



УДК 330.519.2

АНАЛИЗ ВЕРОЯТНОСТНЫХ СООТВЕТСТВИЙ МЕЖДУ РЕЙТИНГАМИ ВЕДУЩИХ МЕЖДУНАРОДНЫХ КОМПАНИЙ *MOODY'S, FITCH* И *STANDARD&POOR'S*

ОШЕРОВИЧ ИННА ЛЬВОВНА,

студент магистратуры факультета «Прикладная математика и прикладные технологии»,
кафедра «Теория вероятностей и математическая статистика», Финансовый университет, Москва, Россия
E-mail: inagaph@gmail.com

АННОТАЦИЯ

В работе обсуждается проблема соответствий между шкалами оценок кредитной привлекательности ведущих международных рейтинговых агентств: *Moody's*, *Fitch* и *Standard&Poor's* (*S&P*). В результате краткого обзора существующих методологических подходов к решению данной проблемы в исследовании предложен новый метод, базирующийся на теории бинарных отношений и функций выбора по векторному критерию. В качестве отношения предпочтения рассматривается отношение строгого порядка, порожденное вероятностью дефолта, а в качестве эталонной меры выбирается специально вводимый рейтинг как результат ранжирования по Парето многомерных параметров текущих оценок *Moody's*, *Fitch* и *S&P*. При этом сама механика присвоения рейтингов тем или иным международным агентством в данном подходе оказывается неважна, что нивелирует зависимость от политического ангажирования экспертных оценок. Естественно, подобное расширение не может приводить к взаимной однозначности шкал и поставляет взамен их вероятностное соответствие.

Ключевые слова: шкалы оценок; кредитная привлекательность; рейтинги; международное агентство; экспертная оценка; паретовские классы; ранжирование; векторный критерий.

THE ANALYSIS OF PROBABILISTIC CORRELATIONS BETWEEN THE RATINGS OF THE LEADING INTERNATIONAL COMPANIES *MOODY'S*, *FITCH* AND *STANDARD & POOR'S*

INNA L. OSHEROVICH,

Master Student of the Applied Mathematics and Applied Technologies Faculty, the Probability Theory and Mathematical Statistics Chair, Financial University, Moscow, Russia
E-mail: inagaph@gmail.com

ABSTRACT

The article surveys leading international rating agencies (*Moody's*, *Fitch*, and *Standard&Poor's*) and analyses the correlation problem of their credit attractiveness rating scales. The research briefly reviews the existing methodological approaches to the solution of this problem. As a result, a new method based on the theory of binary relations and vector criterion selection functions is proposed. A strict order relation generated by

the probability of default is taken as a preferable relation. A specially introduced rating resulting from Pareto ranking of multidimensional parameters of current estimates of Moody's, Fitch, and Standard&Poor's is chosen as a benchmark. The mechanism of ranking a particular international agency is immaterial in this approach. It eliminates the dependence on politically-biased expert assessments. Naturally, such an extension may not lead to mutual unambiguity of scales and provides their probabilistic adequateness in return.

Ключевые слова: assessment scale; credit attractiveness; ratings; international agency; expert assessment; Pareto classes; ranking; vector criterion.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время — время экономических войн, глобальной финансовой неустойчивости и мирового снижения темпов экономического роста вопрос инвестиций оказывается как никогда актуален. Современный инвестор самостоятельно уже не в состоянии комплексно отслеживать и анализировать постоянно меняющуюся конъюнктуру мирового рынка. Во многом большинство серьезных инвестиционных предпочтений базируются на специальных оценках дефолтных рисков,

оцениваемых ведущими международными рейтинговыми агентствами, такими как *Moody's*, *Fitch* и *S&P*. Причем влияние такого рейтинга может оказаться на уровне уставного запрета к ведению бизнеса в той или иной инвестиционной компании.

