкие и обладают меньшей способностью к аппроксимации сложных форм кривых доходности [Гамбаров и др., 2004].

Кроме того, из-за взаимосвязи между долгосрочными и краткосрочными процентными ставками (а, значит, и секторами фондового рынка), предполагаемой параметрическими моделями, при их использовании отдельные участки кривой не могут меняться при неизменности остальных, а это не обязательно верно на практике, поскольку может иметь место сильная рыночная сегментация [Берзон, 2016]. Так, при использовании параметрических моделей изменение данных в любой точке может повлиять на всю кривую [Anderson, Sleath, 2001].

А. Модель Нельсона – Зигеля

Одна из самых популярных на практике моделей была предложена Ч. Нельсоном и Э. Зигелем в 1987 г. Она хорошо интерпретирует параметры с экономической точки зрения, достаточно точно описывает имеющи-

еся данные, имеет мало параметров, поэтому очень компактна. Нельсон и Зигель поставили перед собой цель ввести в обращение как можно более простую модель с минимальным количеством параметров, которая была бы настолько гибкой, чтобы описать типичные в зависимости от рыночной ситуации формы кривой доходности: монотонную, выпуклую и S-образную [Nelson, Siegel, 1987].

Кривая форвардных ставок $f(t)$ задается с помощью следующего уравнения:

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_2 \times \frac{t}{\tau_1} \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right), \quad (3)$$

где t – срок до погашения облигации;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1$ – подлежащие оценке неизвестные параметры.

Первый член уравнения – константа $\beta_0 > 0$, которую можно рассматривать как уровень кривой доходности. Вторая составляющая – экспоненциальный член

$$\beta_1 \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right), \text{ который задает наклон кривой}$$

доходности (кривая монотонно убывает при $\beta_1 > 0$ и возрастает при $\beta_1 < 0$). Третья составляющая –

$$\beta_2 \times \frac{t}{\tau_1} \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right),$$

которая определяет форму кривой доходности («горб» при $\beta_2 > 0$ и U-образная форма при $\beta_2 < 0$). Константа $\tau_1 > 0$ показывает, при каком сроке до погашения «горб» функции достигает максимума [Svensson, 1994; Берзон, 2016].

В итоге получается семейство кривых форвардных ставок, которые принимают разные формы в зависимости от значений β_1 и β_2 , а также имеют асимптоту $(\beta_0 + \beta_1)$ при $t \rightarrow 0$ и β_0 при $t \rightarrow \infty$ [Nelson, Siegel, 1987]. Такая горизонтальная асимптота позволяет избежать проблем с неустойчивыми оценками форвардных ставок большого срока погашения, которые часто наблюдаются при сплайн-методах [Svensson, 1995].

Важным преимуществом модели Нельсона – Зигеля является прямая трактовка ее параметров. Экономически интерпретировать коэффициенты модели можно как кратко-, средне- и долгосрочные компоненты кривой форвардных ставок, а, значит, и кривой доходности [Nelson, Siegel, 1987].

Путем интегрирования кривой форвардных ставок получают кривую непрерывно начисляемых спот-ставок $r(t)$:

$$r(t) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \times \frac{1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)}{\frac{t}{\tau_1}} - \beta_2 \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right). \quad (4)$$

Получившуюся регрессию лучше всего оценивать с помощью метода наименьших квадратов (МНК). Параметры модели определяются путем минимизации квадратов отклонения теоретических цен от наблюдаемых, и целевая функция принимает следующий вид:

$$\sum_{k=1}^N \left(P_k - \sum_{i=0}^n CF_{i,k} \times d_i(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1) \right)^2 \rightarrow \min_{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1}, \quad (5)$$

где N – количество облигаций;

k – порядковый номер облигации;

P_k – рыночная цена облигации;

n – количество денежных потоков по облигации;

i – порядковый номер такого денежного потока [Lapshin, 2012].

Авторы хотели создать такую модель, которая подошла бы для описания соотношения между доходностью и сроком погашения казначейских векселей США для последующего определения цен долгосрочных казначейских облигаций США. С помощью модели удалось объяснить 96% изменения доходности отобранных векселей, а также были отражены и подтверждены перемены в денежно-кредитной политике ФРС в этот период [Nelson, Siegel, 1987].

Модель имеет всего четыре регрессора и предполагает достаточно быструю оценку кривой доходности, но она нелинейна по параметру τ_1 . Отсюда возникают проблемы при оценке из-за сложности численных расчетов [Корнев, 2010; Steeley, 2008]. Модель может идеально подогнать кривую доходности только исходя из данных по четырем инструментам, в противном случае точность оценки будет гораздо меньше, а некоторые формы кривой доходности такая модель вовсе будет не в состоянии изобразить [van Deventer, 2009].

Гладкие кривые доходности обладают недостаточной степенью гибкости, но в то же время получаются очень стабильными в отличие от полиномиальных сплайнов. Стабильность достигается благодаря наличию постоянного асимптотического предела. Это ограничение основано на предположении, что форвардные ставки отражают ожидания относительно будущих краткосрочных процентных ставок, поэтому на длинном конце форвардные ставки, как и ожидания, постоянны [Anderson, Sleath, 2001]. Кроме того, из-за невысокой точности модели могут проявиться отрицательные форвардные ставки, а также и относительно высокая межвременная корреляция оценок в отдельных сегментах кривой процентных ставок.

Согласно данным Банка международных расчетов за 2005 г. метод Нельсона – Зигеля очень распространен в Центральном банках стран Европы. Он использовался для оценки срочной структуры процентных ставок в Бельгии, Финляндии, Франции, Италии и до 1995 г. в Испании [BIS Paper № 25, 2005]. Модель успешно зарекомендовала себя и на российском рынке.

Б. G-кривая

У модели Нельсона – Зигеля есть много модификаций, которые были предложены для разных целей. Так, в России для расчета срочной структуры процентных ставок на Московской бирже применяют кривую бескупонной доходности по государственным ценным бумагам (G-кривую) [Гамбаров и др., 2006].

Она была получена при помощи добавления к модели Нельсона – Зигеля трех корректирующих членов для более точного описания начального участка кривой спот-ставок:

$$r_G(t) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \times \frac{1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)}{\frac{t}{\tau_1}} - \beta_2 \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + g_1 \times \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) + g_2 \times \exp\left(-\frac{(t-1)^2}{2}\right) + g_3 \times \exp\left(-\frac{(t-2)^2}{2}\right). \quad (6)$$

В большинстве случаев эти добавки численно малы и G-кривая может быть хорошо описана с помощью модели Нельсона – Зигеля, но иногда они приносят заметное улучшение. Получившаяся модель полудинамическая, поскольку состоит из двух частей: статическая осталась от базовой модели, а динамическая необходима для учета исторических данных из предыдущих периодов ($t-1$) и ($t-2$). В этом случае неизвестные параметры оцениваются посредством фильтра Калмана.

G-кривая – один из главных индикаторов состояния финансового рынка и базовый эталон для оценки различных облигаций и других финансовых инструментов. В настоящее время разработан проект новой, уточненной G-кривой. С 2018 г. расчеты будут производиться именно по ней.

