

С. А. Айвазян, С. В. Головань,
А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал

В статье предлагается эконометрический подход к сопоставлению различных рейтинговых шкал. Подход основан на построении моделей упорядоченного выбора двух рейтингов и сопоставлении соответствующих латентных переменных («непрерывных рейтингов») с помощью монотонного преобразования. Методика сопоставления учитывает финансовые и другие показатели банков, принимаемые во внимание экспертами рейтинговых агентств при выставлении рейтинга. Проведено тестирование методики на реальных данных по рейтингам российских банков и их квартальным показателям за период 2006:1–2010:4.

Ключевые слова: рейтинги банков, сопоставление рейтинговых шкал, модели упорядоченного множественного выбора, рейтинговое агентство.

JEL classification: C25, C50, C58, G21, G24, G28, G32.

1. Введение. Обзор литературы

В различных областях деятельности часто возникает необходимость сопоставления оценок двух разных рейтинговых шкал. В качестве примера можно привести образование: при переходе студента из одного университета в другой необходимо пересчитать ему оценки по предметам, которые в одном университете выставляются, скажем, по 10-балльной системе, а в другом — по 5-балльной. В социологии: как сопоставить результаты опросов, исследующих «уровень счастья» людей в двух странах — по 7-балльной и по 5-балльной системе? В экономике: рейтинговые агентства выставляют рейтинги надежности различным объектам: банкам, фирмам, странам, выпускам облигаций и т. п. Как сопоставить рейтинговые шкалы, используемые различными агентствами? В России потребность в сопоставлении шкал возникла во время кризиса 2008 года, когда Центральному Банку России понадобился некоторый объективный критерий для определения круга банков, которые получают финансовую поддержку. Поскольку не все банки имели рейтинги хотя бы одного из рейтинговых агентств «большой тройки» (Moody's Investors Service, Standard & Poor's, Fitch Ratings), а некоторые имели рейтинги, присвоенные российскими рейтинговыми агентствами, то возникла необходимость создания методики «объективного» сопоставления шкал различных рейтинговых агентств. В статье приводится обзор существующих методик моделирования и сопоставления рейтинговых шкал и предлагается новая методика, основанная на эконометрических моделях рейтингов и сопоставлении «непрерывных» рейтинговых шкал (Пересецкий, 2009). Приведены результаты применения этой методики для сопоставления десяти рейтингов российских банков семи рейтинговых агентств на основе данных 2006–2010 гг.

1.1. Международный опыт моделирования рейтингов и сопоставления рейтинговых шкал в области финансов

Сопоставление рейтингов иностранных рейтинговых агентств в международной практике часто проводится путем оценки факторов, которые оказывают влияние на эти рейтинги.

В работе (Morgan, 2000) было проведено сопоставление рейтингов двух агентств: Moody's Investors Service (Moody's) и Standard & Poor's (S&P), разногласие в выставяемых ими рейтингах служило приближением для оценки непрозрачности банков, т. к. чем больше несопадений рейтингов (разногласий), тем менее достоверна или прозрачна отчетность и деятельность банка. Рассматривались рейтинги, присвоенные облигациям на момент их эмиссии. Первоначальная обработка данных по рейтингам облигаций различных секторов на предмет несопадения рейтингов двух агентств показала, что наибольший процент несопадений приходится на банки и страховые компании (63% и 81% соответственно), при этом Moody's чаще выставяло рейтинги ниже, чем S&P. Различие между средними рейтингами, выставяемыми двумя агентствами, в 4 раза больше для банковского сектора, чем для типичного выпуска облигаций небанковского сектора, а коэффициент ранговой корреляции между рейтингами был самым низким именно для банков. В этой работе была построена регрессионная модель для бинарной переменной *disagreement* (наличие разницы между цифровыми значениями рейтингов двух агентств) на такие переменные, как средний рейтинг двух агентств, срок до погашения, номинальная стоимость, а также фиктивные переменные для года выпуска и типа эмитента (банк или нет). Модель подтвердила выводы, полученные при первичном анализе данных. Вероятность несопадения рейтингов возрастала с ростом среднего рейтинга и срока до погашения, была выше для банков и страховых компаний и уменьшалась с ростом размера выпуска. По результатам исследования также подтвердилось предположение о негативном смещении в рейтингах, выставяемых Moody's.

В работе (Pagratis, Stringa, 2009) была построена модель упорядоченного выбора (ordered probit) для агентства Moody's с целью выявления основных финансовых показателей и макропеременных, влияющих на рейтинги, выставяемые банкам различных стран за период 1998–2005 гг. Финансовые показатели выбирались по пяти категориям в соответствии с классификацией CAMEL (Capital, Asset quality, Management, Earnings, Liquidity). В итоге из каждой категории в модель значимо вошли:

- показатель достаточности капитала;
- отношение выданных займов за вычетом сформированных под них резервов к чистому процентному доходу;
- отношение основных расходов к величине суммарных активов;
- отношение прибыли до налогообложения и формирования резервов к величине суммарных активов, а также его квадрат;
- отношение чистых выданных займов к долгосрочным и краткосрочным депозитам вкладчиков.

Из двух рассматриваемых макропеременных (темп роста ВВП и уровень краткосрочных процентных ставок) значимой оказалась только вторая, незначимость же первой была объяснена независимостью выставяемых Moody's рейтингов от бизнес-циклов. При анализе банков из разных стран авторы столкнулись с проблемой различия в правилах бухгалтерского учета, т. к. не во всех странах принята международная система финансовой отчетности (IFRS). Для учета таких различий в модель включили фиктивную переменную, пока-

зывающую, была ли использована для данного банка IFRS или национальная система бухгалтерского учета. Коэффициент при ней оказался значимым и положительным, что было объяснено большей информативностью и достоверностью IFRS. В модели также был учтен размер банка с помощью фиктивной переменной, принимающей одно из четырех значений в соответствии с категорией, к которой был отнесен банк, исходя из величины его суммарных активов. Аналогичным образом была учтена и принадлежность банка к тому или иному региону.

В результате было получено, что Moody's выставляет высокие рейтинги банкам из Германии и Бенилюкса, а низкие — банкам из Японии, авторы объяснили это непрозрачностью японской отчетности. При этом банки большего размера получили рейтинги выше.

Аналогичным образом были построены модели для суверенных рейтингов Moody's и S&P в работе (Afonso, 2002), целью которой являлось выявление влияющих на данные рейтинги факторов. В качестве данных использовались рейтинги, присвоенные 81 стране в июне 2001 г. Хотя рейтинги двух агентств различались не сильно, все-таки в 13% случаев Moody's присваивало рейтинг выше, чем S&P, и в 21% случаев наоборот. Это было объяснено автором различием в методологии, а также стремлением соответствующего агентства увеличить свою долю на рынке путем присвоения более высокого рейтинга по сравнению с конкурентом. Для стран европейского союза практически все рейтинги совпали. В работе было построено два типа моделей: множественная регрессия переменной *рейтинг*, линейно трансформированной в числовую шкалу, и регрессия этой переменной, но логистически трансформированной, что, возможно, лучше отражает особенности присвоения рейтингов: низкие рейтинги растут быстрее, чем высокие. В результате, для первого типа моделей в качестве значимо влияющих на рейтинг S&P и Moody's показателей оказались: ВВП на душу населения, инфляция, темп роста ВВП, принадлежность к развитой или развивающейся стране, отношение долга к экспорту. Однако построенная модель не очень хорошо аппроксимирует реальные рейтинги (среднее значение процентной ошибки — 30% для обеих рейтинговых шкал), есть ошибки в 4 градации для нескольких стран. Для второго типа моделей значимыми для обоих агентств оказались те же переменные, что и в первом случае, за исключением отношения долга к экспорту, вместо которого значимым стал факт объявления страной дефолта по своим обязательствам с 1975 г. Однако такая модель также дала максимальное отклонение рейтингов — 4 градации, но улучшило среднее значение процентной ошибки (до 23%) для S&P. Для Moody's в новой модели появились отклонения и в 5 градаций, однако так же, как и для S&P, улучшилось предсказание модели, и средняя ошибка составила 25%.

Однако вышеописанная работа, как и многие другие в этой области, направлена в большей степени на построение моделей рейтингов и их анализ, и в меньшей — на сопоставление самих рейтинговых шкал. Из работ, касающихся непосредственно сопоставления рейтинговых шкал, можно отметить (Liss, Fons, 2006), где анализируется сопоставление национальных рейтинговых шкал агентства Moody's с его глобальными рейтинговыми шкалами.

Методика Moody's подразумевает, что самый высокий рейтинг по национальной шкале должен приравниваться в стране к наименьшему риску в соответствии с глобальной шкалой, а самые низкие рейтинги по обоим шкалам должны совпадать. Распределение же остальных рейтингов различно и зависит от страновых факторов, таких как, например, ограничение на регулирование.

Национальные рейтинговые шкалы агентства Fitch Ratings (Fitch) предназначены, в основном, для развивающихся стран с низкими суверенными рейтингами и интересны для национальных инвесторов. Из-за недостатка данных по дефолтам в этих странах, такие рейтинги отражают относительную кредитоспособность компаний в рамках рассматриваемой страны, при этом *AAA* присваивается «лучшему» заемщику, остальные заемщики оцениваются относительно него (Dow et. al, 2002). При этом государство не обязательно является наилучшим заемщиком, т. е. ему не выставляется автоматически наивысший рейтинг. *Aaa (nat1)* по одной шкале отличается от *Aaa (nat2)* высшего рейтинга по другой национальной шкале, и вместе они отличаются от *Aaa* по глобальной шкале.

Базельский комитет в выпущенном им консультационном документе (Basel Committee..., 2001) предложил использовать кредитные рейтинги, присвоенные независимыми рейтинговыми агентствами (суверенные, банкам и компаниям), для оценки весов при взвешивании по рискам, приведя в качестве примера шкалу S&P. Также в этом документе рассматриваются еще две шкалы — Moody's и Fitch, сопоставляемые как друг с другом, так и со шкалой S&P. При этом сопоставлении рейтингу *AAA* (S&P и Fitch) соответствует *Aaa* (Moody's), *BBB* (S&P и Fitch) соответствует *Baa3*, рейтинговая градация *C* по всем шкалам совпадает, а *D* сопоставляется только у S&P и Fitch из-за отсутствия такой категории в третьей шкале.

1.2. Российский опыт моделирования рейтингов банков, предприятий и сопоставления рейтинговых шкал

В настоящее время в России также ведутся работы по сопоставлению рейтингов различных рейтинговых агентств. В частности, Ассоциацией региональных банков России было проведено попарное сравнение рейтинговых шкал российских и зарубежных агентств для 238 кредитных организаций.

Некоторые российские рейтинговые агентства (РА) также проводят свои сопоставления рейтинговых шкал.

Так, например, агентство «Эксперт РА» (Эксперт), анализируя соответствие российских банков требованиям по размещению страховых резервов, в том числе провел сопоставление шкал трех международных агентств и шкалы своего агентства (Эксперт РА, 2006). В соответствии с действовавшими на тот момент правилами страховые компании могли размещать до 40% своих страховых резервов в виде депозитов в банках с рейтингом не более двух уровней вниз от суверенного рейтинга РФ, но не ниже уровня *BB-*, *Ba3*, *BB-* (S&P, Moody's, Fitch соответственно), который является фактически минимальной линией отсечения. В силу того, что само агентство выставляло рейтинги по национальной шкале, его минимальный уровень риска совпадает с суверенным: *A++* соответствовал *BBB* и *Baa2* агентств S&P, Moody's и Fitch, а *B+* рассматривался как находящийся на линии отсечения.