По сути, задачей любого рейтингового агентства является прогноз вероятности дефолта какого-либо хозяйствующего объекта: компании или страны. Идеальным ответом для всех было бы само значение вероятности дефолта. Однако не вполне ясно, в каком вероятностном

Таблица 1

Шкалы кредитной привлекательности

TE	S&P	Moody's	Fitch	Grade	Уровень надежности
100	AAA	Aaa	AAA	Prime	Первоклассные
95	AA+	Aa1	AA+	High grade	Высоконадежные
90	AA	Aa2	AA	—	—
85	AA —	Aa3	AA —	—	—
80	A+	A1	A+	Upper medium grade	Надежность выше среднего
75	A	A2	A	—	—
70	A —	A3	A —	—	—
65	BBB+	Baa1	BBB+	Lower medium grade	Надежность ниже среднего
60	BBB	Baa2	BBB	—	—
55	BBB —	Baa3	BBB —	—	—
50	BB+	Ba1	BB+	Non-investment grade speculative	Неинвестиционно привлекательные /спекулятивные
45	BB	Ba2	BB	—	—
40	BB —	Ba3	BB —	—	—
35	B+	B1	B+	Highly speculative	Сильно спекулятивные
30	B	B2	B	—	—
25	B —	B3	B —	—	—
20	CCC+	Caa1	CCC	Substantial risks	Высокорискованные

<i>TE</i>	<i>S&P</i>	<i>Moody's</i>	<i>Fitch</i>	<i>Grade</i>	Уровень надежности
15	CCC	Caa2		Extremely speculative	Крайне спекулятивные
10	CCC –	Caa3		In default with little prospect for recovery	Дефолт с низкой вероятностью к восстановлению
	CC	Ca	–	–	–
5	C	C	–	–	–
0	D	/	DDD	In default	Дефолт
		/	DD		
			D		

пространстве оценивать это значение, к тому же такая содержательно нагруженная величина статистически уже проверяема, что принципиально невыгодно рейтинговым агентствам из-за безусловных убытков по возможным рекламациям. Например, даже в относительной нечисловой шкале оценок дефолта агентство *S&P* выплатило рекордные \$1,5 млрд за выявленное завышение рейтингов по американским ипотечным бумагам перед кризисом 2008 г. [1].

Таким образом, общепринятыми сегодня стали относительные шкалы [2], поставляющие отношение предпочтения в виде, всего лишь похожем на отношение строгого порядка (см. табл. 1; о *TE*-рейтинге речь пойдет чуть ниже).

Здесь можно заметить, что шкалы *S&P* и *Fitch* семантически совпадают в докризисной зоне, а все три агентства представлены в табл. 1 взаимно-однозначно по уровню надежности (*Grade*). В действительности это совершенно не так. Несмотря на терминологические совпадения значений шкал с уровнем надежности, на практике один и тот же объект может оказаться настолько в разных оценках у трех агентств, что повлечет заметное различие в уровне надежности. Ярким примером служит оценка кредитной привлекательности России агентствами *Moody's*, *Fitch* и *S&P* в 2014 г. На начало года расхождение в оценках агентств составляло 3 единицы в диапазоне от BBB– до BBB+, что не приводило к изменению значения *Grade*; на конец же года наблюдаемый разброс оценок был уже от BB+ до BBB, также в 3 рейтинговые единицы, но

уже с разницей в уровне надежности от спекулятивного до первой градации надежного. Отметим в этой связи лишь то, что наименее политически ангажированным агентством исторически выступает *Moody's*, хотя к теме политических или экономических спекуляций мы еще вернемся.

Тем не менее особой логистической потери при замене точного значения вероятности дефолта на относительную шкалу для инвестора нет, так как вопрос вложений всегда решался на конкурсной основе: выбор наиболее привлекательного в сравнении с кредитной или дефолтовой устойчивостью. Проблемой здесь является как раз неизбежное несоответствие между различными рейтингами, а также прогноз поведения самих агентств, вернее, вероятностной эволюции их рейтингов.

ТЕ-РЕЙТИНГ

Одной из многочисленных попыток связать единой скалярной величиной прогнозы рассматриваемых агентств *Moody's* (*P1*), *Fitch* (*P2*) и *S&P* (*P3*) с учетом соответствующих экономических индикаторов (*P4*) и финансовых рынков (*P5*) следует отметить разработку *TE*-рейтинга [2], расшифровывающегося как *Trading Economics rating* (см. табл. 1, первый столбец). Данный рейтинг поставляет оцифрованное значение условного дефолтного риска, в равных долях учитывающее указанные выше оценки. Авторы рейтинга говорят о большей устойчивости, попарной независимости от каждого из агентств и удобстве численной шкалы для технического анализа,