В. Модель Свенссона

Среди всех модификаций и улучшений модели Нельсона – Зигеля наиболее известна модель Свенссона. Л. Свенссон обобщил оригинальную модель, расширив ее с целью повышения гибкости и улучшения точности подгонки моделей к эмпирическим данным, но сохранив при этом гладкость кривой доходности [Svensson, 1994]. Кривая форвардных ставок $f(t)$ для этой модели предстает в следующем виде:

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_2 \times \frac{t}{\tau_1} \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_3 \times \frac{t}{\tau_2} \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right), \quad (7)$$

где t – срок до погашения облигации;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1, \tau_2$ – подлежащие оценке неизвестные параметры.

Новый член уравнения – $\beta_3 \times \frac{t}{\tau_2} \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right)$,

который так же, как и предшествующий ей член, отвечает за кривизну и добавляет к кривой второй «горб», введен для лучшего описания ее начального участка. Два «горба» могут создавать гораздо более разнообразные формы кривой форвардных ставок, но по этой же причине модель Нельсона – Зигеля оказывается более стабильной, чем модель Свенссона. Новая константа $\tau_2 > 0$ показывает, при каком сроке до погашения второй «горб» функции достигает своего максимума [Svensson, 1994].

В этом случае также получается семейство кривых форвардных ставок, которые принимают разные формы в зависимости от значений β_1 , β_2 и β_3 , а также имеют асимптоту $(\beta_0 + \beta_1)$ при $t \rightarrow 0$ и β_0 при $t \rightarrow \infty$.

Тогда кривая непрерывно начисляемых спот-ставок выглядит так:

$$r(t) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \times \frac{1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)}{\frac{t}{\tau_1}} - \beta_2 \times \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_3 \times \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right)}{\frac{t}{\tau_2}} - \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right) \right) \quad (8)$$

Модель Свенссона, как и модель Нельсона – Зигеля, обычно оценивают методом наименьших квадратов. Применять ее следует, когда очень важна точность приближения к рыночным данным или кривая форвардных ставок в некоторые промежутки времени (особенно на начальном участке) имеет сложную структуру, которую не способна описать модель Нельсона – Зигеля. Но поскольку такие структуры проявляются недолго, то в большинстве случаев можно ограничиться моделью Нельсона – Зигеля [Корнев, 2011]. В то же время модель Свенссона предполагает использование функциональной формы, которая обладает большей гибкостью, чем способна обеспечить оригинальная модель [Svensson, 1995].

Это очень удобный метод оценки кривой форвардных ставок: он относительно простой и надежный и, как полагает сам Свенссон, даже имеет точность намного выше той, что необходима для целей денежно-кредитной политики. Этот вывод был сделан после анализа форвардных процентных ставок в Швеции за период 1992–1994 гг. [Svensson, 1994, 1995].

В то же время модель Свенссона имеет ряд недостатков, самыми важными из которых являются [Marciniak, 2006]:

- ограниченная способность приспосабливаться к нестандартным формам кривой доходности;
- низкая гибкость на коротком конце кривой доходности;
- высокая степень нестабильности и тенденция принимать экстремальные значения на коротком конце кривой доходности;
- неединственность оценок в зависимости от исходной точки оценки.

Как и ее прототип, модель Свенссона широко используется профессионалами и центральными банками. Так, по данным на 2005 г. с помощью модели Свенссона срочную структуру процентных ставок оценивали центральные банки Бельгии, Франции, Германии, Норвегии, Испании, Швеции и Швейцарии [BIS Paper № 25, 2005].

Однако такие преимущества модели Свенссона, как низкая сложность и вычислительные требования, со временем стали менее важны, и ряд учреждений перешли на расчет кусочно-полиномиальных моделей VRP [Marciniak, 2006]. Но VRP менее полезен на практике, так как он отражает волатильность процентных ставок на коротком конце кривой доходности. Поэтому в качестве модели выбора для ценообразования финансовых инструментов и для анализа денежно-кредитной политики модель Свенссона будет предпочтительнее [Kovachev, Simeonov, 2014].

3.2. Сплайны

Этот метод подразумевает разбивку всего временного интервала на отдельные сегменты, каждый из которых содержит собственную аппроксимирующую функцию. Вместо того, чтобы указывать одну функциональную форму для всего временного отрезка, как это происходит у параметрических моделей, сплайны моделируют кривую доходности в виде кусочно-линейных многочленов (полиномов) n -й степени, соединенных в заданных узловых точках. Впервые моделировать кривую доходности таким образом предложил Дж. МакКаллох [McCulloch, 1971].

Есть случаи, когда рекомендуется использовать полиномиальные сплайны. Например, при аппроксимации часто лучше иметь достаточно общую функциональную форму срочной структуры, чтобы потом не проверять какие-либо конкретные гипотезы. В этом отношении сплайны лучше многих других методов [Shea, 1984].

Сплайновые методы не всегда являются самыми подходящими. Как показало проведенное исследование, имея аналогичную с параметрическими моделями точность, они содержат больше параметров, что приводит к сравнительно меньшей гладкости кривой [Корнев, 2010]. В то же время сплайны способны аппроксимировать более сложные формы срочных структур, что возможно благодаря их большой локальной гибкости. Но сплайны не очень удобны для экономической интерпретации, так как содержат

узловые точки, которые необходимо задавать заранее, т.е. изначально обосновывать их наличие [Корнев, 2011].

Основной целью применения сплайнов является получение непрерывной гладкой кривой, максимально приближенной к рыночным ставкам. Пытаясь создать гладкую и точную в узлах кривую, можно столкнуться со значительными колебаниями на ней, поэтому в некоторых случаях практики предпочитают гладкость всей кривой точности в узловых точках. Но точность в узлах может быть важным фактором, когда применяется методология ценообразования, основанная на отсутствии арбитража [Pienaar, Choudhry, 2010].

Основное преимущество сплайнового подхода по сравнению с параметрическими методами состоит в том, что отдельные сегменты сплайна могут корректироваться практически независимо друг от друга, что является причиной более высокой степени гибкости сплайнов. Это также способствует тому, что отдельные сегменты кривой процентных ставок не будут сильно реагировать на колебание ставок в близлежащих сегментах [Anderson, Sleath, 2001].

В настоящее время различные кубические сплайны используются в программном обеспечении по управлению корпоративным риском более чем в 30 странах мира [van Deventer, 2009].

Методология кубических сплайнов может быть успешно реализована на рынках долгового капитала. Их рекомендуется использовать, когда кривые доходности имеют положительный наклон. Кроме того, для целей разработки денежно-кредитной политики (например, в центральных банках), а также для оценок некоторых рыночных инструментов может возникнуть необходимость в форвардных ставках с минимальным колебанием, что сплайны также в состоянии обеспечить [Pienaar, Choudhry, 2010].

Необходимо также помнить, что сплайны не всегда подходят для построения кривой доходности в стране, где имеет место структурная неэффективность рынка инструментов с фиксированным доходом [Smit, 2000], о чем уже говорилось выше.

Согласно статистике Базельского комитета, сплайновые методы пользуются значительной популярностью у центральных банков развитых стран. Центральные банки Канады, Японии, Швеции, Великобритании и США применяют различные виды сплайнов для оценки безрисковых инструментов [BIS Paper № 25, 2005; Корнев, 2011].