РА «РусРейтинг» (РусРейтинг) провело сопоставление рейтинговых шкал основных международных рейтинговых агентств — S&P, Moody's, Fitch, а также российских — РусРейтинг, Эксперт, АК&М и Национального рейтингового агентства (НРА) в соответствии с разработанной им методикой (Хейнсворт, 2009). Для сопоставления рейтинговых шкал была выделена некоторая составная шкала, в соответствии с которой для каждого банка вычислялось среднее значение рейтингов, выставленных ему всеми агентствами. Откладывая данную шкалу по горизонтали, а шкалы рейтингов по вертикали, автор проводил корреляцион-

ные линии в количестве, равном числу рейтинговых шкал. Задачей стояло совмещение многих линий в одну, выходящую из начала координат с наклоном 45° , с помощью умножения каждого рейтинга на соответствующий коэффициент расширения и прибавления величины вертикального смещения. Фактически методика сводилась к построению линейных парных регрессий для оцифровок рейтингов. Исходя из данных коэффициентов расширения и величин смещений, автор получал возможность сопоставить шкалы рейтинговых агентств. В результате получилось, что значению $A+$, которое выставляет РусРейтинг, примерно соответствует $BBB+$ (Fitch) и BBB (S&P); $Baa1$ (Moody's) находится между $BBB+$ и BBB (Fitch) и между BBB и $BBB-$ (S&P); рейтинг $A++$ агентства «Эксперт» находится на уровне $Baa3$ (Moody's) и $BB+$ (S&P); рейтинги $A+$ (AK&M) и AAA (НРА) — на уровне $Ba1$ (Moody's), BB (Fitch и S&P) и ближе к $BBB+$ (РусРейтинг).

Саморегулируемая организация «Национальная фондовая ассоциация» (СРО НФА) также составила свои таблицы соответствия, но на основе опроса экспертов. Исходя из этих таблиц, видно, что рейтинговые шкалы трех международных агентств сопоставлены традиционно: наилучшему рейтингу AAA (Fitch и S&P) соответствует Aaa (Moody's), наихудшим C (Fitch и S&P) — $C1$, $C2$ (Moody's), RD и SD (Fitch и S&P), а D соответствует $C3$ (Moody's). Более интересным является сопоставление шкал четырех российских рейтинговых агентств. Для РА «РусРейтинг» присваиваемый им наивысший рейтинг AAA соответствует $AA-$ и $Aa3$ (Fitch, S&P и Moody's), а наихудшие C и D — RD/SD и D/D (Fitch и S&P соответственно), а также $C3$ (Moody's). Шкалы трех оставшихся российских рейтинговых агентств выглядят схожим образом. Наилучшему рейтингу $A++$ (Эксперт и AK&M) и AAA (НРА) соответствует $BBB-$ и $Baa3$ (Fitch, S&P и Moody's) и $A-$ (РусРейтинг). Наихудшие рейтинги распределились следующим образом: C (Эксперт и AK&M) соответствует $C-$ (НРА), RD и SD (Fitch и S&P), $C3$ (Moody's), C (РусРейтинг), а D соответствует D остальных агентств.

Модели рейтингов различных рейтинговых агентств были построены в ряде работ сотрудников НИУ ВШЭ и РЭШ. Однако в основном они направлены на выявление и оценивание влияющих факторов и, соответственно, сопоставление рассматриваемых рейтингов.

Так, в (Пересецкий и др., 2004) были построены модели упорядоченного множественного выбора для рейтингов, присвоенных российским банкам на декабрь 2001 г. двумя российскими журналами («Эксперт» и «Профиль») и двумя российскими РА (ИЦ «Рейтинг» и ИА «Мобиле»). В качестве факторов рассматривались показатели финансовой деятельности банков, имеющиеся в открытом доступе. В результате исследования во всех моделях значимым оказался показатель достаточности капитала или его аналог — доля собственного капитала в чистых активах, а также величина собственного капитала, характеризующая размер банка. Также важными оказались показатели ликвидности (текущей, мгновенной или общей) и доля долгосрочных кредитов реальному сектору, значимая во всех моделях, кроме модели для ИЦ «Рейтинг». Только для рейтинга «Профиля» оказалась значимой доля государственных обязательств в валюте баланса, и только для ИА «Мобиле» — прибыльность капитала. Построенные модели достаточно хорошо аппроксимируют рассмотренные рейтинги, коррелируя с ними в среднем с коэффициентом 0.78. Наилучшее приближение было получено для ИА «Мобиле» и ИЦ «Рейтинг»: доля ошибок не более чем на одну градацию составила 98% и 100% соответственно.

В работе (Карминский и др., 2005) было проведено улучшение моделей, построенных для рейтинговых агентств ИЦ «Рейтинг» и Эксперт, необходимость в котором возникла в связи с появлением большего количества данных по банкам до 2003 года. Последовательно были

применены следующие способы улучшения: переход к логарифмам переменных, характеризующих размер банка, введение макропеременных (среди которых экспорт, импорт, индекс реального ВВП, индекс РТС), использование порядковых шкал по некоторым показателям. Наилучший результат (значимость всех включенных в модель переменных) для ИЦ «Рейтинг» дала модель с порядковыми переменными, показывающая, что наибольшее влияние оказывают значение собственного капитала и нормативы достаточности капитала. При расширении включаемых показателей финансовой отчетности значимой оказывается доля долгосрочных ссуд в валюте баланса, рост которой повышает рейтинг банка. Также модель показала, что рейтинг выше у банков, имеющих среднее значение (среди всех банков) доли работающих активов в общей величине активов. В результате, авторы рекомендуют данные модели для прогнозирования рейтинга банков, так же, как и модели с макропеременными, т. к. и те, и другие дают около 70% правильных предсказаний и долю ошибок более чем на одну градацию — менее 5%. Введение же порядковых переменных для рейтингов журнала «Эксперт» не дало дополнительных преимуществ: появился временной тренд и ухудшилось значение показателя качества подгонки модели ($Pseudo-R^2$). В связи с большим влиянием логарифма собственного капитала, авторы делают вывод, что «Эксперт РА» уделяет большее внимание абсолютным показателям, в частности, собственному капиталу. Данные модели дают около половины правильных прогнозов, а ошибка более чем на одну градацию составила менее 8%.

Сравнение двух рейтингов проводилось путем построения эконометрических моделей для разности и модуля разности рейтингов, а также бинарной переменной, принимающей значение 0 при совпадении рейтингов и 1 при несовпадении. На абсолютное значение разности двух рейтингов значимо оказали положительное влияние доля кредитов экономике в валюте баланса и значение прибыльности собственного капитала, а отрицательное — норматив достаточности капитала, доля вложений в государственные обязательства и доля ликвидных активов в валюте баланса, показатель просроченной задолженности. При построении модели для разности оценок рейтингов было получено, что рейтинг ИЦ «Рейтинг» возрастает по сравнению с рейтингом «Эксперт» при увеличении таких показателей, как норматив достаточности капитала, доля государственных облигаций, доля кредитов и доля текущих ликвидных активов в валюте баланса, просроченная задолженность по ссудам, прибыльность капитала. Использование же бинарной переменной не улучшило объясняющие возможности предыдущих моделей.

Также в работе были построены модели для агентства Moody's, включающие показатели финансовой отчетности и фиктивные переменные, определяющие, является ли банк европейским, американским или российским. Модели показали, что наибольшее влияние оказывают логарифм активов и прибыль до налогообложения или логарифм собственного капитала и отношение прибыли к собственному капиталу, если заменить соответственно переменные. При этом российские банки получают рейтинг ниже, чем американские или европейские, при прочих равных условиях. Модели, включающие в качестве переменной рейтинг страны, показывают его положительное влияние на рейтинг банка.

В работе (Карминский, 2010) были построены модели упорядоченного множественного выбора рейтингов промышленных предприятий для двух агентств S&P и Moody's. Компании в основном представляли нефтегазовую, металлургическую отрасли, машиностроение, и принадлежали 39 странам. Помимо стандартных финансовых показателей, в модели включались рыночные показатели акций компаний, такие как показатели рыночного риска

(корреляция с доходностью рынка и волатильность стоимости акций в течение года), а также макропеременные (уровень инфляции, темп роста ВВП, уровень коррупции), фиктивные переменные принадлежности к стране (развитой, развивающийся, России) и отрасли. В результате было получено, что на оба рейтинга положительно влияют такие факторы, как логарифм капитализации, рентабельность активов и отношение прибыли до уплаты налогов к процентным расходам, а отрицательно — отношение долга к капиталу.

Введение макропеременных в число объясняющих факторов модели подтвердило ожидания: отрицательное влияние на рейтинг имел рост инфляции, а положительное — рост темпа прироста ВВП. Также положительное влияние на рейтинг оказывала принадлежность к развитым странам, тогда как принадлежность к России значимо не отличалась от развивающихся стран; принадлежность к нефтегазовой отрасли и электроэнергетике вызывало рост рейтинга. Из рыночных показателей волатильность имела отрицательное влияние на рейтинг, а рост стоимости акции относительно денежного потока — положительное. Для сопоставления рейтингов двух агентств были построены эконометрические модели для разности и модуля разности рейтингов, а также бинарной переменной. В результате, наибольшее влияние на разность оказала принадлежность к развивающимся странам. На рейтинг агентства Moody's большее влияние оказывала рентабельность активов, тогда как на рейтинг S&P — доля основных средств в активах и мгновенная ликвидность, коррупция и уровень инфляции. При этом S&P, в отличие от Moody's, присвоило более низкие рейтинги компаниям из потребительского сектора. В среднем же разница между выставляемыми обоими агентствами рейтингами составила 0.26 градации.

Надо отметить, что отличительной особенностью описанных выше исследований является их ориентация, в основном, на попарное сравнение рассматриваемых рейтинговых шкал.

Для непосредственного сопоставления рейтинговых шкал было бы логичным попытаться оценить вероятности дефолтов, соответствующие тому или иному рейтинговому классу, и затем сопоставить рейтинговые классы агентств по вероятностям дефолта банков в этих классах, оцененным по историческим данным по дефолтам. Заметим, что осуществимость этого подхода ограничивается недостаточностью статистических данных по дефолтам российских банков.

Такая попытка была предпринята в работе (Смирнов, Шоломицкий, 2010). В ней построены интервальные оценки вероятностей дефолта с 95%-ной точностью для четырех российских рейтинговых агентств — РусРейтинг, Эксперт, АК&М и НРА. При этом использовался байесовский подход, учитывающий всю имеющуюся во время наблюдения информацию по банковским рейтингам. Построенные оценки были сопоставлены с вероятностями дефолта, рассчитанными по методике АСВ, представляющей собой эконометрическую модель с показателями финансовой отчетности в качестве объясняющих переменных. После проведенных тестов было получено, что вероятности дефолта для разных рейтинговых категорий могут статистически не отличаться друг от друга из-за недостаточности статистических данных. Таким образом, этот метод оказался практически неприменимым из-за недостаточного объема данных.

В настоящее время банковским институтом НИУ ВШЭ (Карминский, Солодков, 2010; Карминский, Сосюрко, 2010) ведутся работы по формированию Единого рейтингового пространства, подразумевающего наличие некоторой выбранной базовой шкалы, а также методологии отображения внутренних и внешних рейтингов различных финансовых инсти-

тутов и компаний в эту шкалу. В данный момент результатами работы является сформированная база данных по рейтингам российских банков, финансовым и макро-индикаторам за 2006–2009 гг. По рейтингам банков еще 86 стран за 1995–2008 гг. были построены эконометрические модели упорядоченного выбора для трех международных агентств. Рассматриваются также и альтернативные алгоритмы сопоставления шкал.

В работе (Пересецкий, 2009) была предложена методика сопоставления двух рейтинговых шкал на примере двух рейтингов агентства Moody's: рейтинга долгосрочных банковских депозитов в иностранной валюте и рейтинга финансовой устойчивости банков. Идея метода состоит в том, что строятся эконометрические модели каждого из рейтингов упорядоченного выбора, использующие финансовые показатели банков и макроэкономические индикаторы. Затем рассчитываются прогнозные значения латентных переменных двух моделей (фактически — рейтингов в непрерывной шкале). Далее подбирается монотонное нелинейное преобразование одной непрерывной шкалы в другую. Отследив преобразование пороговых значений одной непрерывной рейтинговой шкалы в другую, получаем соответствие рейтинговых градаций.

1.3. Сопоставление шкал в других областях деятельности

Задача поиска способа сопоставления двух шкал является актуальной и в других областях (психология, социология, образование, квалиметрия, спорт и др.).

1.3.1. Сопоставление шкал в психологии, социологии, образовании. Работа (Colman et al., 1997) касается сравнения двух шкал в области психологии. Было предложено два подхода для сравнения 7-балльной и 5-балльной шкал: один — «наивный математический», связанный с умножением каждого балла на 7/5, а второй — эмпирический, связанный с регрессией одного рейтинга на другой, где с помощью коэффициента детерминации R^2 оценивался процент дисперсии одной шкалы, объясненный его регрессией на другую.