однако и в этом случае вероятности дефолта никак не оцениваются, а сам рейтинг носит весьма частный характер, по-своему специфично объединяющий оценки ведущих рейтинговых агентств.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ СООТВЕТСТВИЙ

Основные идеи и реализации рассматриваемого эконометрического подхода в проблеме сравнения рейтингов наиболее полно представлены в работах [3] и [4]. Если подробно проанализировать предложенные методики, становится ясно: их авторы фактически предполагают, что существует истинная гипотетическая непрерывная шкала соответствия вероятности дефолта, а каждое из рейтинговых агентств в той или иной мере приближается к нему в своей оценке. Несмотря на очевидные достоинства эконометрических методов, следует все же признать, что в этом случае авторы (так же как и в случае с *TE*-рейтингом) «домысливают» оценки дефолта, вводя в множественное сравнение не только значения самих рейтингов, но и сопутствующие текущие макроэкономические индикаторы объектов, которые в специфичном для каждого из агентств виде уже были учтены в конкретных значениях рейтингов.

Так, например, *logit*- или *probit*-модель ранжирования для рейтинга с m значениями выглядит как задача упорядоченного выбора [5]:

$$\begin{cases} y_i = (\vec{x}_i, \vec{\beta}) + \varepsilon_i, \\ rating_i = r, \text{ } npuc_{r-1} < y_i < c_r, \end{cases}$$

где y_i — виртуальная шкала соответствий; c_i — пороговые значения дискретной шкалы; $rating_i = r$ — значение рейтинга i -го объекта; ε_i — случайная величина, распределенная логистически для *logit*- и нормально для *probit*-моделей, а скалярное произведение

$$(\vec{x}_i, \vec{\beta}) = \sum_{j=1}^k (x_i)_j \beta_j$$

— линейная комбинация объясняющих факторов. Именно в этом слагаемом $(\vec{x}_i, \vec{\beta})$ и находятся лишние экзогенные переменные,

призванные, по замыслу авторов методик, установить истинные соответствия. Параметры модели $\vec{\beta}$ и $\vec{c}$ оцениваются методом максимального правдоподобия для каждого рейтинга, восстанавливается их обратная проекция на виртуальную шкалу и методами регрессионного анализа моделируется преобразование между шкалами.

Тем не менее результаты пересчета, вообще говоря, оказываются неудобными для сколько-нибудь длинных прогнозов. Более того, дополнительный учет влияния макроэкономических параметров в скалярном произведении $(\vec{x}_i, \vec{\beta})$ оказывает обратное негативное действие: в условиях политического, а фактически экономического заказа действия международных агентств становятся в таких моделях непрогнозируемыми. Искренние удивления господина Кудрина и других видных российских экономистов на недавнее понижение кредитного рейтинга России до спекулятивного как раз и являются результатом ошибочных ожиданий экономической справедливости или хотя бы адекватности. В этом контексте правильнее понимать не возможную просьбу президента Обамы к агентствам «понизить рейтинг России», а скорее обратную просьбу агентств к Обаме «ввести санкции», чтобы дать повод понизить рейтинг. В любом случае текущие рейтинги страны или компании отражают действительную объективную картину экономического противостояния, данную ведущими международными рейтинговыми агентствами. Как мы уже отмечали выше, к реальной вероятности дефолта это имеет весьма условное отношение, но инвесторов пока устраивает деятельность агентств *Moody's*, *Fitch* и *S&P*, которые и в частности, и в совокупности все-таки формируют некоторое, более чем востребованное, отношение предпочтения инвесторов.

ОТНОШЕНИЕ ПРЕДПОЧТЕНИЯ В УСЛОВИЯХ СРАВНИТЕЛЬНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Представим себе идеальную картину, когда все три агентства *Moody's*, *Fitch* и *S&P* настолько отработали сами процедуры

экспертиз и их состав, что сошлись в своих оценках для всех объектов. Это означает, что ими выделено единое отношение строгого порядка по степени кредитной привлекательности между объектами, которое мы будем для краткости называть отношением предпочтения. И, хотя сама вероятность дефолта по-прежнему остается неизвестной, все объекты строго и однозначно классифицированы по риску. Очевидно, в этой и только в этой ситуации мы имеем взаимную однозначность рейтинговых шкал агентств.