Кубические сплайны очень часто применяются на практике. Существует множество моделей оценки срочной структуры процентных ставок, основанных на них.

А. Кубические сплайны МакКаллоха

Идея построения функции дисконтирования с помощью полиномиальных сплайнов принадлежит Дж. МакКаллоху. В статье 1975 г. он разработал регрес-

сионный кубический сплайн (*regression cubic spline*) и использовал его для приближения функций дисконтирования и кривых доходности, скорректированных с учетом налогов.

Общая функциональная форма функции дисконтирования для каждого из k сегментов срока до погашения может быть записана в виде:

$$d_t = 1 + a_1 \times t + a_2 \times t^2 + a_3 \times t^3 + \sum_{j=4}^k a_j \times (t - t_j)^3 \times f_j(t), \quad (9)$$

где d_t – коэффициент дисконтирования;

t – срок до погашения;

t_j – узловая точка;

$f_j(t) = 1$ при $t \geq t_j$ и $f_j(t) = 0$ при $t < t_j$; число параметров a_j определяется числом узловых точек.

Поскольку модель является линейной по функции дисконтирования, то выбор наилучшего подходящего многочлена осуществляется с помощью МНК. Тогда функция дисконтирования выбирается как кубический сплайн с минимизацией целевой функции вида:

$$\sum_{i=1}^N (P_i - \hat{P}_i(d_i))^2 \rightarrow \min_{d_i}, \quad (10)$$

где P_i – наблюдаемая (фактическая) цена i -й облигации;

$\hat{P}_i(d_i)$ – прогнозируемая цена i -й облигации.

Обычные кубические сплайны являются простейшим методом в этом классе функций и позволяют получить гладкую функцию форвардных ставок. Они довольно гибкие, поскольку количество узловых точек можно выбрать сколь угодно большим. Кубические сплайны и в пределах, и вне выборки достаточно точно оценивают облигации [Waggoner, 1997].

Недостатком этой модели является возможность появления отрицательных форвардных ставок [Stander, 2005]. Кривые форвардных ставок, полученные методом МакКаллоха, часто имеют тенденцию сильно колебаться [Shea, 1985].

Б. Экспоненциальные сплайны Васичека и Фонга

Идею Дж. МакКаллоха развили О. Васичек и Х. Г. Фонг. Они рекомендовали использовать экспоненциальные сплайны (*exponential splines*) вместо полиномиальных на том основании, что функция дисконтирования изначально имеет экспоненциальный вид, а поэтому невозможно адекватно сопоставить экспоненциальную форму функции дисконтирования с моделью кубических сплайнов [Vasicek, Fong, 1982].

В таком случае функция дисконтирования описывается следующим образом:

$$d_t = a_0 + a_1 \times e^{-\alpha t} + a_2 \times e^{-2\alpha t} + a_3 \times e^{-3\alpha t}, \quad (11)$$

где α – некоторая константа.

Авторы заявили о том, что новая модель имеет желаемые асимптотические свойства для длительных сроков погашения, чего не наблюдалось у кубических

сплайнов, а также обладает достаточной гибкостью и позволяет получить гладкие стабильные кривые форвардных ставок.

Однако Г. Шей, сравнив эти две методологии, обнаружил, что экспоненциальные сплайны подвержены тем же недостаткам, что и полиномиальные [Shea, 1985]. Кроме того, он эмпирически установил, что:

- срочная структура процентных ставок, полученных в экспоненциальной модели, не стабильнее, чем в полиномиальной модели;
- преобразования данных, сделанные в экспоненциальной модели, в итоге часто приводят к недостоверным результатам;
- асимптотические свойства экспоненциальной модели часто нереалистичны.

Отсюда сделан вывод, что экспоненциальные сплайны не более удобны, чем полиномиальные. Шей рекомендует использовать полиномиальные сплайны, поскольку в этих двух случаях получаются идентичные срочные структуры процентных ставок, но отпадает необходимость в оценке сложной нелинейной модели вместо линейной.

В. Метод «максимальной гладкости» Адамса и ван Девентера

На основе модели кубических сплайнов К. Адамс и Д. ван Девентер предложили новый подход к сглаживанию кривой доходности. Они ввели собственный метод «максимальной гладкости» (*maximum smoothness*) [Adams, van Deventer, 1994].

Этот метод был разработан в Японии для построения кривой форвардных ставок в условиях рынка, находящегося на ранних стадиях своего развития, где количество данных невелико [van Deventer, 2009].

МакКаллох и Васичек и Фонг старались найти и построить такую гладкую функцию с относительно небольшим числом параметров, которая как можно больше была бы похожа на кривую доходности казначейских облигаций США. Адамс и ван Девентер решили сделать по-другому и подогнать к наблюдаемым точкам на кривой доходности такую функцию времени, которая создает наиболее плавную возможную кривую форвардных ставок. Однако критерий максимальной гладкости не имеет смысла без опоры на наблюдаемые точки на кривой доходности.

Авторы постарались определить максимально гладкую срочную структуру для всех возможных функциональных форм. Для этого срочная структура $f(t)$ форвардных ставок должна удовлетворять критерию максимума гладкости:

$$\int_0^T [f''(t)]^2 dt \rightarrow \min. \quad (12)$$

Авторы сравнили свой подход с альтернативными методами сглаживания кривой доходности (кубические сплайны МакКаллоха, экспоненциальные сплайны Васичека и Фонга, метод линейного сглаживания),

использовав данные по процентным свопам в иенах и ставкам доллара США. В итоге оказалось, что метод максимальной гладкости работает лучше остальных, если судить по двойственным критериям точности и гладкости, несмотря на то, что эмпирические результаты весьма чувствительны к выбранным периоду времени и типу данных.

Г. Сглаживающие сплайны Фишера – Нички – Зервоса

Традиционные методы на основе кубических сплайнов могут оказаться слишком гибкими, чтобы адекватно сгенерировать кривые доходности с уровнем гладкости, требуемым для исследования рыночных цен на облигации или для целей денежно-кредитной политики. Чтобы решить эту проблему, М. Фишер, Д. Ничка и Д. Зервос разработали метод сглаживающих сплайнов (*smoothing splines*), который является расширением традиционного метода кубических сплайнов [Fisher et al., 1994].

Эта модель на основе B -сплайнов позволяет уменьшить колебания и повысить гладкость кривых форвардных ставок. Сглаживающие сплайны содержат штраф за излишнюю «шероховатость» функции, имея параметр λ , который определяет размер этого штрафа, а увеличение значения штрафа уменьшает эффективное число параметров [Fisher et al., 1994]. Таким образом, авторы могут использовать большое количество узловых точек, но ограничивают колебательное поведение функции дисконтирования.

Размер штрафа определен так:

$$\lambda \times \int_0^T [f''(t)]^2 dt, \quad (13)$$

где значение λ определяется обобщенным методом кросс-валидации (*GCV*).