В работе (Baltatescu, 2002) рассматривалось сопоставление рейтинговых шкал в социологических исследованиях. Было проведено сопоставление шкал степени удовлетворенности жизнью, первой — с пятью градациями, и второй — с одиннадцатью градациями, а также присвоены интервальные значения порядковой шкале. В качестве первого способа было предложено провести линейную трансформацию шкалы. Каждому значению на шкале с пятью градациями приписывалось значение в соответствии с формулой:

$$\frac{\text{значение на этой шкале} - \text{минимально возможное}}{\text{максимально возможное} - \text{минимально возможное}} \times 10.$$

В качестве второго способа использовался опрос студентов. Им предлагалось отметить их отношение к своей жизни (life satisfaction) на двух шкалах — графической и числовой. По полученным результатам эксперты проводили сопоставление, приписывая каждой градации какое-то интервальное значение.

В работе (Рожков, 2006) рассматривалась проблема пересчета оценок студента при переходе им из университета одной страны в университет другой, использующей иную систему оценок. Главным показателем сравнения градаций оценок являлась частота, т. е. относительное число студентов в группе, получающих каждую из оценок. Для перевода шкал сопоставлялись эти частоты и оценивались абсолютные разности. Исходя из правила мини-

мизации суммы таких разностей, автор получал некоторое правило перевода одной шкалы в другую. Этот способ представляется не вполне удовлетворительным, т. к. предполагает априори равные уровни знаний студентов во всех университетах.

1.3.2. Построение шкал в условиях отсутствия «обучения» в задачах оценки синтетических латентных категорий качества жизни населения. Особое место занимают исследования, в которых ставится задача рейтингования объектов по заданной *латентной синтетической категории* (уровню коррупции, качеству жизни, качеству социальной сферы общества, эффективности деятельности компании, уровню инновационности экономики и т. п.) *в условиях отсутствия обучения*. Все методы, изложенные выше (см. пп. 1.1, 1.2 и 1.3.1), как раз исходили из предположения наличия обучения.

Для пояснения сказанного рассмотрим некоторую *дискретную* шкалу, на которой определяется место y_i объекта i , характеризующегося значениями $x_i^{(1)}, x_i^{(2)}, \dots, x_i^{(p)}$ показателей, по мнению экспертов обуславливающих позицию этого объекта на данной шкале. Одна шкала может отличаться от другой как выбором вида функции $\hat{y} = f(x^{(1)}, \dots, x^{(p)})$, позволяющей преобразовывать совокупность частных критериев $x^{(1)}, \dots, x^{(p)}$ в *единый скалярный измеритель* анализируемой латентной синтетической категории, так и способом разбиения *непрерывной* числовой шкалы показателя \hat{y} на интервалы, соответствующие дискретной шкале «значений» y . При решении обеих этих задач использовались как значения $\{x_i^{(1)}, x_i^{(2)}, \dots, x_i^{(p)}\}$, $i = 1, \dots, n$ (n — число анализируемых объектов), так и соответствующие «значения» y_1, y_2, \dots, y_n дискретной переменной y . Наличие последних как раз и позволяет говорить о том, что мы располагаем так называемой «обучающей выборкой» или просто — «обучением».

Однако в широком диапазоне реальных ситуаций, особенно когда речь идет о рейтинговании сложных многокритериальных *макрообъектов* (корпораций, стран, регионов, муниципальных образований), получение экспертного «обучения» оказывается крайне сложной, дорогостоящей, а порой и практически невозможной процедурой. Тогда проблему построения интегрального индикатора в форме некоторой свертки $\hat{y} = f(x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(p)})$ приходится решать без каких-либо априорных сведений о значениях y_1, y_2, \dots, y_n дискретной переменной y , т. е. «без обучения». Соответствующая методология описана в (Айвазян, 2000, 2003, 2005). Ее реализация основана на последовательном решении следующих задач.

Задача 1 (преданализ). *Определение исходного (априорного) перечня статистических показателей* $x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(p)}$, достаточно полно (разноаспектно) характеризующих анализируемую синтетическую категорию. Учитывая смысловую нагрузку, приданную этим показателям, будем называть их также *частными критериями* рассматриваемой синтетической категории.

Задача 2 (преданализ). Разработка определенной методики отбора из априорного перечня частных критериев $x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(p)}$, полученных в результате решения *задачи 1*, относительно небольшого числа p' ($p' < p$) частных критериев, играющих главную роль в формировании значений анализируемого интегрального индикатора. Другими словами, речь идет о методике формирования *апостериорного набора частных критериев* $x^{(j_1)}, x^{(j_2)}, \dots, x^{(j_{p'})}$, отбираемых из априорного перечня показателей $x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(p)}$.

Задача 3 (преданализ). *Унификация измерительных шкал* всех анализируемых переменных, т. е. переход к $[0; N]$ -балльным шкалам в измерении рассматриваемых частных и интегральных критериев таким образом, чтобы значение «нуль» соответствовало самому низкому уровню, а значение N — самому высокому (размерность шкалы N выбирается исследователем).

Задача 4 (центральная). Разработка методики построения интегрального индикатора — измерителя анализируемой синтетической категории \hat{y} в виде некоторой функции от $x^{(j_1)}, x^{(j_2)}, \dots, x^{(j_{p'})}$.

Решение центральной задачи 4 (в варианте «без обучения») базируется на требовании построения интегрального индикатора таким образом, чтобы, располагая его значениями, можно было бы наилучшим (в определенном смысле) образом восстановить значения всех частных критериев апостериорного набора.

Именно этому требованию удовлетворяет первая главная компонента переменных $x^{(j_1)}, \dots, x^{(j_{p'})}$ (Айвазян, 2010, Приложение ПЗ.4, п. 6), так что, в конечном счете, интегральный индикатор \hat{y} строится в форме

$$\hat{y}_i = \sum_{l=1}^{p'} w_l \cdot \tilde{x}_i^{(l)}, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

где $\tilde{x}_i^{(l)}$ — унифицированное значение частного критерия $x_i^{(j_l)}$ (решение задачи 3, см., например, (Aivazian, 2005)), а

$$w_l = \begin{cases} c_l \left(\sum_{j=1}^{p'} c_j \right)^{-1}, & \text{если все } c_l \ (l = 1, 2, \dots, p') \text{ одного знака;} \\ c_l^2, & \text{в противном случае,} \end{cases}$$

и, наконец, $C = (c_1, c_2, \dots, c_{p'})$ — собственный вектор ковариационной матрицы $\Sigma_{\tilde{X}}$ вектора переменных $\tilde{X} = (\tilde{x}^{(1)}, \dots, \tilde{x}^{(p')})$, соответствующий наибольшему собственному значению этой матрицы.

При этом требование наилучшего восстановления значений \tilde{X}_i по известным значениям \hat{y}_i понимается в смысле минимизации (по \hat{y}_i) среднего квадрата суммарной ошибки аппроксимации

$$\Delta^2(\hat{y}) = \sum_{j=1}^{p'} \sum_{i=1}^n (\tilde{x}_i^{(j)} - b_{j-0} - b_{j-1} \cdot \hat{y}_i)^2$$

(здесь $b_{j-0}(\hat{y})$ и $b_{j-1}(\hat{y})$ — оценки метода наименьших квадратов линейной регрессии $\tilde{x}^{(j)}$ по \hat{y}).

Главное отличие предлагаемого подхода к построению интегрального индикатора \hat{y} (в условиях отсутствия обучения) от ранее известных (и, к сожалению, до сих пор широко используемых в статистической и эконометрической практике) состоит в способе определения неизвестных весов w_l . А именно, в последних веса $w_j, j = 1, 2, \dots, p'$, участвующие в вычислении интегрального индикатора \hat{y} , определяются методом прямой экспертной оценки. Между тем, многочисленные экспериментальные исследования в экономике, социологии, психологии подтверждают тот факт, что эксперты гораздо устойчивее и согласованнее умеют давать интегральную оценку объекта, чем раскладывать эту интегральную оценку по значимости составляющих ее компонентов.

В качестве примеров практического применения описанной методологии построения интегрального индикатора анализируемой синтетической латентной категории (как промежуточного этапа построения определенной рейтинговой шкалы) можно привести ряд

выполненных в Центральном экономико-математическом институте РАН заказных работ для региональных правительств Самарской области (Самара, 2005), Краснодарского края (Краснодар, 2006), г. Москвы (Москва, 2008). В них по статистическим данным официальной статистики строились интегральные индикаторы различных синтетических категорий качества жизни населения региона, отслеживалась их динамика, определялись проблемные области в социально-экономическом развитии субъекта РФ и его муниципальных образований, исследовалось, как значения построенных интегральных индикаторов зависят от параметров социально-экономической, кредитно-денежной и других политик. Этот же подход был использован в межстрановом анализе синтетических категорий качества жизни населения стран с целью исследования российской траектории на стыке XX и XXI веков (Айвазян, 2005).

2. Предлагаемая методика сопоставления рейтинговых шкал

В данном разделе предлагается оригинальная методика сопоставления двух рейтинговых шкал, присваиваемых некоторым объектам (банкам, фирмам, индивидуумам, студентам и т. п.). Методика рассматривается на примере рейтингов, присвоенных банкам различными рейтинговыми агентствами.

Рейтинговая шкала отображает мнение экспертов рейтингового агентства о состоянии банка. Это мнение основано на изучении балансовых отчетов банков, других характеристик финансового положения банка, состояния экономики страны, вероятности внешней поддержки со стороны крупных корпораций, государства и др.

Таким образом, для того чтобы сопоставление двух рейтинговых шкал было объективным, оно не должно быть основано только на сопоставлении пар рейтингов, присвоенных каждому из банков двумя агентствами. Методика сопоставления рейтингов должна также принимать во внимание финансовые и другие показатели банков, учитываемые экспертами рейтинговых агентств при выставлении рейтинга.

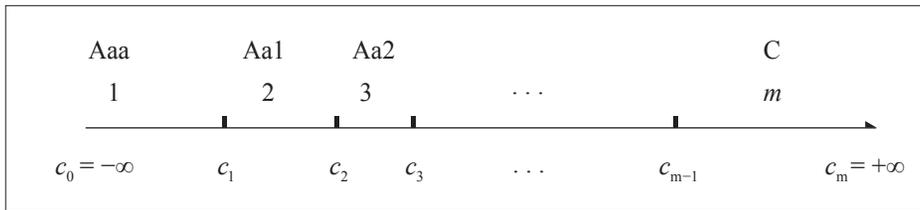
Предлагаемая методика основана на идее, предложенной для сравнения двух рейтингов банков агентства Moody's в работе (Пересецкий, 2009). Методика состоит из следующих трех шагов.

Шаг 1. Строятся эконометрические модели упорядоченного множественного выбора (ordered probit, или ordered logit), см., например, (Магнус и др., 2007; Айвазян, 2010), для каждого из двух рейтингов, на основании данных по рейтингам банков и данных по их финансовым и другим показателям. При этом один и тот же набор показателей (факторов) используется в каждой из моделей. Методика и практика построения таких моделей описана в серии работ (Soest et al., 2003; Пересецкий и др., 2004; Карминский и др., 2005, 2006; Карминский, Пересецкий, 2007).

Logit-модель упорядоченного выбора для рейтинга с m градациями имеет следующий вид:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad (1)$$

$$rating_i = r, \quad \text{если } c_{r-1} < y_i^* < c_r.$$



Здесь:

i — номер наблюдения (пара «банк–время»);

r — градация рейтинга в цифровой шкале ($1 \leq r \leq m$, наивысшему рейтингу AAA присвоено значение 1);

$rating_i$ — значение рейтинга, присвоенного наблюдению i (данный банк в данный момент времени);

$x'_i \beta = x_{i1} \beta_1 + x_{i2} \beta_2 + \dots + x_{ik} \beta_k$ — линейная комбинация объясняющих факторов (показателей банка в момент времени, предшествующий с некоторым лагом моменту наблюдения рейтинга банка);

k — число объясняющих факторов в модели;

$P(rating_i = r)$ — вероятность того, что наблюдению i будет присвоен рейтинг r ;

y_i^* — латентная (скрытая, ненаблюдаемая) переменная, фактически имеющая смысл рейтинга в «непрерывной» шкале: чем меньше ее значение, тем больше вероятность присвоения высшего рейтинга;

$c_0, c_1, \dots, c_{m-1}, c_m$ — «пороги отсечения» для преобразования «непрерывной» рейтинговой шкалы в дискретную;

ε_i — случайная величина, имеющая логистическое распределение (в случае probit-модели — стандартное нормальное распределение).