В реальности, когда отношения предпочтения агентств вероятнее всего не совпадают между собой, мы получаем классическую проблему сравнительной неопределенности, к примеру: объекты A (5, 1, 3) и B (1, 5, 3) несравнимы, так как один лучше по первой координате (например, оцифрованной оценке *Moody's*), а другой — по второй (например, *Fitch*). В этом случае построим особое отношение предпочтения, основанное на специальном ранжировании по Парето, по совокупным данным рейтингов всех трех агентств, и ничего более!

Рассмотрим на произвольном конечном множестве альтернатив $\Omega \subset \mathbb{R}^3$ векторный критерий:

$$xRy \Leftrightarrow (\forall i \ x_i \geq y_i) \wedge (\exists j \ x_j > y_j).$$

Здесь объект $x(x_1; x_2; x_3) \in \Omega$ в своих координатах имеет оценки каждого из трех агентств. Таким образом, объект x предпочтительнее объекта y , если все оценки дефолта у объекта x не хуже, чем у объекта y , и хотя бы по одному из рейтингов оценка строго лучше.

В качестве функции выбора по Парето стандартно используем функцию блокировки $C^R(X)$ указанного выше отношения R :

$$C^R(X) = \{x \in X \subset \Omega \mid \forall y \in X \neg (yRx)\}.$$

Иными словами, введенная функция блокировки реализует выбор элементов x из представления X , если для каждого из выбранных не найдется более предпочтительного элемента $y \in X$ по отношению R . Таким образом, выбраны те объекты, для которых нет доминирующих.

Далее определим рекуррентно согласно [6] последовательный выбор следующим ниже

образом. Сначала выберем первую группу объектов X_1 , подействовав введенной функцией выбора $C^R(X)$ на все множество альтернатив:

$$C^R(\Omega) = X_1.$$

Затем отбросим выбранные элементы и подействуем на оставшееся множество:

$$C^R(\Omega/X_1) = X_2.$$

В результате мы получим вторую группу объектов X_2 , сгруппированных по предпочтительности. Повторяя данную процедуру не более чем n раз (n — общее количество объектов), получим разбиение множества объектов Ω на упорядоченные классы эквивалентных объектов $\{X_i\}$. Несложно доказать, что данный алгоритм непротиворечив и конечен [7].

Построенное таким образом разбиение $\{X_i\}$ естественно ранжирует объекты номером класса i . Назовем для краткости введенное ранжирование *ранжированием по Парето* (RP). Чем меньше номер, тем более предпочтительный класс относительно совокупной векторной оценки всех агентств.

В идеальном случае существования единого отношения предпочтения RI подобное ранжирование по Парето RP устанавливает взаимную однозначность рейтинговых шкал агентств, так как в первый класс попадут строго лучшие по этому отношению RP , во второй следующие и т. д.:

$$RI = RP.$$

В случае несовпадения отношений предпочтения агентств в классах будут наблюдаться смешанные состояния значений шкал. Причем чем сильнее различия в отношениях предпочтения, тем сильнее перемешивание по классам эквивалентностей, и наоборот. Истинным (стержневым) отношением в этом случае следует объявить рейтинг по Парето RP , остальные рейтинги каждого из агентств будут описываться статистически — путем вычисления наблюдаемых частот каждого значения шкалы в паретовских классах $\{X_i\}$, а вероятностное соответствие между шкалами будет восстанавливаться через их распределения в паретовской шкале.

Результаты парных сравнений в этой методике и результаты сравнения всех трех рейтинговых компаний *Moody's*, *Fitch* и *S&P* могут заметно отличаться. Здесь важно априорное мнение инвестора о ценности того или иного агентства или их кооперации.

ДВУМЕРНЫЙ ПРИМЕР РАНЖИРОВАНИЯ ПО ПАРЕТО

В качестве примера описываемой методики рассмотрим идею восстановления вероятностных соответствий между агентствами на данных по кредитной привлекательности стран.