Кривая форвардных ставок выбрана как кубический сплайн, который минимизирует следующее выражение:

$$\left[\sum_{i=1}^N (P_i - \hat{P}_i(f))^2 + \lambda \times \int_0^T [f''(t)]^2 dt \right] \rightarrow \min_{f(t)}. \quad (14)$$

Модель имеет единый параметр, контролирующий гладкость всей кривой, поэтому она не учитывает различия в степени волатильности и гладкости различных сегментов кривой доходности, а выбирает «среднюю» гладкость. Это часто приводит к недостаточному уровню точности для инструментов с коротким сроком до погашения и сильным колебаниям процентных ставок на длинном конце кривой [Marciniak, 2006].

Д. Сглаживающий сплайн Ваггонера (VRP)

Очень популярной моделью является *VRP* (*variable roughness penalty*), предложенный Д. Ваггонером [Waggoner, 1997]. По сути *VRP* – это модифицированный сглаживающий сплайн Фишера – Нички – Зервоса. Ваггонер сделал предшествующий метод более

гибким путем применения штрафа, зависящего от срока погашения облигации.

Инвесторы, скорее всего, будут более информированы о виде срочной структуры при коротких и средних сроках до погашения (когда процентные ставки определяются денежно-кредитной политикой и условиями бизнес-цикла), чем при более длительных сроках до погашения. Таким образом, кривая может оказаться слишком жесткой на коротком конце и (или) слишком гибкой на длинном конце [Anderson, Sleath, 2001].

Ваггонер минимизирует такую функцию:

$$\left[\sum_{i=1}^N (P_i - \hat{P}_i(f))^2 + \int_0^T \lambda(t) \times [f''(t)]^2 dt \right] \rightarrow \min_{f(t)}. \quad (15)$$

Эта процедура является компромиссом между минимизацией первого члена, который измеряет точность подгонки, и второго члена, который измеряет гладкость. Ваггонер утверждает, что так волатильность на долгосрочном конце кривой уменьшится, и он станет более плавным, а нужная гибкость на краткосрочном конце кривой сохранится [Stander, 2005].

Размер штрафа уточняется следующим образом:

$$\lambda(t) = \begin{cases} 0.1, & 0 \leq t \leq 1 \\ 100, & 1 \leq t \leq 10 \\ 100000, & t > 10 \end{cases} \quad (16)$$

Значит, ставя размер штрафа в зависимость от срока погашения, *VRP* позволяет довольно точно оценивать краткосрочные ценные бумаги, не отказываясь от желаемого затухания колебаний на длинном конце кривой [Waggoner, 1997].

Сравнивая кубический сплайн МакКаллоха и *VRP*, Ваггонер пришел к выводу, что эти два метода очень похожи по точности и гладкости полученных результатов. Кубические сплайны являются линейными, поэтому их легче реализовать, чем нелинейный *VRP*. Первый метод быстрее и проще в использовании, но второй позволяет явно контролировать степень сглаживания [Waggoner, 1997].

Е. Экспоненциально-синусоидальные сплайны

С. Смирнов и А. Захаров предложили новый подход для подгонки кривой доходности [Smirnov, Zakharov, 2003], названный экспоненциально-синусоидальными сплайнами (*exponential-sinusoidal splines*). Он позволяет удовлетворить следующие требования к аппроксимации кривой:

- неотрицательность форвардных ставок;
- достаточная гладкость функции дисконтирования;
- малая разница между оцененными и наблюдаемыми ценами облигаций;
- учет *bid-ask* спреда в качестве показателя рыночной ликвидности.

Оптимальная функция $f(t)$ представлена в виде сплайна с такими компонентами:

$$f(t) = \begin{cases} C_i^1 \times \sin(\gamma_i \times t) + C_i^2 \times \cos(\gamma_i \times t) \\ C_i^1 \times \sinh(\gamma_i \times t) + C_i^2 \times \cosh(\gamma_i \times t), \\ C_i^1 \times t + C_i^2 \end{cases} \quad (17)$$

где $t \in [t_i; t_{i+1}]$.

Недостатком этого вида сплайнов является большая сложность используемых формул, их трудно понять, могут возникнуть проблемы с расчетами. Нелинейная задача оптимизации также требует очень большого числа переменных (порядка 600–1000), поэтому процесс ее решения может занять долгое время [Lapshin, 2012].

Этот подход можно использовать для мгновенной оценки кривой доходности при условии надлежащего качества набора данных, когда *bid-ask* спреда действительно отражают состояние рынка. Поэтому экспоненциально-синусоидальные сплайны могут быть полезным инструментом оценки при торговле облигациями. А если нужно описать усредненное поведение рынка за определенный период времени (один час, один день и т.д.), то этот метод подойдет для управляющего фондом [Smirnov, Zakharov, 2003].

Ж. Сплайны со свободными узлами

Выбор оптимального местоположения и количества узловых точек для регрессионных сплайнов является очень сложной задачей, которая часто отклоняется как численно неразрешимая. Такой выбор носит субъективный характер, а требуемая кривая может оказаться чувствительной к нему.

Пытаясь решить эту проблему, Ф. Фернандес-Родригес разработал новую методологию оценки срочной структуры процентных ставок на основе сплайнов со свободными узлами (*free-knot splines*) [Fernández-Rodríguez, 2006]. Этот подход базируется на методах эвристической оптимизации, называемых генетическими алгоритмами (*GA*). Целью этого процесса является создание последовательных решений, которые лучше подходят для оптимизации, чем те решения, из которых они были получены.

Сплайны со свободными узлами в 80% случаев обеспечивают значительно лучшую подгонку, чем сплайны МакКаллоха с фиксированными узлами. Аппроксимация функций с помощью сплайнов со свободными узлами увеличивает гибкость, улучшая мощность сплайнов. Кроме того, даже когда число свободных параметров поддерживается постоянным, в большинстве случаев новый метод явно превосходит модель МакКаллоха, хотя в ряде случаев он незначительно хуже.

3.3. Монотонные сплайны

Иногда форвардные ставки получают отрицательными, что в рамках большинства моделей означает арбитражные возможности. Поэтому П. Хаган и Г. Вест ввели новую модель сплайна – монотонный

выпуклый сплайн для построения кривой форвардных ставок (*forward monotone convex spline*) [Hagan, West, 2006, 2008].

Этот сплайн построен, чтобы сохранить нужные свойства: кривая будет локально монотонна и выпукла, если исходные данные обладают аналогичными дискретными свойствами [Hagan, West, 2006]. Кроме того, в случае необходимости (например, для кривых доходности) можно гарантировать, что мгновенные форвардные ставки будут положительны всякий раз, когда дискретные форвардные ставки положительны [Hagan, West, 2008].

Однако позднее было замечено, что этот метод не всегда способен обеспечить непрерывность кривых форвардных ставок, и при определенных обстоятельствах он приводит к разрывам в них [du Preez, Maré, 2013].

3.4. Модель Смита – Уилсона

В заключение нужно уделить внимание еще одному методу – модели, представленной А. Смитом и Т. Уилсоном в 2001 г. [Smith, Wilson, 2001]. Этот чисто технический метод разрабатывался авторами как для интерполяции, так и для экстраполяции процентных ставок [Wahlers, 2013].