Модель (1) является существенно нелинейной, что и обеспечивает ее гибкость. Параметры модели — вектор порогов $c = (c_0, c_1, \dots, c_{m-1}, c_m)'$ и вектор коэффициентов $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$ — оцениваются методом максимального правдоподобия по реальным данным.

Модель (1) оценивается на реальных данных для рейтингов двух РА. Обозначим через y_i^* и z_i^* соответствующие непрерывные рейтинговые шкалы. Для двух моделей получаем оценки значений их параметров, соответственно $\hat{c}^{(1)}, \hat{\beta}^{(1)}$ для первого рейтинга и $\hat{c}^{(2)}, \hat{\beta}^{(2)}$ — для второго («крышка» над параметром означает его «оценку», т. е. его приближенное значение, полученное по данным).

Заметим, что для оценки параметров модели рассматриваются все наблюдения, для которых данный рейтинг присвоен, а не только те наблюдения, которым одновременно присвоены оба рейтинга. Это позволяет более точно оценить значения параметров модели.

Поскольку рейтинговому агентству требуется некоторое время для анализа состояния банка, то значения объясняющих факторов x_j берутся с некоторым лагом по времени, т. е. предшествуют наблюдению рейтинга на 1–2 квартала. Выбор лага производится экспертно, и, как показали расчеты, результат лишь незначительно зависит от выбора лага в этом интервале.

Шаг 2. Для каждого наблюдения i , для которого имеются оба рейтинга, рассчитываются соответствующие оценки значения «непрерывного» рейтинга для каждой из рейтинговых шкал:

$$\hat{y}_i^* = x_i' \hat{\beta}^{(1)} = x_{i1} \hat{\beta}_1^{(1)} + \dots + x_{ik} \hat{\beta}_k^{(1)} \quad \text{и} \quad \hat{z}_i^* = x_i' \hat{\beta}^{(2)} = x_{i1} \hat{\beta}_1^{(2)} + \dots + x_{ik} \hat{\beta}_k^{(2)}.$$

Далее строится преобразование одной непрерывной рейтинговой шкалы в другую, т. е. оценивается нелинейная монотонно возрастающая функция $f(\cdot)$, такая, что $y_i^* = f(z_i^*)$. Функция предполагается нелинейной, для того чтобы позволить разные «ширины» градаций рейтингов, т. е. чтобы не навязывать заранее вид зависимости непрерывных шкал. Монотонность является естественным следствием предположения об адекватности обоих рейтингов (объективной реальности).

Поскольку априори функциональная зависимость между непрерывными рейтингами неизвестна, она аппроксимируется многочленом нечетной степени на диапазоне значений \hat{z}_i^* , т. е. методом наименьших квадратов оценивается следующее регрессионное уравнение:

$$\hat{y}_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{z}_i^* + \dots + \gamma_q (\hat{z}_i^*)^q + u_i, \tag{2}$$

откуда получаются оценки коэффициентов многочлена $\hat{f}(z) = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 z + \hat{\gamma}_2 z^2 + \dots + \hat{\gamma}_q z^q$. Уравнение (2) оценивается по выборке банков, которым присвоен хотя бы один из двух рейтингов. Степень q многочлена (2) подбирается эмпирически так, чтобы старший коэффициент $\hat{\gamma}_q$ был статистически значим, а многочлен был монотонным на диапазоне изменения $\hat{\gamma}_q$.

Шаг 3. Полученное преобразование (2) позволяет найти образ диапазона $\hat{c}_{r-1}^{(2)} < z^* < \hat{c}_r^{(2)}$ непрерывного рейтинга z , соответствующего рейтинговой градации r , в непрерывной шкале первого рейтинга y^* , а именно $[\hat{f}(\hat{c}_{r-1}^{(2)}), \hat{f}(\hat{c}_r^{(2)})]$. Далее положение этого интервала сопоставляется с точками отсечения первого рейтинга $\hat{c}_s^{(1)}$ и строится соответствие дискретных рейтингов. Это соответствие не всегда получается взаимно-однозначным, ниже будут рассмотрены примеры.

Полученное таким образом соответствие теоретически зависит от выбора объясняющих факторов в модели (1) и степени полинома в (2). Соответствие может также зависеть от временного диапазона исходных данных, если изменялась методика одного из двух рейтинговых агентств. Однако, как показывает практика, при выборе достаточно адекватных спецификаций уравнения (1) получающиеся соответствия изменяются незначительно.

Методика позволяет также проводить и множественное сравнение, отображая все рейтинги в шкалу одного, выбранного в качестве базового «измерителя» (*numéraire*). При этом, конечно, полученное множественное сравнение может зависеть от того, какой рейтинг выбран базовым, т. е. предлагаемая процедура не инвариантна относительно выбора базового рейтинга. На практике имеет смысл в качестве базового рейтинга выбрать рейтинг агентства, которое наиболее авторитетно и которое присвоило рейтинги достаточно большому количеству банков. Последнее необходимо для снижения погрешности при множественном сопоставлении.

3. Примеры применения методики

Данные по рейтингам банков охватывают все рейтинги, присвоенные российским банкам в течение периода 1 квартал 2006 г. – 4 квартал 2010 г. (2006:1–2010:4) как международными агентствами по международной и национальной шкалам, так и ведущими российскими агентствами, признанными регуляторами российского финансового рынка, включая Министерство финансов РФ. Соответствующие показатели квартальной финансовой отчетности

были взяты по данным агентства «Интерфакс». Также были использованы данные по типу собственников банка (государство, иностранные собственники, прочие собственники)¹.

В качестве объясняющих факторов были выбраны следующие показатели:

l_ta — ln (совокупные активы);

npl_ltr — просроченные кредиты / кредиты НБС-резидентам;

d_ta — депозиты НБС / совокупные активы;

llp_ltr — резервы под кредиты НБС / кредиты НБС-резидентам;

pe_ta — расходы на персонал / совокупные активы;

c_ta — собственный капитал / совокупные активы;

$n1$ — норматив достаточности капитала (Н1);

$n7$ — норматив максимального размера крупных кредитных рисков (Н7);

for_dum — индикатор иностранного владельца;

st_dum — индикатор государственного банка;

$n4$ — норматив долгосрочной ликвидности банка (Н4);

кроме того, были опробованы варианты с показателями:

$n3$ — норматив текущей ликвидности банка (Н3);

dfe — депозиты предприятий, % от депозитов НБС;

lte — кредиты предприятиям, % от кредитов НБС-резидентам;

dfe_ta — депозиты предприятий / совокупные активы;

lte_ta — кредиты предприятиям / совокупные активы.

В качестве базового рейтинга выбран рейтинг агентства Moody's.

Приведем в качестве примера график (рис. 1) сопоставления рейтинга агентства S&P и Moody's при использовании данных за период 2007:1–2010:4 с лагом 1 квартал.

В качестве объясняющих факторов выбраны:

$l_ta, npl_ltr, d_ta, llp_ltr, pe_ta, c_ta, n1, n7, for_dum, st_dum, n4_lte$.

График следует читать следующим образом:

- градация B– (S&P) покрывает B2 и часть B3 по Moody's;
- градация B (S&P) примерно соответствует B1 (Moody's);
- градация B+ (S&P) примерно соответствует Ba3 (Moody's);
- градация BB– (S&P) примерно соответствует Ba2 и части Ba1 (Moody's);
- градация BB (S&P) примерно соответствует части Ba1 и части Baa3 (Moody's)

и так далее.

На рисунке 2 приведено аналогичное соответствие, построенное по данным 2009:3–2010:4 (последние 6 кварталов рассматриваемого периода). Соответствие несколько изменилось, в основном «на хвостах», но в средней, наиболее интересной с точки зрения практического применения области B3–Ba1 (по Moody's) изменения не очень значительные. Указанные изменения могут быть связаны с тем, что последние данные охватывают период завершения кризиса 2008–2009 годов.

Заметим, что оба рисунка подтверждают известное мнение о рейтингах Moody's и S&P: одним и тем же банкам Moody's присваивает рейтинг на одну градацию выше, чем S&P. Это соответствие, конечно же, не абсолютное, но для большинства категорий оно выявляется.

¹ Эти данные были собраны и подготовлены под руководством А. М. Карминского студентами ВШЭ А. А. Васильюком и В. В. Сосюрко, которым авторы выражают благодарность.

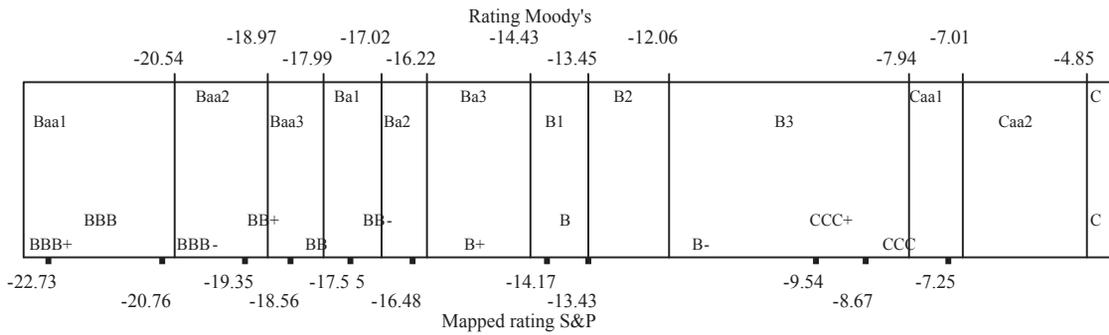


Рис. 1. Отображение шкалы S&P в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

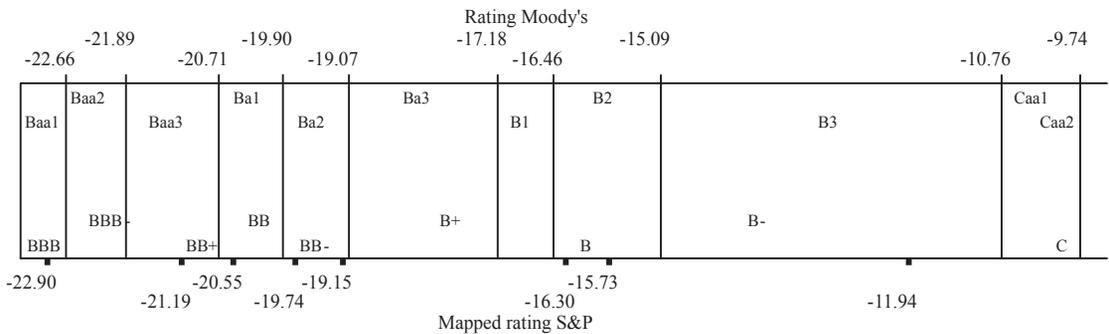


Рис. 2. Отображение шкалы S&P в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

Для более детального анализа зависимости отображения рейтинговых шкал от периода, на котором оцениваются модели, на рис. 3–20, 22–30 в Приложении представлены отображения рейтинговых шкал, полученные при использовании различных обучающих периодов. Во всех случаях при отображении используется многочлен 3-ей степени.

На рисунках 3–11 представлены отображения различных рейтинговых шкал в шкалу Moody's, построенные по данным за 6 кварталов 2009:3–2010:4.

На рисунках 12–20 представлены отображения различных рейтинговых шкал в шкалу Moody's, построенные по данным за 16 кварталов 2007:1–2010:4.

Различие в точках отсечения, соответствующих градации B3 агентства Moody's, построенным по двум разным периодам (2007:1–2010:4 и 2009:3–2010:4) составляет 0.5–1 градации соответствующего рейтинга. Некоторая проблема с сопоставлением шкал РусРейтинг и Moody's (рис. 19), возможно, связана с изменением методологии агентства «РусРейтинг» на интервале 2007:1–2010:4. Поскольку в этом случае многочлен оказался немонотонным на диапазоне изменения соответствующего рейтинга, то на рис. 21 приведено отображение этой же шкалы, полученное с помощью линейной функции (многочлен 1-ой степени).