Таблица 2

Рейтинги стран, присвоенные агентствами *Moody's* и *Fitch*

Страна	<i>Moody's</i>	<i>Moody's</i>	<i>Fitch</i>	<i>Fitch</i>
Австралия	Aaa	100	AAA	100
Австрия	Aaa	100	AA+	95
Азербайджан	Baa3	55	BBB –	55
Ангола	Ba2	45	BB –	40
Армения	Ba3	40	B+	35
Бангладеш	Ba3	40	BB –	40
Бахрейн	Baa2	60	BBB	60
Бельгия	Aa3	85	AA	90
Кот д'Ивуар	B1	35	B	30
Бермудские острова	A1	80	A+	80
Болгария	Baa2	60	BBB –	55
Боливия	Ba3	40	BB –	40
Бразилия	Baa2	60	BBB	60
Великобритания	AA1	95	AA+	95
Венгрия	Ba1	50	BB+	50
Венесуэла	Caa3	10	CCC	15
Вьетнам	B1	35	BB –	40
Габон	Ba3	40	BB –	40
Гана	B2	30	B	30
Гватемала	Ba1	50	BB	45
Германия	Aaa	100	AAA	100
Гондурас	B3	25		
Гонконг	Aa1	95	AA+	95
Греция	Caa1	20	B	30
Грузия	Ba3	40	BB –	40
Дания	Aaa	100	AAA	100
Доминикана	B1	35	B+	35
Египет	Caa1	20	B	30
Замбия	B1	35	B	30

Страна	Moody's	Moody's	Fitch	Fitch
Израиль	A1	80	A	75
Индия	Baa3	55	BBB –	55
Индонезия	Baa3	55	BBB –	55
Ирландия	Baa1	65	A –	70
Исландия	Baa3	55	BBB	60
Испания	Baa2	60	BBB+	65
Италия	Baa2	60	BBB+	65
Казахстан	Baa1	65	BBB+	65
Канада	Aaa	100	AAA	100
Катар	Aa2	90		
Кения	B1	35	B+	35
Кипр	B3	25	B –	25
Китай	Aa3	85	A+	80
Колумбия	Baa2	60	BBB	60
Коста-Рика	Ba1	50	BB+	50
Кувейт	Aa2	90	AA	90
Латвия	A3	70	A –	70
Лесото			BB –	40
Ливан	B2	30	B	30
Литва	Baa1	65	A –	70
Люксембург	Aaa	100	AAA	100
Макао	Aa2	90	AA –	85
Малайзия	A3	70	A –	70
Мальта	A3	70	A	75
Марокко	Ba1	50	BBB –	55
Мексика	A3	70	BBB+	65
Мозамбик	B1	35	B+	35
Намибия	Baa3	55	BBB –	55
Нигерия	Ba3	40	BB –	40
Нидерланды	Aaa	100	AAA	100
Новая Зеландия	Aaa	100	AA	90
Норвегия	Aaa	100	AAA	100
ОАЭ	Aa2	90	AA	90
Панама	Baa2	60	BBB	60
Парагвай	Ba2	45	BB	45

Продолжение табл. 2

Страна	Moody's	Moody's	Fitch	Fitch
Перу	A3	70	BBB+	65
Польша	A2	75	A –	70
Португалия	Ba1	50	BB+	50
Республика Конго	Ba3	40	B+	35
Россия	Ba1	50	BBB –	55
Руанда			B+	35
Румыния	Baa3	55	BBB –	55
Сальвадор	Ba3	40	BB –	40
Саудовская Аравия	Aa3	85	AA	90
Сенегал	B1	35		
Сербия	B1	35	B+	35
Сингапур	Aaa	100	AAA	100
Словакия	A2	75	A+	80
Словения	Baa3	55	BBB+	65
США	Aaa	100	AAA	100
Суринам	Ba3	40	BB –	40
Тайвань	Aa3	85	A+	80
Таиланд	Baa1	65	BBB+	65
Тунис	Ba3	40	BB –	40
Турция	Baa3	55	BBB –	55
Уганда	B1	35	B+	35
Украина	Caa3	10	CC	10
Уругвай	Baa2	60	BBB –	55
Фиджи	B1	35		
Филиппины	Baa2	60	BBB –	55
Финляндия	Aaa	100	AAA	100
Франция	Aa1	95	AA	90
Хорватия	Ba1	50	BB	45
Чешская Республика	A1	80	A+	80
Чили	Aa3	85	A+	80
Швейцария	Aaa	100	AAA	100
Швеция	Aaa	100	AAA	100
Шри-Ланка	B1	35	BB –	40
Эквадор	B3	25	B	30
Эстония	A1	80	A+	80

Страна	Moody's	Moody's	Fitch	Fitch
Эфиопия	B1	35	B	30
Южная Африка	Baa2	60	BBB	60
Южная Корея	Aa3	85	AA –	85
Ямайка	Caa3	10	B –	25
Япония	A1	80	A+	80

Несмотря на то что в приводимых оценках больше политики, чем экономики, мы остановимся на них из-за относительной компактности материала. В табл. 2 представлены рейтинги стран, присвоенные агентствами *Moody's* и *Fitch* на 05.02.2015 [2] (дублирующие столбцы — результат искусственной оцифровки, для удобства был выбран *TE*-рейтинг).