Согласно данной модели функция дисконтирования для бескупонной облигации предстает в виде суммы двух факторов: долгосрочного коэффициента дисконтирования со ставкой UFR и линейной комбинации функций Уилсона $W(t, u_j)$ [Wahlers, 2013]:

$$d(t) = e^{-UFR \times t} + \sum_{j=1}^N \zeta_j \times W(t, u_j), \quad (18)$$

где UFR – конечная форвардная ставка;

t и u_j – сроки до погашения облигации;

N – количество используемых облигаций;

ζ_j – подлежащие оценке параметры.

Причем

$$m_i = d(t) = e^{-R_i \times t}, \quad (19)$$

где m_i – рыночная цена i -й облигации;

R_i – спот-ставка [QIS 5, 2010].

Ставки UFR принимают конкретные значения в зависимости от валюты финансового инструмента, используемого при расчете кривой доходности [EIOPA, 2017]:

- 4,2% для стран, входящих в Европейскую экономическую зону, и стран, не входящих в ЕЭЗ, кроме нижеперечисленных;
- 3,2% для Швейцарии и Японии;
- 5,2% для Бразилии, Индии, Мексики, Турции и ЮАР.

Симметричные функции Уилсона $W(t, u_j)$ задаются следующим образом [QIS 5, 2010]:

$$W(t, u_j) = e^{-UFR \times (t+u_j)} \times \left\{ \alpha \times \min(t, u_j) - 0,5 \right. \\ \left. - 0,5 e^{-\alpha \times \max(t, u_j)} \times (e^{\alpha \times \min(t, u_j)} - e^{-\alpha \times \min(t, u_j)}) \right\}, \quad (20)$$

где $\alpha \geq 0,05$ – параметр, определяющий скорость сходимости оцененных форвардных ставок к ставке UFR .

Изначально модель Смита – Уилсона предназначалась для расчетов по бескупонным облигациям, но в обобщенном виде она также успешно применяется для оценки купонных облигаций и свопов [Lagerås, Lindholm, 2016].

К достоинствам модели Смита – Уилсона относится легкость реализации, поскольку нужные расчеты могут быть произведены даже в *Excel*. Модель не предполагает сглаживания кривой доходности, полученная с ее помощью срочная структура почти идеально соответствует рыночным данным [QIS 5, 2010]. Решение системы уравнений находится аналитически, что является преимуществом по сравнению с моделями, основанными на МНК, так как достигается стабильность параметров, а, значит, гарантируется отсутствие арбитража. Кроме того, модель обеспечивает стабильные долгосрочные форвардные ставки [Wahlers, 2013].

Однако нужно отметить, что полученная функция дисконтирования не всегда является строго убывающей, и на интерполируемом участке кривой она может начать расти [QIS 5, 2010]. Отсутствие соответствующих ограничений также может стать причиной возникновения отрицательного коэффициента дисконтирования на экстраполируемом участке при условии, что последние известные рыночные форвардные ставки достаточно высоки [Lagerås, Lindholm, 2016]. Неудобно и то, что параметр α должен задаваться вне модели [QIS 5, 2010].

Несмотря на недостатки метода Смита – Уилсона, он был утвержден Европейским страховым и профессиональным пенсионным управлением (*EIOPA*) в качестве основного метода для расчета безрисковой процентной ставки в рамках *Solvency II*, в частности, при оценке долгосрочных гарантий (*LTGA*) [EIOPA, 2017].

Заключение

Существует множество разнообразных моделей оценки срочной структуры процентных ставок, разработанных для разных целей. Все они обладают своей спецификой, требуют тщательного изучения и апробации в различных условиях на рынках разных стран, чтобы иметь возможность судить о достоинствах и недостатках каждой из них. Мы рассмотрели некоторые часто применяемые модели и систематизировали информацию об их областях применимости из статей отечественных и зарубежных ученых, занимавшихся этим вопросом. В приложении

представлен возможный алгоритм выбора модели для оценки срочной структуры на основе собранной информации.

Благодарности

Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2017 г.

Список литературы

Авдеева О.А., Цыплаков А.А. Метод адаптивного оценивания срочной структуры процентных ставок // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 4. С. 609–639.

Берзон Н.И. и др. Рынок ценных бумаг: учебник для академического бакалавриата / под общ. ред. Н.И. Берзона. 4-е изд., перераб. и доп. М.: Юрайт, 2016. – 443 с.

Гамбаров Г.М., Шевчук И.В., Балабушкин А.Н. Оценка срочной структуры процентных ставок // Рынок ценных бумаг. 2004. № 13. С. 44–52.

Гамбаров Г.М., Шевчук И.В., Балабушкин А.Н., Никитин А.В. Кривая бескупонной доходности на рынке ГКО-ОФЗ // Рынок ценных бумаг. 2006. № 3. С. 68–77.

Ивлиев С.В., Лапшин В.А. Моделирование срочной структуры процентных ставок российского рынка // Cbonds Review. 2011. № 4. С. 53–57.

Корнев К.В. Кривые временной структуры процентных ставок на рынке корпоративных облигаций // Управление финансовыми рисками. 2011. № 4 (28). С. 246–263.

Корнев К.В. Моделирование динамики ненаблюдаемых факторов временной структуры процентных ставок // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. 2011. Т. 11. Вып. 1. С. 54–69.

Корнев К.В. Оценка кривых временной структуры процентных ставок российского рынка облигаций различных групп кредитного риска // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. 2010. Т. 10. Вып. 1. С. 119–132.

Кривая бескупонной доходности // Сайт Московской Биржи. 2017. URL: <http://www.moex.com/a80>

Лапшин В.А., Каушанский В.Я., Курбангалеев М.З. Оценка кривой бескупонной доходности на российском рынке облигаций // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 1. С. 9–29.

Лукашевич И.Я. Моделирование временной структуры процентных ставок // Экономика. Налоги. Право. 2016. № 1. С. 43–51.

Парфёнов А.А. Кривая бескупонной доходности как индикатор кризисных явлений на российском финансовом рынке // Вестник Омского университета. Серия: Экономика. 2012. № 4. С. 159–164.

Adams K.J., and van Deventer D.R. Fitting Yield Curves and Forward Rate Curves with Maximum Smoothness // The Journal of Fixed Income. 1994. Vol. 4. No. 1. P. 52–62.

Anderson N., and Sleath J. New Estimates of the UK Real and Nominal Yield Curves. Bank of England Working Paper, 2001. 44 p.

Bliss R.R. Testing Term Structure Estimation Methods. Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, 1996. 44 p.

Cogneau P., and Zakamouline V. Bootstrap Methods for Finance: Review and Analysis. University of Agder Working Paper, 2010. 31 p.

du Preez P.F., and Maré E. Interpolating Yield Curve Data in a Manner that Ensures Positive and Continuous Forward Curves // South African Journal of Economic and Management Sciences. 2013. Vol. 16. No. 4. P. 395–406.

Fama E.F., and Bliss R.R. The Information in Long-Maturity Forward Rates // The American Economic Review. 1987. Vol. 77. No. 4. P. 680–692.

Fernández-Rodríguez F. Interest Rate Term Structure Modeling Using Free-Knot Splines // The Journal of Business. 2006. Vol. 79. No. 6. P. 3083–3099.

Fisher M., Nychka D., and Zervos D. Fitting the Term Structure of Interest Rates with Smoothing Splines // Federal Reserve Board Working Paper, 1994. 32 p.