Как можно заметить, результаты оказались устойчивыми к увеличению объема выборки для рейтингов АК&М, Эксперт, Fitch (Russian), Moody's (Russian), НРА, S&P. Остальные соответствия (S&P (Russian), Fitch, РусРейтинг) изменились более существенно при увеличении выборки. Наблюдаемая некоторая «нестабильность» сопоставления этих рейтинговых шкал может быть связана, как уже было отмечено, с возможным изменением методики агентств или с недостаточно большим объемом выборки. Изменения методики могли ока-

С. А. Айвазян, С. В. Головань, А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

заться реакцией агентств на проблемы рейтингования, возникшие накануне и в процессе финансового кризиса.

Поскольку в квартальных показателях банков имеется сезонность, то, по-видимому, наименьший разумный период для оценивания моделей равен четырем кварталам. Поэтому для получения сравнения за самый последний период времени возьмем сравнение рейтинговых шкал за четыре квартала 2010 года — 2010:1–2010:4 (см. рис. 22–30)

Практический интерес представляет соответствие рейтингов в районе их градаций, соответствующих критериям принятия решения ЦБ РФ. Если в качестве примера взять точку отсечения *B3* по шкале Moody's, то ее сопоставление градациям в других рейтинговых шкалах по рассмотренным периодам представлено в табл. 1. При этом подтверждается определенная стабильность полученного соответствия по отношению к изменению обучающего интервала.

В таблице 2 приведена визуализация множественного сопоставления рейтингов по результатам, полученным по данным четырех кварталов 2010 г. (рис. 22–30).

Таблица 1. Соответствие уровня отсечения точки *B3* по шкале Moody's градациям в других шкалах по разным периодам

Сокращ. название	Рейтинг	2009:3–2010:4	2007:1–2010:4	2010:1–2010:4
M	Moody's	<i>B3</i> и выше	<i>B3</i> и выше	<i>B3</i> и выше
SP	Standard&Poors	(CCC+) <i>B-</i> и выше	(CCC) CCC+ и выше	(CCC+) <i>B-</i> и выше
SP_RU	Standard&Poors Rus	(<i>ruBBB-</i>) <i>ruBBB</i> и выше	<i>ruBB</i> и выше	(<i>ruBBB-</i>) <i>ruBBB</i> и выше
M_RU	Moody's Rus	(<i>Ba1.ru</i>) <i>Baa3.ru</i> и выше	<i>Ba1.ru</i> и выше	<i>Ba1.ru</i> и выше
F	Fitch	CCC и выше	CCC+ и выше	CCC и выше
F_RU	Fitch Rus	(<i>B- (rus)</i>) <i>B (rus)</i> и выше	(<i>B- (rus)</i>) <i>B+ (rus)</i> и выше	<i>B- (rus)</i> и выше
AKM	AK&M	(<i>B++</i>) <i>A</i> и выше	<i>B++</i> и выше	(<i>B++</i>) <i>A</i> и выше
ERA	Эксперт	(<i>B+</i>) <i>B++</i> и выше	<i>B++</i> и выше	(<i>B+</i>) <i>B++</i> и выше
RR	РусРейтинг	(<i>B</i>) <i>B+</i> и выше	(<i>B-</i>) <i>B</i> и выше*	(<i>B</i>) <i>B+</i> и выше
NRA	НРА	(<i>BBB</i>) <i>BBB+</i> и выше	(<i>BBB</i>) <i>BBB+</i> и выше	(<i>BBB</i>) <i>BBB+</i> и выше

* Поскольку для этого случая многочлен 3-ей степени оказался немонотонным (рис. 19), приведено соответствие по многочлену 1-ой степени (см. рис. 21).

4. Заключение

В работе предложена методика сопоставления 10 рейтинговых шкал агентств, присваивающих рейтинги российским банкам. Методика основана на сравнении рейтингов на основе их эконометрических моделей, построенных по финансовым и другим показателям банков.

Проведено тестирование методики на реальных данных по рейтингам российских банков и их квартальным показателям за период 2006:1–2010:4. Результаты сравнения несколько зависят от периода, что, видимо, объясняется двумя причинами:

- 1) влиянием кризиса 2008–2009 годов;
- 2) изменением методики присвоения рейтингов некоторыми агентствами.

Результаты подтверждают тезис о том, что объективное сопоставление рейтинговых шкал не должно быть основано только на сопоставлении пар рейтингов, присвоенных каждому из банков агентствами. Методика сопоставления рейтингов должна также учитывать финансовые и другие показатели банков, учитываемые экспертами агентств при выставлении рейтинга.

После некоторой доработки (более тщательный отбор факторов, включенных в модели рейтингов) методика может быть предложена к использованию в практической деятельности.

Авторы благодарны студентке РЭШ И. М. Плаховой за помощь в работе.

Список литературы

Айвазян С. А. (2000). *Интегральные индикаторы качества жизни населения: их построение и использование в социально-экономическом управлении и межрегиональных сопоставлениях*. М.: ЦЭМИ РАН.

Айвазян С. А. (2003). К методологии измерения синтетических категорий качества жизни населения. *Экономика и математические методы*, 39 (2), 33–53.

Айвазян С. А. (2005). Россия в межстрановом анализе синтетических категорий качества жизни населения: анализ российской траектории на стыке XX–XXI вв. (1995–2004). *Мир России*, 1, 62–88.

Айвазян С. А. (2010). *Методы эконометрики*. М.: Магистр.

Карминский А. М. (2010). Модели корпоративных кредитных рейтингов. *Препринт РЭШ WP/2010/086*.

Карминский А. М., Пересецкий А. А. (2007). Модели рейтингов международных агентств. *Прикладная эконометрика*, 1, 3–19.

Карминский А. М., Пересецкий А. А., Головань С. В. (2005). Модели рейтингов российских банков. Построение, анализ динамики и сравнение. *Препринт РЭШ 2005/049*.

Карминский А. М., Пересецкий А. А., Рыжов А. В. (2006). Модели рейтингов банков для риск-менеджмента. *Управление финансовыми рисками*, 4, 362–373.

Карминский А. М., Солодков В. М. (2010). Единое рейтинговое пространство: проблемы и решения. *Аналитический банковский журнал*, 10, 58–64.

Карминский А. М., Сосюрко В. В. (2010). Сравнительный анализ моделей формирования рейтингов. *Финансовая аналитика: проблемы и решения*, 14 (38), 2–9.

Краснодар (2007). Итоговый отчет по НИР «Измерение синтетических категорий качества жизни населения Краснодарского края» (Госконтракт № КГ РК-2007/43 от 04.09.2007). Сентябрь 2007 г.

Магнус Я. Р., Катышев П. К., Пересецкий А. А. (2007). *Эконометрика. Начальный курс*. 8-е изд. М.: Дело.

Москва (2008). Отчет по 1-му этапу НИР по теме «Разработка стратегии развития г. Москвы на период до 2025 г.», п/тема «Оценка и анализ динамики качества жизни населения Москвы» (Госконтракт № ДЭПР/250-01-07 от 22.10.2007). Апрель 2008 г.

Пересецкий А. А. (2009). Измерение компоненты внешней поддержки рейтингов агентства Moody's. *Прикладная эконометрика*, 2, 3–23.

Пересецкий А. А., Карминский А. М., ван Суст А. Г. О. (2004). Моделирование рейтингов российских банков. *Экономика и математические методы*, 40 (4), 10–25.

Рожков Н. Н. (2006). Система перезачета оценок успеваемости — инструмент поддержки академической мобильности. *Университетское управление: практика и анализ*, 5, 104–113.

Самара (2005). Итоговый отчет по НИР «Разработка интегрального показателя, отражающего основные тенденции динамики качества жизни населения Самарской области» (Госконтракт № 249 от 02.08.2005). Декабрь 2005 г.

Смирнов С. Н., Шоломицкий А. Г. (2010). Сопоставление качества рейтингов российских банков. *Препринт ВШЭ WP16/2010/03*.

Хейнсворт Р. (2009). Сопоставимость уровней кредитных рейтингов, присвоенных разными агентствами. *Деньги и Кредит*, 12, 46–50.

Эксперт РА (2006). Новые правила размещения страховых резервов: требования к рейтингам банков. *Аналитическая записка*, май 2006.

Afonso A. (2002). Understanding the determinants of government debt ratings: Evidence for the two leading agencies. Department of Economics at the School of Economics and Management, Technical University of Lisbon, *Working Papers*, No 2002/02.

Aivazian S. A. (2005). Synthetic indicators of quality of life: Construction and utilization for social-economic management and comparative analysis. *Austrian Journal of Statistics*, 34 (1), 69–77.

Baltatescu S. (2002). Problems of transforming scales of life satisfaction. *Euromodule workshop, presentation*, 2002. <http://www.bsrgiu.rdsor.ro/works/present/presenten.htm>.

Basel Committee on Banking Supervision (2001). The New Basel Capital Accord. *Consultative Document, Bank for International Settlements, January*. <http://www.bis.org/publ/bcbsca03.pdf>.

Colman A., Norris C., Preston C. (1997). Comparing rating scales of different length: equivalence of scores from 5-point and 7-point scales. *Psychological Reports*, 80, 355–362.

Dow J., Fox R., Hayes W., Marshall D. (2002). National ratings: Methodology update. *Fitch. Criteria Report*. <http://www.fitchratings.com.bo/Upload/metodolog%C3%ADaRatings.pdf>.

Liss H., Fons J. (2006). Mapping Moody's national scale ratings to global scale ratings. *Moody's Rating Methodology, December*. http://www.moody.com.br/brasil/pdf/Mapeamento_Dez_06e.pdf.

Morgan D. (2000). Rating banks: Risk and uncertainty in an opaque industry. *American Economic Review*, 92 (4), 874–888.

Pagratis S., Stringa M. (2009). Modelling bank credit ratings: A reasoned, structured approach to Moody's credit assessment. *International Journal of Central Banking*, 5 (2), 1–39.

Soest A. H. O., Karminsky A. M., Peresetsky A. A. (2003). An analysis of ratings of Russian banks. *Tilburg University CentER Discussion Paper Series*, 2003, nr. 85.

Приложение

На рисунках 3–11 представлены отображения рейтинговых шкал различных агентств в шкалу Moody's по данным за период 2009:3–2010:4.