Отбросим страны, не имеющие одновременно двух рейтингов, и проранжируем по Парето оставшееся множество объектов. Для краткости изложения, не ограничивая общности, выделим первые 33 страны в полученном рейтинге из 98 (табл. 3).

Составим специальный частотно-вариационный ряд соответствий путем вычисления числа попаданий соответствующих оценок *Moody's* и *Fitch* в каждый из паретовских классов предпочтения. Данную таблицу удобно расположить горизонтально, сопоставив оценки агентств через центральную паретовскую шкалу *RP* (см. табл. 4).

Далее необходимо определиться: хотим ли мы восстанавливать вероятностное распределение рейтинга *Fitch* по заданному рейтингу *Moody's* или наоборот. Для примера остановимся на заданном рейтинге *Moody's*. В табл. 4 выделена строка Aa³ значения рейтинга *Moody's*, при этом соответствующие страны попали в 6-й, 7-й и 8-й паретовские классы предпочтения, что соответствует неравномерному разбросу рейтинга *Fitch* от A+ до AA. Для вычисления возможных вероятностей значений рейтинга *Fitch* перейдем к таблице распределения, в которой заменим частоты на приведенные доли, с той лишь разницей, что нормировать *Fitch* следует по столбцам, а *Moody's* — по строкам (см. табл. 5).

Данное требование несимметричной нормировки следует из того, что мы собираемся применить формулу полной вероятности с естественными гипотезами H_1 — попадание значения *Moody's* (Aa³) в 6-й класс Парето; H_2 — попадание значения *Moody's* (Aa³) в 7-й класс Парето и H_3 — в 8-й класс соответственно. Таким образом, искомое распределение вероятностей возможных значений рейтинга *Fitch* при условии, что рейтинг *Moody's* равен Aa³, принимает вид стандартного закона распределения дискретной случайной величины (табл. 6).

Здесь использована формула полной вероятности для указанных выше гипотез:

$$P(Fitch = x_j) = \sum_{i=1}^3 P(H_i) P(Fitch = x_j | H_i).$$

Поступая аналогичным образом, можно получить всю картину вероятностных соответствий значений рейтинга *Moody's* значениям рейтинга *Fitch* и наоборот. Необходимо ли при этом проводить процедуру итогового сглаживания распределения — не вполне ясно. Конечно, предполагая, что рейтинги каждого из агентств в идеале монотонны, процедура сглаживания необходима. Однако наблюдаемые соответствия рейтингов как раз и показывают, насколько шкалы фактически неоднородны сами по себе. Иными словами, полученное соответствие *Fitch* | *Moody's* (Aa₃) имеет с практической точки зрения вполне приемлемый вид (см. рисунок).

Следовательно, можно было бы рекомендовать сглаживание лишь в случае распределений с явными провалами в монотонности. Впрочем, чем дальше друг от друга находятся рейтинги агентств в отображении

Таблица 3

Паретовский рейтинг по совокупности данных *Moody's* и *Fitch*

Страна	<i>Moody's</i>	<i>Fitch</i>	Ранг
Австралия	100	100	1
Германия	100	100	1
Дания	100	100	1
Канада	100	100	1
Люксембург	100	100	1
Нидерланды	100	100	1
Норвегия	100	100	1
Сингапур	100	100	1
США	100	100	1
Финляндия	100	100	1
Швейцария	100	100	1
Швеция	100	100	1
Австрия	100	95	2
Великобритания	95	95	3
Гонконг	95	95	3
Новая Зеландия	100	90	3
Франция	95	90	4
Кувейт	90	90	5
ОАЭ	90	90	5
Бельгия	85	90	6
Саудовская Аравия	85	90	6
Макао	90	85	6
Южная Корея	85	85	7
Китай	85	80	8
Тайвань	85	80	8
Чили	85	80	8
Бермудские острова	80	80	9
Чешская Республика	80	80	9
Эстония	80	80	9
Япония	80	80	9
Словакия	75	80	10
Израиль	80	75	10
Мальта	70	75	11
...	...	...	...