Hagan P.S., and West G. Interpolation Methods for Curve Construction // Applied Mathematical Finance. 2006. Vol. 13. No. 2. P. 89–129.

Hagan P.S., and West G. Methods for Constructing a Yield Curve // Wilmott Magazine. 2008. Vol. 2008. No. 3. P. 70–81.

Hull J.C. Options, Futures, and Other Derivatives, Boston: Pearson, 2015, 869 p.

Kovachev Y., and Simeonov D. Yield Curve Fitting with Data from Sovereign Bonds // Bulgarian National Bank Discussion Papers, 2014. 27 p.

Lagerås A., and Lindholm M. Issues with the Smith-Wilson method. Research Report in Mathematical Statistics, Stockholm University, 2016. 19 p.

Lapshin V.A. Term Structure Models. In: Market Risk and Financial Markets Modeling. Berlin: Springer, 2012. P. 115–127.

Litzenberger R.H., and Rolfó J. An International Study of Tax Effects on Government Bonds // The Journal of Finance. 1984. Vol. 39. No. 1. P. 1–22.

Marciniak M. Yield Curve Estimation at the National Bank of Poland Spline Based Methods, Curve Smoothing and Market Dynamics // Bank i Kredyt. 2006. Vol. 37. No. 10. P. 52–74.

McCulloch J.H. Measuring the Term Structure of Interest Rates // Journal of Business. 1971. Vol. 44. No. 1. P. 19–31.

McCulloch J.H. The Tax-Adjusted Yield Curve // The Journal of Finance. 1975. Vol. 30. No. 3. P. 811–830.

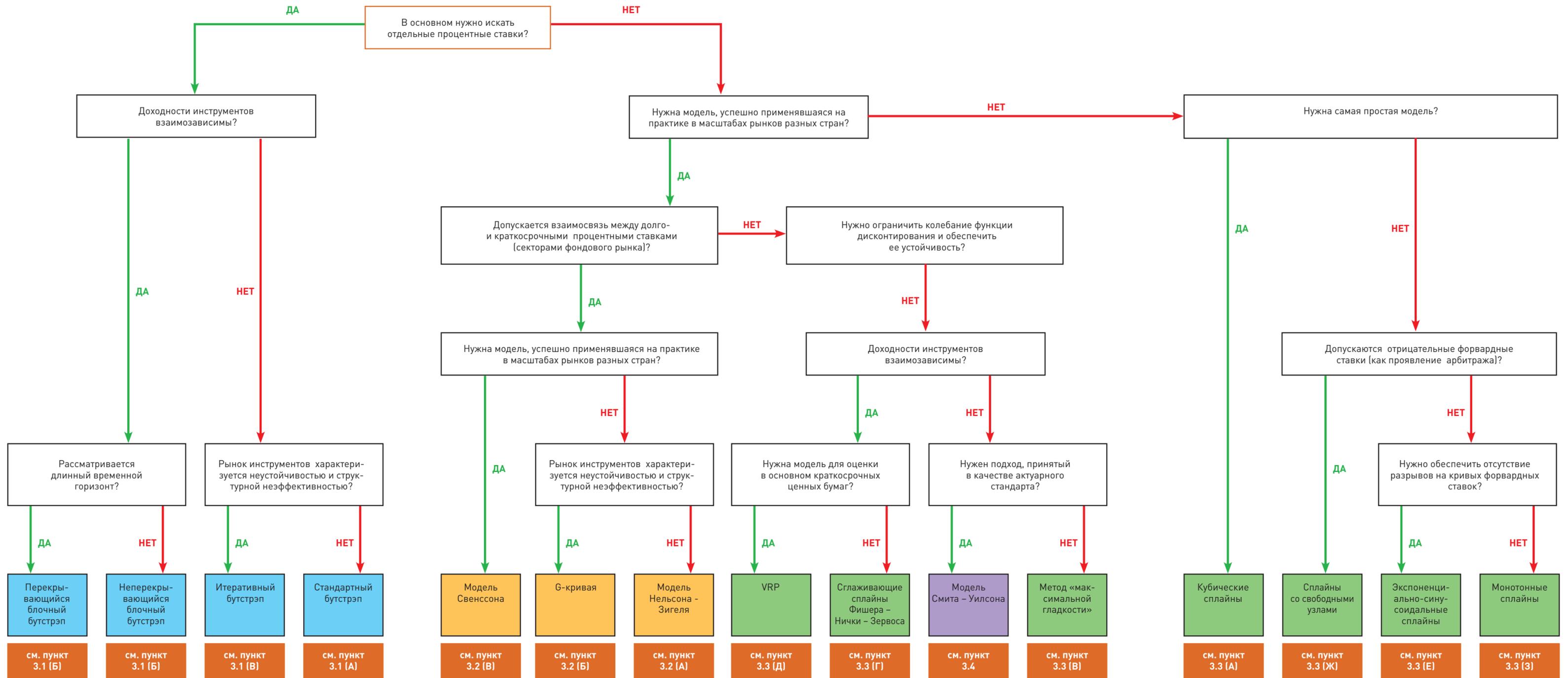
Nelson C.R., and Siegel A.F. Parsimonious Modeling of Yield Curves // The Journal of Business. 1987. Vol. 60. No. 4. P. 473–489.

Pienaar R., and Choudhry M. Fitting the Term Structure of Interest Rates: The Practical Implementation of Cubic

- Spline Methodology // Deutsche Bank Research Report, 2010. URL: http://yieldcurve.com/mktresearch/files/PienaarChoudhry_CubicSpline2.pdf
- QIS 5: Risk Free Interest Rates – Extrapolation Method // CEIOPS Technical report. 2010. 27 p. URL: https://eiopa.europa.eu/Publications/QIS/ceiops-paper-extrapolation-risk-free-rates_en-20100802.pdf
- Shea G.S. Interest Rate Term Structure Estimation with Exponential Splines: A Note // *The Journal of Finance*. 1985. Vol. 40. No. 1. P. 319–325.
- Shea G.S. Pitfalls in Smoothing Interest Rate Term Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations // *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1984. Vol. 19. No. 3. P. 253–269.
- Sleath J. New Estimates of the UK Term Structure of Interest Rates. Bank of England, 2001. URL: <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/Documents/ms/articles/artag200.pdf>
- Smirnov S., and Zakharov A. A Liquidity-Based Robust Spline Fitting of Spot Yield Curve Providing Positive Forward Rates // European Bond Commission Working Paper. 2003. 38 p.
- Smit L. An Analysis of the Term Structure of Interest Rates and Bond Options in the South African Capital Market. University of Pretoria, PhD Thesis, 2000. URL: <http://repository.up.ac.za/handle/2263/27546>
- Smith A., and Wilson T. Fitting Yield Curves with Long Term Constraints. Research Notes, London: Bacon & Woodrow, 2001.
- Stander Y.S. Yield Curve Modeling. Hampshire: Palgrave Macmillan, 2005. 188 p.
- Steeley J.M. Testing Term Structure Estimation Methods: Evidence from the UK STRIPs Market // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2008. Vol. 40. No. 7. P. 1489–1512.
- Svensson L.E.O. Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992–1994. International Monetary Fund Working Paper, 1994. 76 p.
- Svensson L.E.O. Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method // *Sveriges Riksbank Quarterly Review*. 1995. No. 3. P. 13–26.
- Technical documentation of the methodology to derive EIOPA's risk-free interest rate term structures. EIOPA, 2017. 135 p.
- van Deventer D.R. Yield Curve Smoothing: Nelson-Siegel versus Spline Technologies. Kamakura Blog, 2009. URL: <http://www.kamakuraco.com/DonaldRvanDeventerPHD.aspx>
- Vasicek O.A. An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*. 1977. Vol. 5. No. 2. P. 177–188.
- Vasicek O.A., and Fong H.G. Term Structure Modeling Using Exponential Splines // *The Journal of Finance*. 1982. Vol. 37. No. 2. P. 339–348.
- Waggoner D.F. Spline Methods for Extracting Interest Rate Curves from Coupon Bond Prices. Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, 1997. 23 p.
- Wahlers M. Valuation of Long-Term Liabilities under Solvency II – Extrapolation Methods for the European Interest Rate Market // Master Thesis in Financial Economics. Maastricht University, 2013. 64 p.
- Zero-coupon yield curves: technical documentation // Bank for International Settlements (BIS) Paper. 2005. No. 25. 37 p.