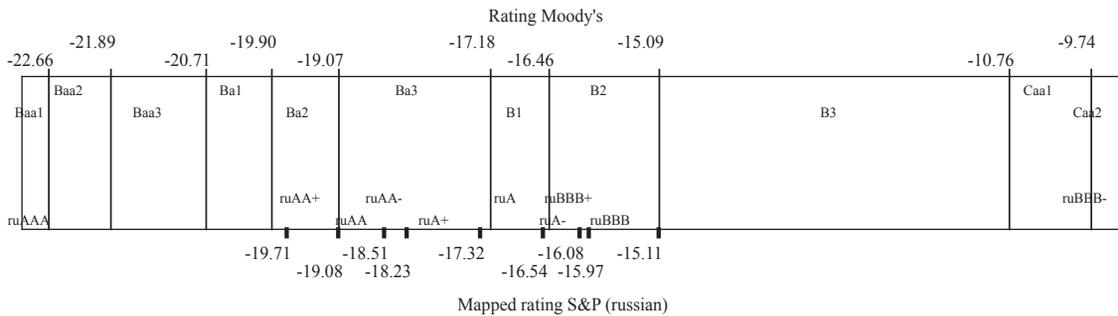


Рис. 3. Отображение шкалы S&P (Russian) в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

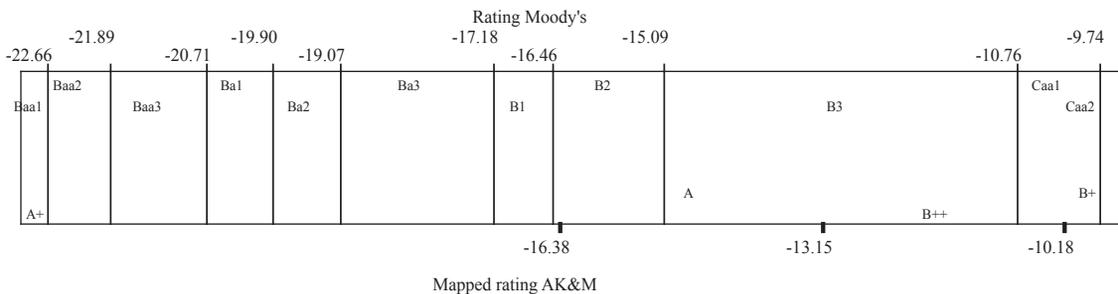


Рис. 4. Отображение шкалы АК&М в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

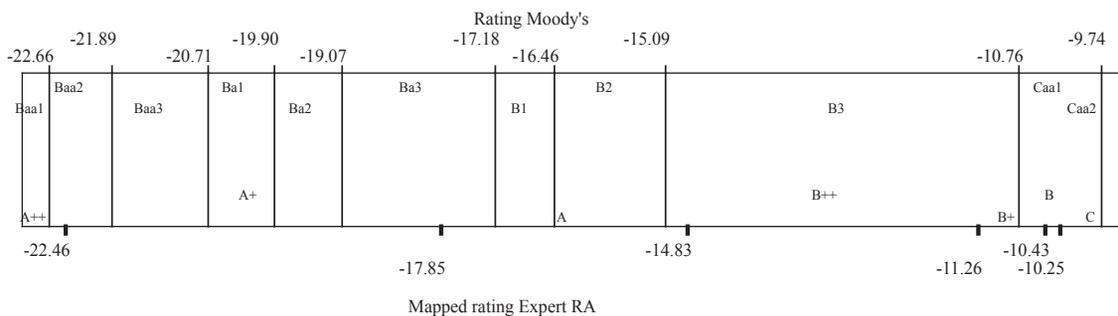


Рис. 5. Отображение шкалы Эксперт в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

С. А. Айвазян, С. В. Головань, А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

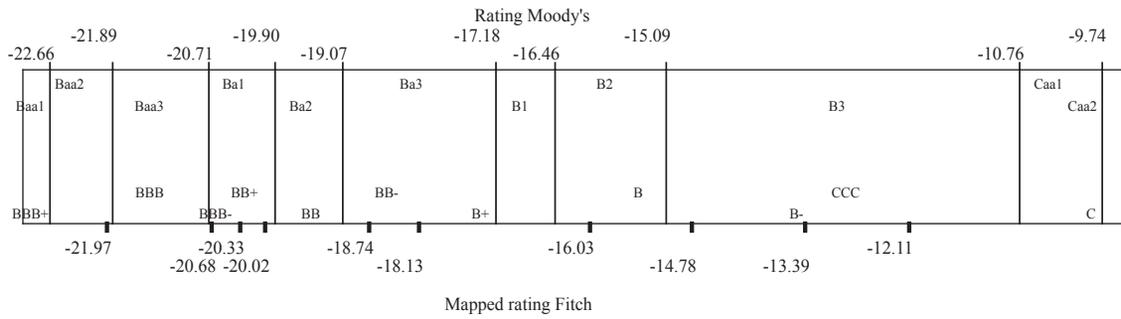


Рис. 6. Отображение шкалы Fitch в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

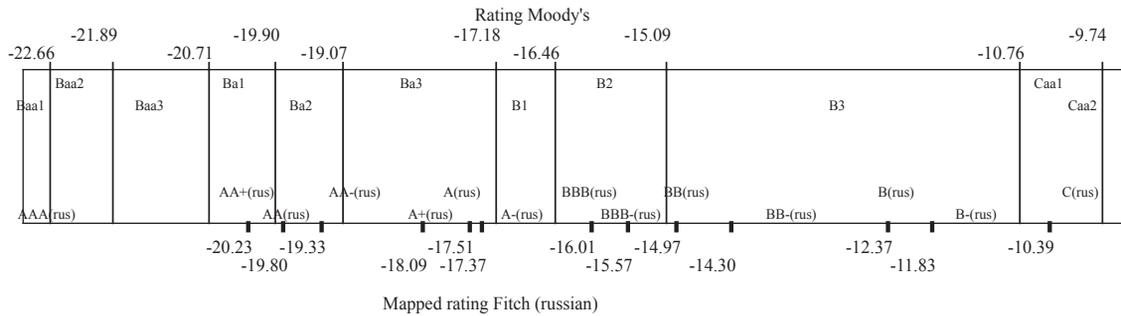


Рис. 7. Отображение шкалы Fitch (Russian) в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

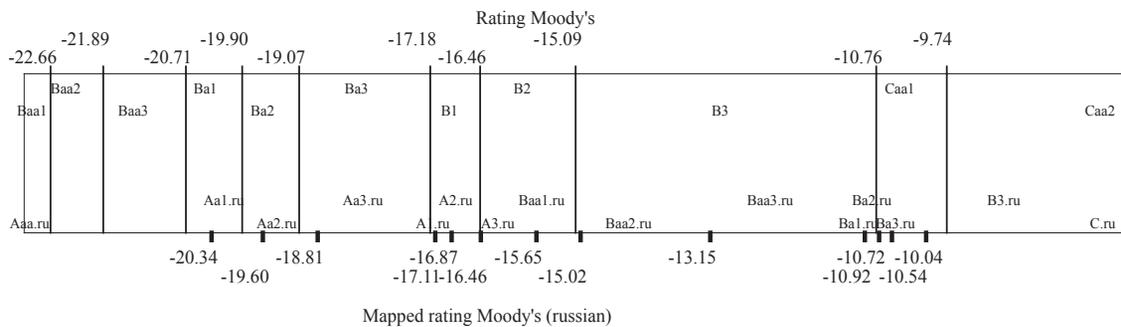


Рис. 8. Отображение шкалы Moody's (Russian) в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал

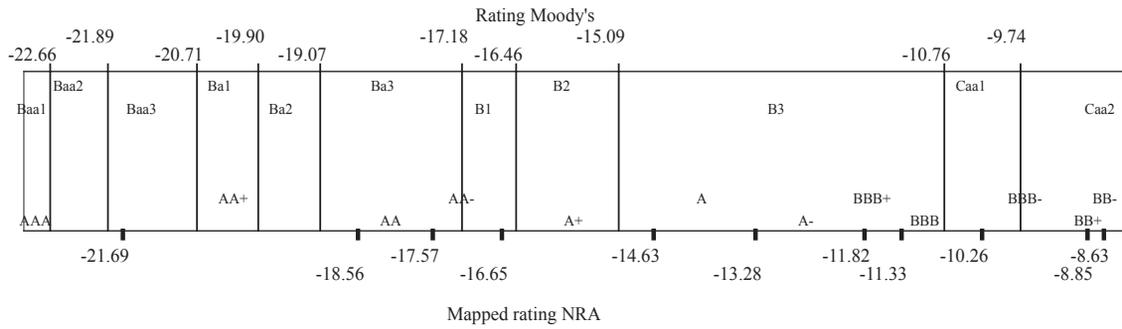


Рис. 9. Отображение шкалы НРА в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

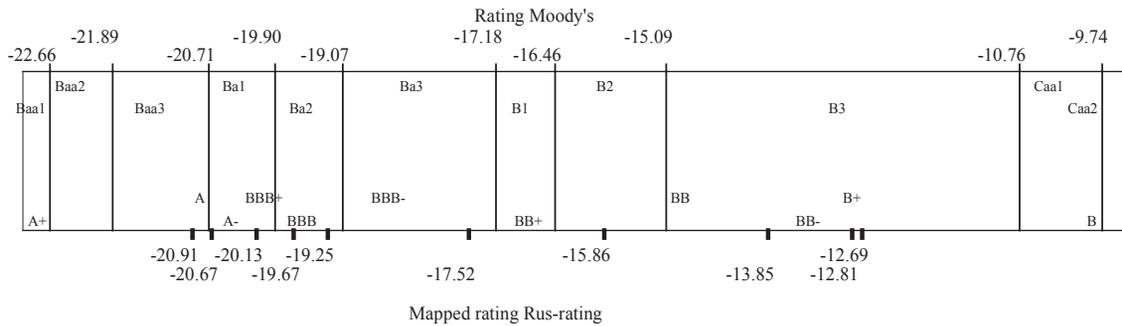


Рис. 10. Отображение шкалы РусРейтинг в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

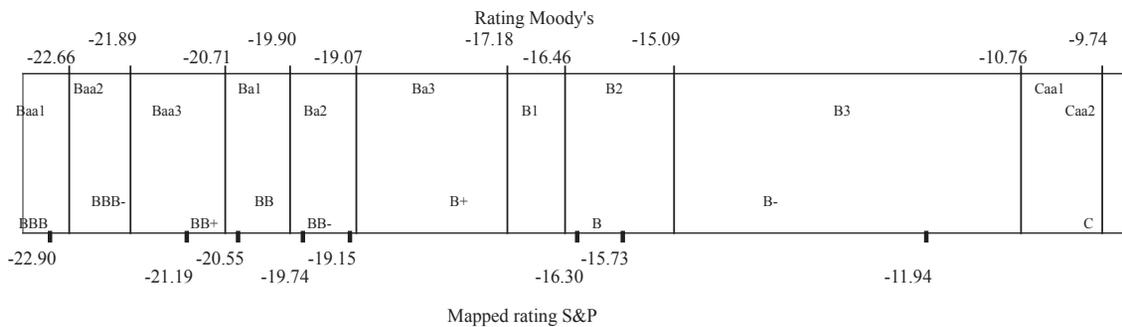


Рис. 11. Отображение шкалы S&P в шкалу Moody's, 2009:3–2010:4

С. А. Айвазян, С. В. Головань, А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

На рисунках 12–20 представлены отображения различных рейтинговых шкал в шкалу Moody's, построенные по данным за 16 кварталов 2007:1–2010:4.

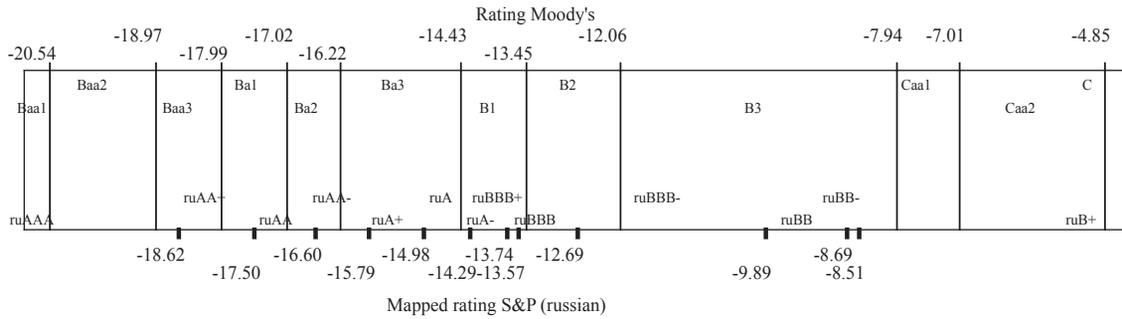


Рис. 12. Отображение шкалы S&P (Russian) в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

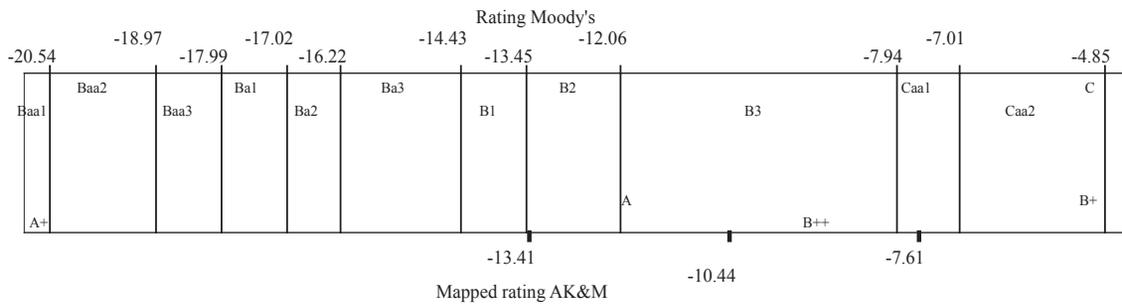


Рис. 13. Отображение шкалы AK&M в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