Таблица 4

**Частоты попадания значений рейтингов *Moody's* и *Fitch*
в паретовские классы эквивалентностей**

Суммы частот <i>Fitch</i> в классах <i>PR</i>		12	1	3	1	2	3	1	3	4	2	1	...
	...	Частоты попадания <i>Fitch</i>											
...	75										1	1	
A+	80								3	4	1		
AA –	85						1	1					
AA	90			1	1	2	2						
...	95		1	2									
	100	12											
	<i>Fitch</i>												
RP	<i>Pareto</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	...
	<i>Moody's</i>												
	100	12	1	1									14
	95			2	1								3
...	90				2	1	1						4
Aa ³	85						2	1	3				6
...	80									4	1		5
	75										1	1	2
	...	Частоты попадания <i>Moody's</i>											...

Суммы частот
Moody's
в рейтингах

Таблица 5

**Вероятности распределения значений рейтингов *Moody's* и *Fitch*
по паретовским классам (наблюдаемые доли)**

	...	Доли попадания классов Парето в рейтинг <i>Fitch</i>										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
...	75										0,50	1,00
A+	80								1,00	1,00	0,50	
AA –	85						0,33	1,00				
AA	90			0,33	1,00	1,00	0,67					
...	95		1,00	0,67								
	100	1,00										
	<i>Fitch</i>											
RP	<i>Pareto</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	<i>Moody's</i>											

Окончание табл. 5

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	100	0,86	0,07	0,07								
	95			0,67	0,33							
...	90				0,50	0,25	0,25					
Aa3	85						0,33	0,17	0,50			
...	80									0,80	0,20	
	75										0,50	0,50
	...	Доли попадания рейтинга <i>Moody's</i> в классы Парето										

Таблица 6

Эмпирическое распределение условной вероятности значений рейтинга *Fitch* при условии, что рейтинг *Moody's* равен Aa3

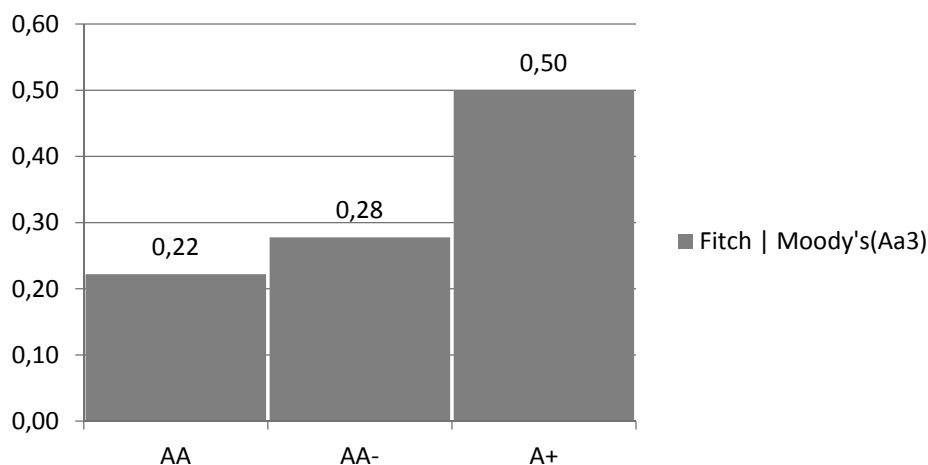
<i>Fitch</i> <i>Moody's</i> (Aa3)	AA	AA –	A+
P	0,33*0,67	0,33*0,33+0,17*1,00	0,5*1,00
<i>Fitch</i> <i>Moody's</i> (Aa3)	AA	AA –	A+
P	0,22	0,28	0,50

действительности, тем более размытой будет структура вероятностных соответствий. В случае совпадения отношения предпочтения $RP = RI$ нетрудно доказать, что рассматриваемые вероятностные соответствия будут представлять собой взаимно-однозначные связи.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