Приложение.

Алгоритм выбора модели для оценки срочной структуры процентных ставок



The Choice of the Model of the Term Structure of Interest Rates on the Basis of Its Properties

Lapshin Victor Aleksandrovich

Candidate of Physical and Mathematical Sciences, Assistant Professor, Scientific Employee of the Scientific and Educational Laboratory for Financial Engineering and Risk Management

National Research University Higher School of Economics

3104 office, 3 building, 26, Shabolovka street, Moscow, Russia

E-mail: vlapshin@hse.ru

Tereshchenko Maria Yurievna

Trainee Researcher of the Scientific and Educational Laboratory for Financial Engineering and Risk Management

National Research University Higher School of Economics

3104 office, 3 building, 26, Shabolovka street, Moscow, Russia

E-mail: myutereshchenko@edu.hse.ru

Abstract

The article is devoted to the choice of a suitable model for construction the term structure of interest rates from the most popular ones: bootstrap, various splines, parametric Nelson-Siegel and Svensson models. The peculiarities of their use in the financial markets of different countries are described.

The problem of modeling the term structure has a long history and continues to attract increased attention of theoretical scientists and practitioners. At different times this problem was of interest to J.M. Keynes, P. Samuelson, R. Merton, F. Modigliani, M. Scholes, E. Fama, etc. Despite the serious progress in this area the question of constructing adequate to real conditions models is still far from the final decision and requires continuation of work on their study.

Term structure is widely used to analyze prices and bond yields, assess the fairness of market forecasts. Term structure curves are extremely important in studying processes in economic sphere, so they need adequate models of their evaluation. In reality credits and loans interest rates are not observable at an arbitrary time moment. It remains only to model them relying on the available data on the government or corporate bonds, on other available financial instruments.

All models have some advantages and disadvantages, so specialist needs to determine the purpose of the study and select a model taking into account its properties. Models are considered in chronology they were developed. Each subsequent model from each class was designed to eliminate disadvantages of the previous version, but this was not always possible and the new model either reinforced weaknesses of the previous one, or produces new ones.

A model choosing algorithm based on its main properties, which could become the most important for the successful solution of the problem assigned to the expert, is proposed.

Keywords: yield curve, term structure of interest rates, bootstrap, splines, parametric models, bonds.

JEL: E43

References

- Adams, K.J., and van Deventer, D.R. (1994) Fitting Yield Curves and Forward Rate Curves with Maximum Smoothness. *The Journal of Fixed Income*, vol. 4, no. 1, pp. 52–62.
- Anderson, N., and Sleath, J. (2001) New Estimates of the UK Real and Nominal Yield Curves. *Bank of England Working Paper*, 44 p.
- Avdeeva, O.A., Tsyplov, A.A. (2015) Metod adaptivnogo otsenivaniya srochnoy struktury protsentnykh stavok [A Method for Adaptive Estimation of the Term Structure of Interest Rates [In Russian]]. *Ekonomicheskiy Zhurnal Vysshey Shkoly Ekonomiki*, vol. 19, no. 4, pp. 609–639.
- Berson N.I. et al. (2016) Rynok tsennykh bumag: uchebnik dlya akademicheskogo bakalavriata [Securities market: a textbook for academic baccalaureate [In Russian]] / pod obshch. red. N.I. Berzona. 4-ye izd., pererab. i dop. M.: Izdatel'stvo Yurayt. 443 p.
- Bliss, R.R. (1996) Testing Term Structure Estimation Methods. *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, 44 p.
- Cogneau, P., and Zakamouline, V. (2010) Bootstrap Methods for Finance: Review and Analysis. *University of Agder Working Paper*, 31 p.
- du Preez, P. F., and Maré, E. (2013) Interpolating Yield Curve Data in a Manner that Ensures Positive and Continuous Forward Curves. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, vol. 16, no. 4, pp. 395–406.
- Fama, E.F., and Bliss, R.R. (1987) The Information in Long-Maturity Forward Rates. *The American Economic Review*, vol. 77, no. 4, pp. 680–692.
- Fernández-Rodríguez, F. (2006) Interest Rate Term Structure Modeling Using Free-Knot Splines. *The Journal of Business*, vol. 79, no. 6, pp. 3083–3099.
- Fisher, M., Nychka, D., and Zervos, D. (1994) Fitting the Term Structure of Interest Rates with Smoothing Splines. *Federal Reserve Board Working Paper*, 32 p.
- Gambarov, G.M., Shevchuk, I.V., Balabushkin, A.N. (2004) Otsenka srochnoy struktury protsentnykh stavok [Estimation of the Term Structure of Interest Rates [In Russian]]. *Rynok Tsennykh Bumag*, no. 13, pp. 44–52.
- Gambarov, G.M., Shevchuk, I.V., Balabushkin, A.N., Nikitin, A.V. (2006) Krivaya besкупonnoj dohodnosti na rynke GKO-OFZ [Zero-Coupon Yield Curve on the GKO-OFZ Market [In Russian]]. *Rynok Tsennykh Bumag*, no. 3, pp. 68–77.
- Hagan, P.S., and West, G. (2006) Interpolation Methods for Curve Construction. *Applied Mathematical Finance*, vol. 13, no. 2, pp. 89–129.
- Hagan, P.S., and West, G. (2008) Methods for Constructing a Yield Curve. *Wilmott Magazine*, vol. 2008, no. 3, pp. 70–81.
- Hull, J.C. (2015) *Options, Futures, and Other Derivatives*. Boston: Pearson, 869 p.
- Ivliev, S.V., Lapshin, V.A. (2011) Modelirovaniye srochnoy struktury protsentnykh stavok rossiyskogo rynka [Modeling the Term Structure of the Russian Market Interest Rates [In Russian]]. *Cbonds Review*, no. 4, pp. 53–57.
- Kornev, K.V. (2011) Krivyye vremennoy struktury protsentnykh stavok na rynke korporativnykh obligatsiy [Curves of the Term Structure of Interest Rates on the Corporate Bond Market [In Russian]]. *Upravleniye Finansovymi Riskami*, no. 4(28), pp. 246–263.
- Kornev, K.V. (2011) Modelirovaniye dinamiki nenablyudayemykh faktorov vremennoy struktury protsentnykh stavok [Modeling the Dynamics of Unobservable Variables Term Structure of Interest Rates [In Russian]]. *Vestnik NGU. Seriya: Sotsial'no-Ekonomicheskiye Nauki*, vol. 11, iss. 1, pp. 54–69.
- Kornev, K.V. (2010) Otsenka krivyykh vremennoy struktury protsentnykh stavok rossiyskogo rynka obligatsiy razlichnykh grupp kreditnogo riska [Estimation of Yield Curves for Russian Bonds with Different Group of Credit Risk [In Russian]]. *Vestnik NGU. Seriya: Sotsial'no-Ekonomicheskiye Nauki*, vol. 10, iss. 1, pp. 119–132.
- Kovachev, Y., and Simeonov, D. (2014) Yield Curve Fitting with Data from Sovereign Bonds. *Bulgarian National Bank Discussion Papers*, 27 p.
- Krivaya besкупonnoy dokhodnosti [Zero-coupon yield curve [In Russian]] (2017) *Site of the Moscow Stock Exchange*. URL: <http://www.moex.com/a80>
- Lagerås, A., and Lindholm, M. (2016) Issues with the Smith-Wilson method. *Research Report in Mathematical Statistics*, Stockholm University, 19 p.
- Lapshin, V.A. (2012) *Term Structure Models*. In: *Market Risk and Financial Markets Modeling*. Berlin: Springer, pp. 115–127.
- Lapshin, V.A., Kaushansky V.Ya., Kurbangaleev M.Z. (2015) Otsenka krivoy besкупonnoj dokhodnosti na rossiyskom rynke obligatsiy [Fitting Zero-coupon Yield Curve in the Russian Bond Market [In Russian]]. *Ekonomicheskiy Zhurnal Vysshey Shkoly Ekonomiki*, vol. 19, no. 1, pp. 9–29.
- Litzenberger, R.H., and Rolfo, J. (1984) An International Study of Tax Effects on Government Bonds. *The Journal of Finance*, vol. 39, no. 1, pp. 1–22.
- Lukasevich, I.Ya. (2016) Modelirovaniye vremennoy struktury protsentnykh stavok [Modeling the Time Structure of Interest Rates [In Russian]]. *Ekonomika. Nalogi. Pravo*, no. 1, pp. 43–51.
- Marciniak, M. (2006) Yield Curve Estimation at the National Bank of Poland Spline Based Methods, Curve Smoothing and Market Dynamics. *Bank I Kredyt*, vol. 37, no. 10, pp. 52–74.