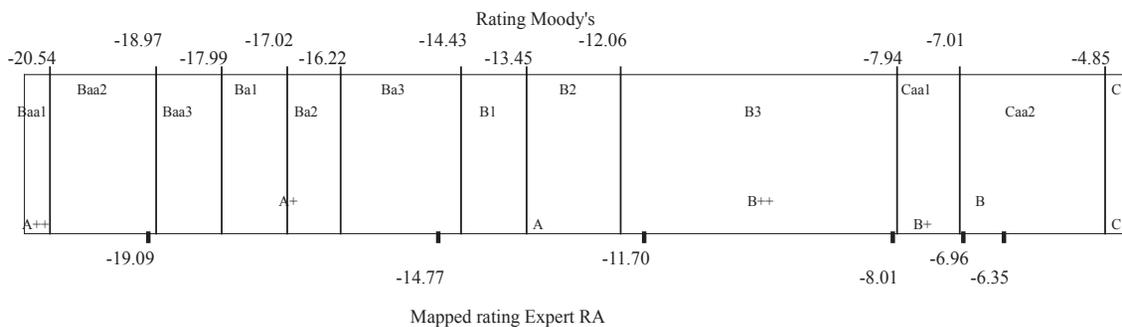


Рис. 14. Отображение шкалы Эксперт в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал

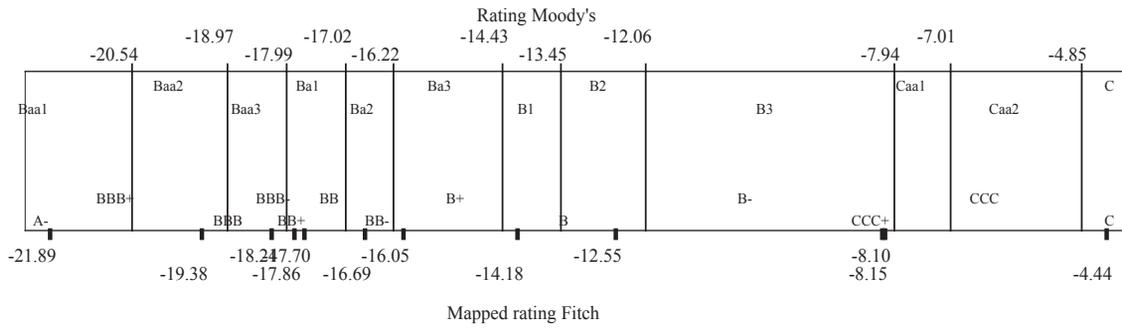


Рис. 15. Отображение шкалы Fitch в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

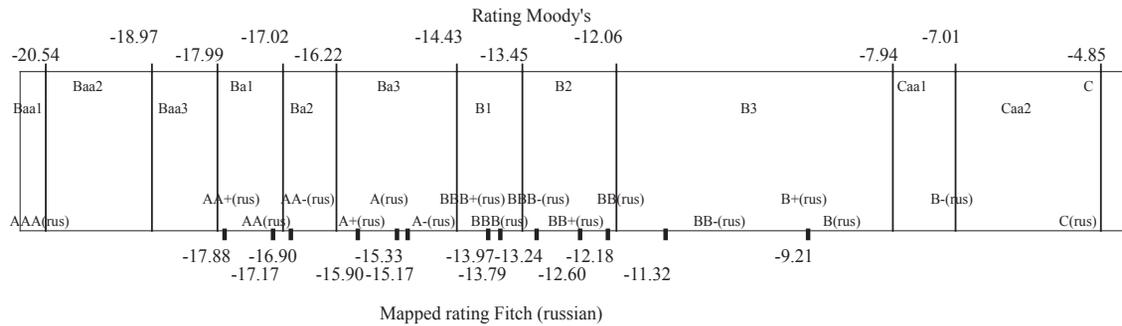


Рис. 16. Отображение шкалы Fitch (Russian) в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

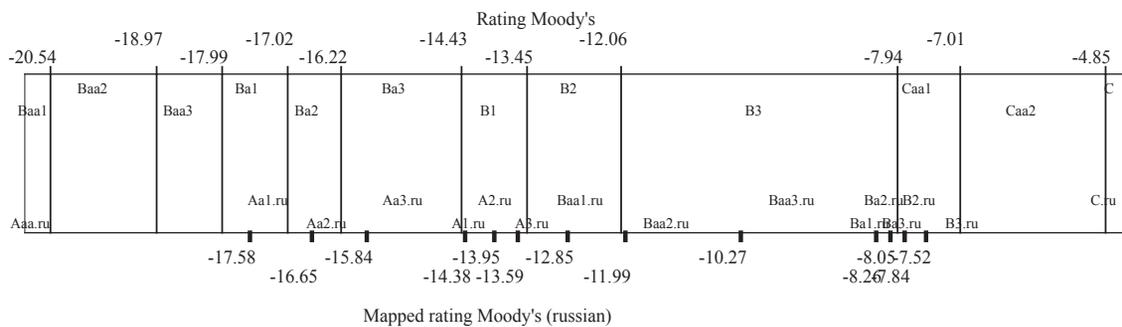


Рис. 17. Отображение шкалы Moody's (Russian) в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

С. А. Айвазян, С. В. Головань, А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

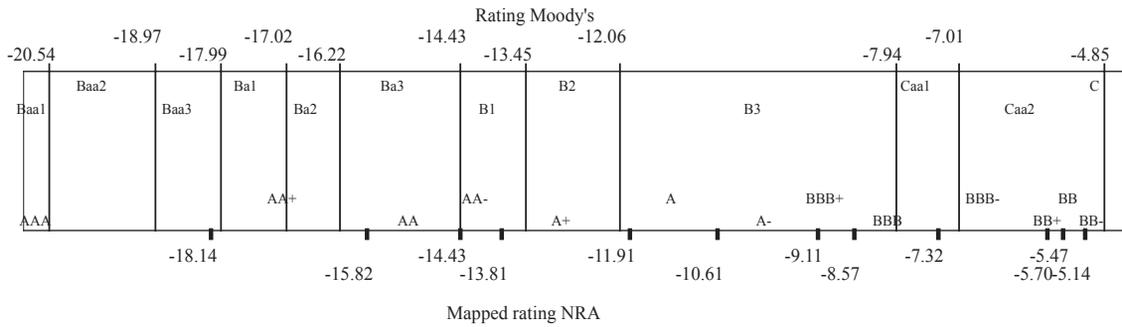


Рис. 18. Отображение шкалы НРА в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

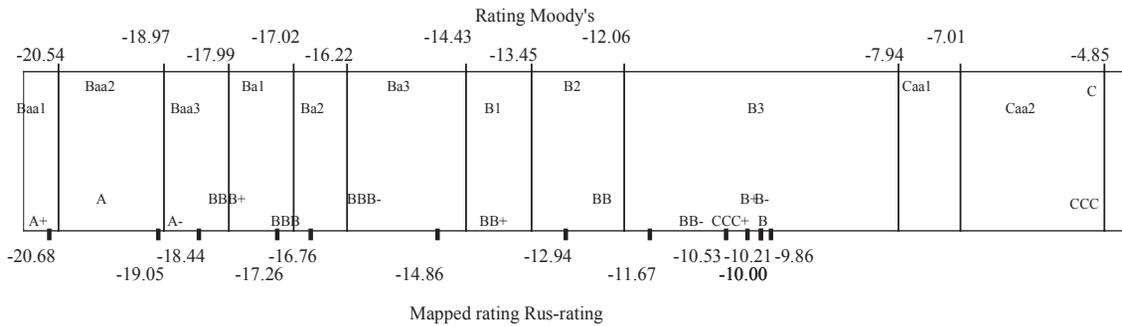


Рис. 19. Отображение шкалы РусРейтинг в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

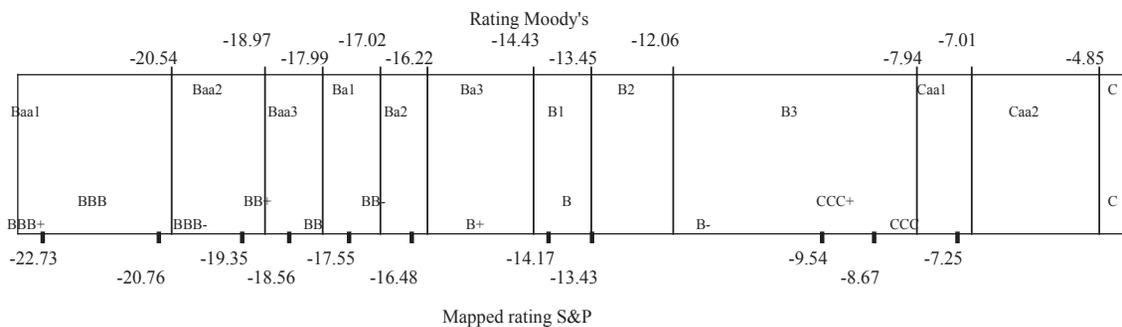


Рис. 20. Отображение шкалы S&P в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4

О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал

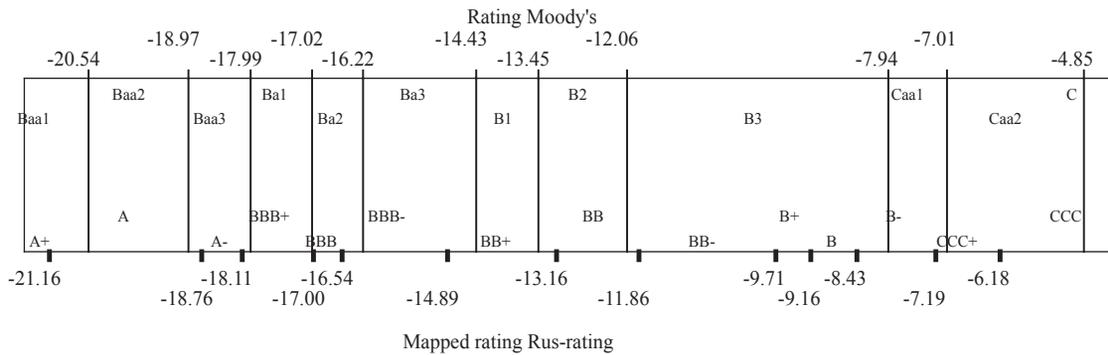


Рис. 21. Отображение шкалы Рус Рейтинг в шкалу Moody's, 2007:1–2010:4 с использованием многочлена 1-ой степени

На рисунках 22–30 представлены отображения различных рейтинговых шкал в шкалу Moody's, построенные по данным 2010:1–2010:4.