С содержательной точки зрения наибольший интерес вызывает исследование вероятностных соответствий между рейтингами *Moody's*, *Fitch* и *S&P* кредитной устойчивости финансовых компаний. Еще раз подчеркнем,

Fitch | Moody's(Aa3)



Соответствие рейтингов *Moody's* и *Fitch*

что полученные по введенной методике результаты отражают фактический наблюдаемый вероятностный диапазон соответствий между одним и другим рейтингом. Рассмотрение совокупности трех агентств с соответствующим ранжированием по Парето представляет собой подобную, но уже заметно более рутинную задачу, требующую привлечения серьезных аналитических усилий. Отметим, что парные вероятностные соответствия *a priori* точнее в смысле большей локализации эмпирической плотности вероятности, так как отклонения в порождаемых агентствами отношениях предпочтения менее значительны для пары, чем для тройки. Однако парные вероятностные соответствия отражают не весь спектр наблюдаемых отклонений, что неизбежно проигрывает в базисе вероятностного прогноза.

В качестве перспективы уточнения модели соответствий можно было бы указать возможный учет значений прогноза (*negative, stable, positive...*), однако это, в свою очередь, требует привлечения существенно большего количества объектов в тестовую выборку.

В заключение еще раз отметим, что предлагаемый логико-вероятностный подход не следует рассматривать как полноценную замену эконометрическим моделям. Основную практическую суть метода составляет возможность абстрагироваться от внешних (часто субъективных) оценок сравниваемых объектов и сконцентрироваться на данных рейтингов самих агентств. В каком-то смысле выстраиваемое вероятностное соответствие есть максимально возможное наблюдаемое соответствие между кооперациями рейтингов с точки зрения текущего прецедента политико-экономического состояния глобального рынка, отраженного в оценках ведущих международных рейтинговых агентств *Moody's*, *Fitch* и *S&P*.

Автор выражает признательность своему научному руководителю доценту кафедры «Теория вероятностей и математическая статистика» Финансового университета С. А. Зададаеву за высказанные ценные советы и замечания.

ЛИТЕРАТУРА

1. <http://www.oilexp.ru/news/standard-poor-vyplatit-shtraf-15-mlrd/88328/> (дата обращения: 15.03.2015).

2. <http://www.tradingeconomics.com/country-list/rating/> (дата обращения: 15.03.2015).
3. Soest A.H. O., Karminsky A.M., Peresetsky A.A. An analysis of ratings of Russian banks. Tilburg University Center Discussion Paper Series, 2003, nr. 85.
4. Карминский А.М., Пересецкий А.А., Головань С.В. Модели рейтингов международных агентств // Прикладная эконометрика. 2007. Вып. 1, 3. 19 с.
5. Пересецкий А.А. Измерение компоненты внешней поддержки рейтингов агентства Moody's. // Прикладная эконометрика. Вып. 2, 3. 23 с.
6. Зададаев С.А. Методы структурной диалектики: монография. М.: Граница, 2012. 148 с.
7. Баяк О.А., Браилов А.В., Денежкина И.Е., Зададаев С.А. Принятие финансовых решений в условиях сравнительной неопределенности: монография. М.: Вузовский учебник: Инфра-М, 2014. 106 с.

REFERENCES

1. <http://www.oilexp.ru/news/standard-poor-vyplatit-shtraf-15-mlrd/88328/> (date of the address: 15.03.2015).
2. <http://www.tradingeconomics.com/country-list/rating/> (date of the address: 15.03.2015).
3. Soest A.H. O., Karminsky A.M., Peresetsky A.A. An analysis of ratings of Russian banks. Tilburg University Center Discussion Paper Series, 2003, nr.85.
4. Karminsky A.M., Peresetsky A.A., Guolowan S.V. of Model of ratings of the international agencies//Applied econometrics. 2007. Vyp. 1, 3. 19 p.
5. Peresetsky A.A. Measurement components of external support of ratings of Moody's agency // Applied econometrics. Vyp. 2, 3. 23 pages.
6. Zadadayev S.A. Methods of structural dialectics: monograph. M.: Border, 2012. 148 pages.
7. Bayuk O.A., Brailov A.V., Denezhkina I.E., Zadadayev S.A. Adoption of financial decisions in the conditions of comparative uncertainty: monograph. M.: High school textbook: Infra-M, 2014. 106 p.