- McCulloch, J.H. (1971), "Measuring the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business*, vol. 44, no. 1, pp. 19–31.
- McCulloch, J.H. (1975) The Tax-Adjusted Yield Curve. *The Journal of Finance*, vol. 30, no. 3, pp. 811–830.
- Nelson, C.R., and Siegel, A.F. (1987) Parsimonious Modeling of Yield Curves. *The Journal of Business*, vol. 60, no. 4, pp. 473–489.
- Parfenov, A.A. (2012) Krivaya beskuponnoy dokhodnosti kak indikator krizisnykh yavleniy na rossiyskom finansovom rynke [Zero-coupon yield curve as an indicator of crises on Russian financial market [In Russian]]. *Vestnik Omskogo Universiteta*. Seriya: Ekonomika, no. 4, pp. 159–164.
- Parfenov, A.A. (2012) Krivaya beskuponnoy dokhodnosti kak indikator krizisnykh yavleniy na rossiyskom finansovom rynke [Zero-coupon yield curve as an indicator of crises on Russian financial market [In Russian]]. *Vestnik Omskogo Universiteta*. Seriya: Ekonomika, no. 4, pp. 159–164.
- Pienaar, R., and Choudhry, M. (2010) *Fitting the Term Structure of Interest Rates: The Practical Implementation of Cubic Spline Methodology*. Deutsche Bank Research Report. URL: http://yieldcurve.com/mktrresearch/files/PienaarChoudhry_CubicSpline2.pdf
- QIS 5: Risk Free Interest Rates – Extrapolation Method (2010). *CEIOPS Technical report*, 27 p. URL: https://eiopa.europa.eu/Publications/QIS/ceiops-paper-extrapolation-risk-free-rates_en-20100802.pdf
- Shea, G.S. (1985) Interest Rate Term Structure Estimation with Exponential Splines: A Note. *The Journal of Finance*, vol. 40, no. 1, pp. 319–325.
- Shea, G.S. (1984) Pitfalls in Smoothing Interest Rate Term Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, no. 3, pp. 253–269.
- Sleath, J. (2001). *New Estimates of the UK Term Structure of Interest Rates*. Bank of England. URL: <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/Documents/ms/articles/artag200.pdf>
- Smirnov, S., and Zakharov, A. (2003) A Liquidity-Based Robust Spline Fitting of Spot Yield Curve Providing Positive Forward Rates. *European Bond Commission Working Paper*, 38 p.
- Smit, L. (2000) *An Analysis of the Term Structure of Interest Rates and Bond Options in the South African Capital Market*. University of Pretoria, PhD Thesis. URL: <http://repository.up.ac.za/handle/2263/27546>
- Smith, A., and Wilson, T. (2001) Fitting Yield Curves with Long Term Constraints. *Research Notes*, London: Bacon & Woodrow.
- Stander, Y.S. (2005) *Yield Curve Modeling*. Hampshire: Palgrave Macmillan, 188 p.
- Steeley, J.M. (2008) Testing Term Structure Estimation Methods: Evidence from the UK STRIPs Market. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, no. 7, pp. 1489–1512.
- Svensson, L.E.O. (1994) Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992–1994. *International Monetary Fund Working Paper*, 76 p.
- Svensson, L.E.O. (1995) Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method. *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, no. 3, pp. 13–26.
- Technical documentation of the methodology to derive EIOPA's risk-free interest rate term structures (2017). *EIOPA*, 135 p.
- van Deventer, D.R. (2009) Yield Curve Smoothing: Nelson-Siegel versus Spline Technologies. Kamakura Blog. URL: <http://www.kamakuraco.com/DonaldRvanDeventerPHD.aspx>
- Vasicek, O.A. (1977) An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, vol. 5, no. 2, pp. 177–188.
- Vasicek, O.A., and Fong, H.G. (1982) Term Structure Modeling Using Exponential Splines. *The Journal of Finance*, vol. 37, no. 2, pp. 339–348.
- Waggoner, D.F. (1997) Spline Methods for Extracting Interest Rate Curves from Coupon Bond Prices. *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, 23 p.
- Wahlers, M. (2013) Valuation of Long-Term Liabilities under Solvency II – Extrapolation Methods for the European Interest Rate Market. *Master Thesis in Financial Economics*, Maastricht University, 64 p.
- Zero-coupon yield curves: technical documentation (2005). *Bank for International Settlements (BIS) Paper*, no. 25, 37 p.