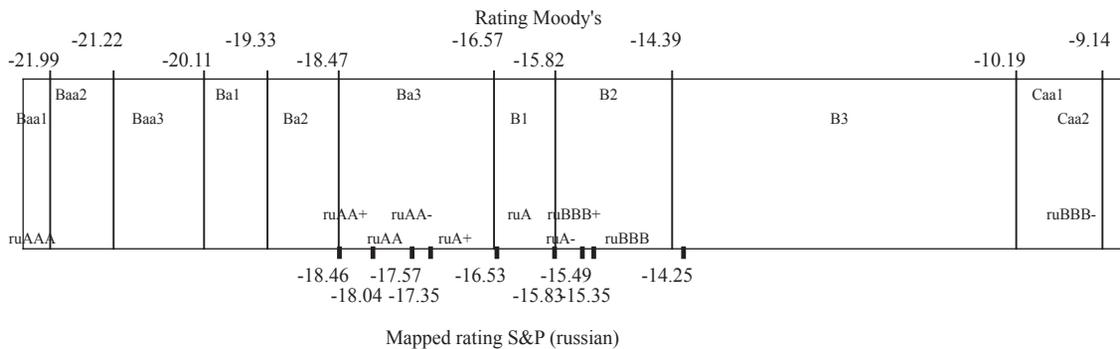


Рис. 22. Отображение шкалы S&P (Russian) в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

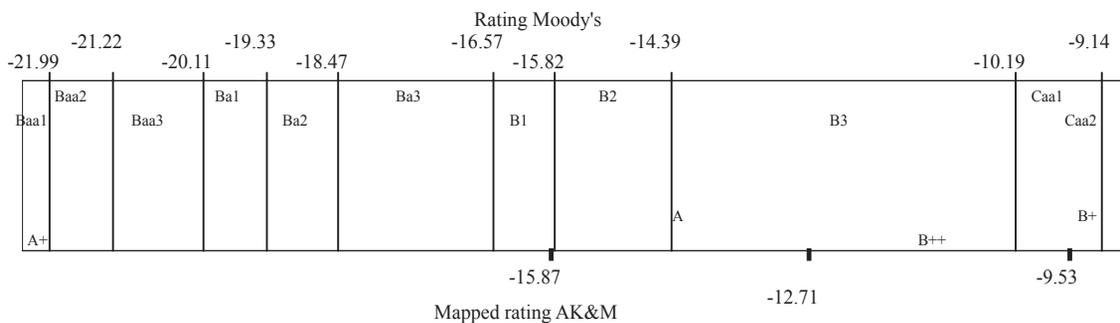


Рис. 23. Отображение шкалы АК&М в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

С. А. Айвазян, С. В. Головань, А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

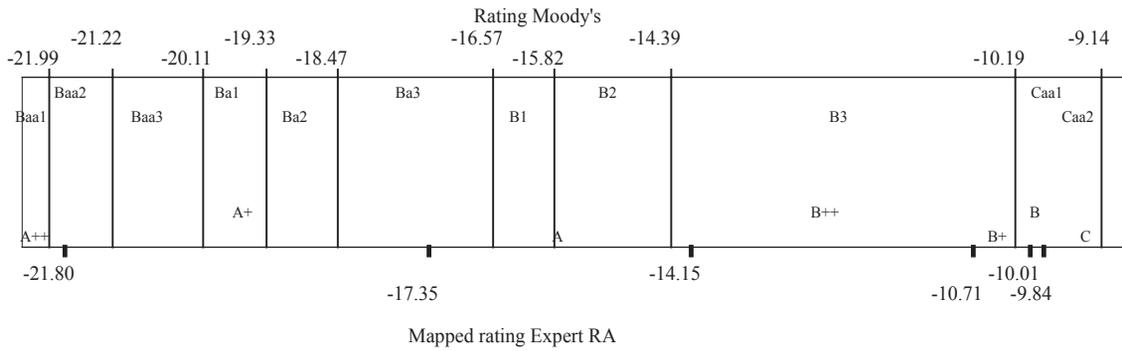


Рис. 24. Отображение шкалы Эксперт в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

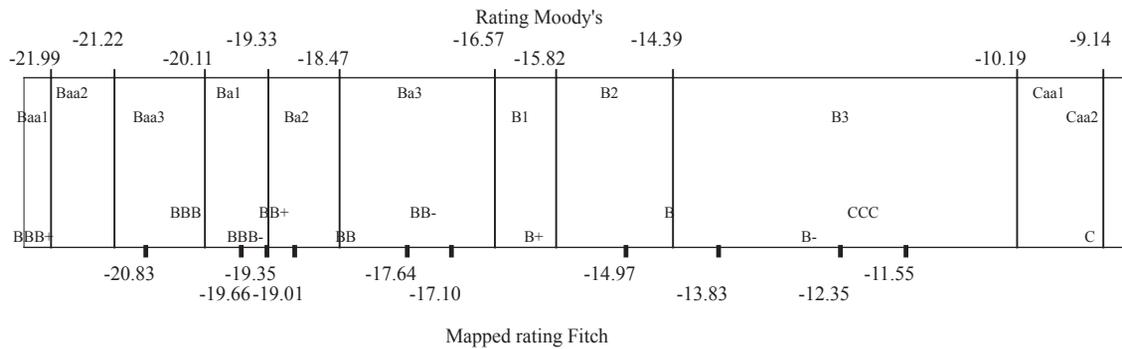


Рис. 25. Отображение шкалы Fitch в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

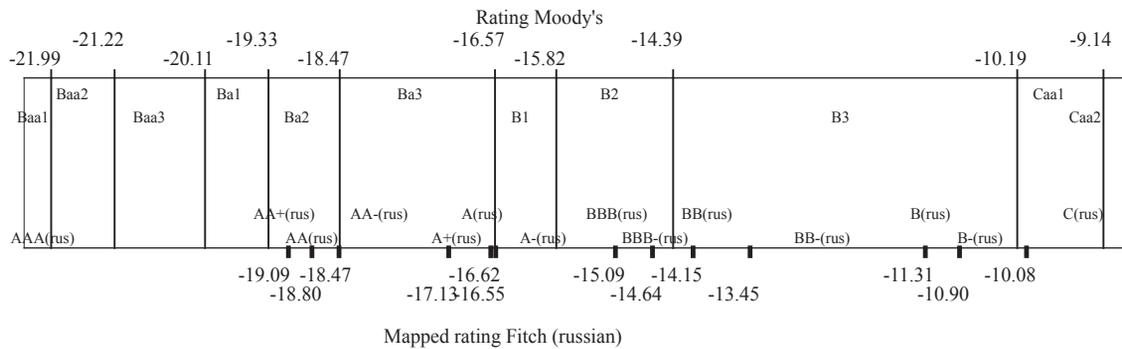


Рис. 26. Отображение шкалы Fitch (Russian) в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал

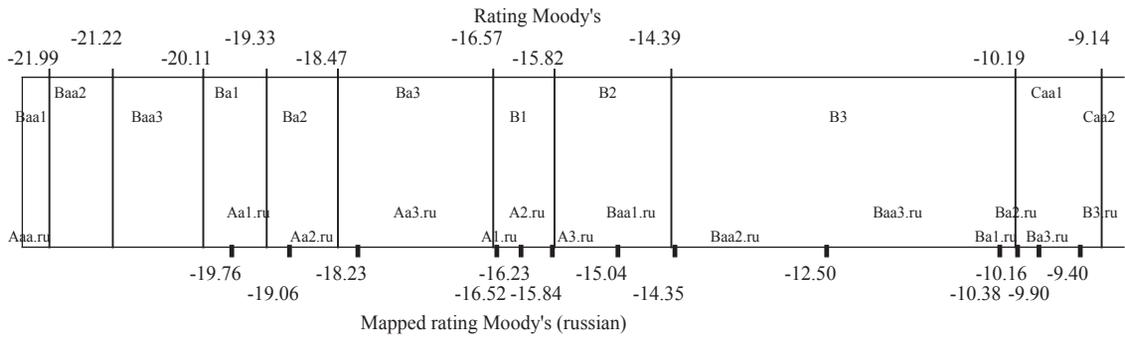


Рис. 27. Отображение шкалы Moody's (Russian) в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

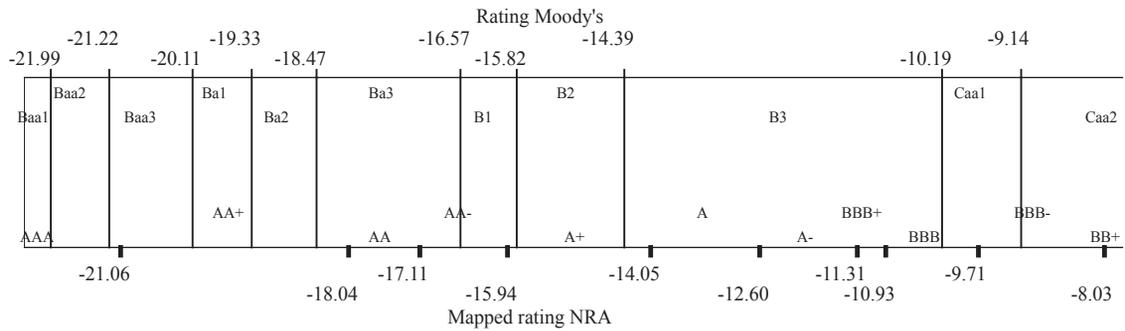


Рис. 28. Отображение шкалы НРА в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

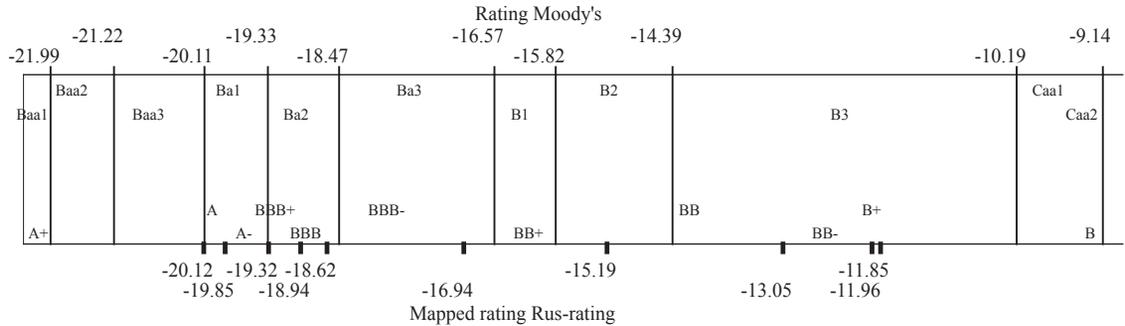


Рис. 29. Отображение шкалы РусРейтинг в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

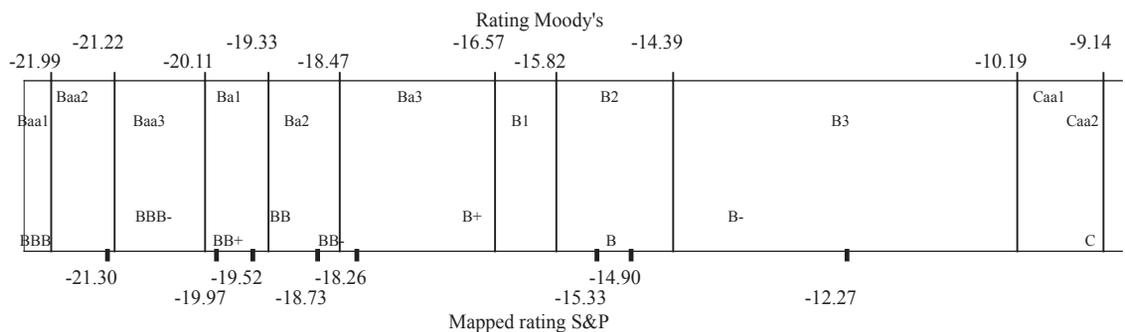


Рис. 30. Отображение шкалы S&P в шкалу Moody's, 2010:1–2010:4

С. А. Айвазян, С. В. Головань, А. М. Карминский, А. А. Пересецкий

Таблица 2. Соответствие между рейтинговыми шкалами по данным 2010:1–2010:4

M	M RU	SP	SP RU	F	F RU	AKM	ERA	NRA	RR				
Baa1	Aaa.ru	BBB	ruAAA	BBB+	AAA(rus)	A+	A++	AAA	A+				
Baa2							BBB-			BBB	A+	AA+	A
Baa3													
Ba1	BB	BB+	AA+(rus)	BBB+									
Ba2					BB-	ruAA+	BB	AA(rus)	BBB				
										Ba3	ruAA	BB-	AA-(rus)
B1	ruAA-	ruA+	BB-	A+,A(rus)	AA	BBB-							
							A1.ru	B+	ruA	B+	A-(rus)	A	AA-
A2.ru	ruA-	ruBBB+	B	BBB(rus)	A	A+							
							A3.ru	B	ruBBB	B	BB-(rus)	A	A+
Baa1.ru	B-	ruBBB-	B-	BB(rus)	B++	A							
							Baa2.ru	C	ruBBB-	CCC	BB-(rus)	B++	A-
Baa3.ru	ruBBB-	ruBBB-	CCC	B(rus)	B++	BBB+							
							Ba1.ru	C	ruBBB-	C	B-(rus)	B++	B
Ba2.ru	C	ruBBB-	C	C(rus)	B++	B							
							Ba3.ru	C	ruBBB-	C	C(rus)	B++	B
Caal	B3.ru ?	C	ruBBB-	C	B++	C ?							
							B3.ru ?	C	ruBBB-	C	C(rus)	B++	C ?

О подходах к сопоставлению рейтинговых шкал

Примечание. Расшифровка аббревиатур различных рейтинговых агентств приведена в табл. 1.