ОТЧЕТ
О НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОЙ РАБОТЕ

***«РЕЙТИНГОВАЯ ОЦЕНКА
ТЕРРИТОРИАЛЬНЫХ ТАКСОНОВ ВОРОНЕЖСКОЙ ОБЛАСТИ
НА ПРЕДМЕТ ИХ ИНВЕСТИЦИОННОЙ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ
С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОГО ПОДХОДА»***

Воронеж, 2011 г.

СПИСОК ИСПОЛНИТЕЛЕЙ

Давнис Валерий Владимирович – научный руководитель, д.э.н., проф.

Коротких Вячеслав Владимирович – исполнитель, асп.

Беридзе Давид Малхазович – исполнитель, студ.

Савушкин Алексей Иванович – исполнитель, студ.

Табатадзе Нана Гурамовна – исполнитель, студ.

РЕФЕРАТ

Отчет 97 стр., 27 таблиц, 19 источников, 26 приложений.

РЕЙТИНГОВОЕ ОЦЕНИВАНИЕ, ИНВЕСТИЦИОННАЯ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТЬ

Целью настоящего исследования является разработка методики рейтингового оценивания территориальных таксонов и муниципальных образований на предмет их инвестиционной привлекательности с использованием эконометрического подхода.

В качестве объектов настоящего исследования были выбраны территориальные таксоны Центрального Федерального округа РФ, а также муниципальные образования на территории Воронежской области.

В процессе работы рассмотрены теоретические основы рейтингового оценивания, выделены ключевые этапы процедуры определения рейтинговых оценок, сформирована база данных о социально-экономическом состоянии территориальных таксонов ЦФО и муниципальных образований Воронежской области, проведены соответствующие полномасштабные расчету по рейтинговому оцениванию названных объектов за ряд лет.

В результате исследования была сформирована комплексная методология рейтингового оценивания инвестиционной привлекательности, включающая как экспертные методы, так и формальные эконометрические, определены показатели, лежащие в основе формирования рейтинговых оценок, произведено экспертное оценивание потенциала инвестиционной привлекательности территориальных таксонов ЦФО и муниципальных образований Воронежской обрасти.

Результаты исследования могут быть использованы при определении потенциала территориальных таксонов в целях обоснования целесообразности инвестирования средств в их развитие.

Степень внедрения – разработка методического обеспечения по рейтинговому оцениванию инвестиционной привлекательности.

СОДЕРЖАНИЕ

1. КЛЮЧЕВЫЕ ИДЕИ И ОСНОВНЫЕ ЭТАПЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ РЕЙТИНГОВЫХ ОЦЕНОК

1.1. Рейтинг: определение и содержательный смысл

Рейтинговые оценки, в силу своей адекватности современным реалиям, в настоящее время стали не только модным, но и широко востребованным инструментом обоснования принимаемых в экономике решений. В общем случае под рейтингом понимают комплексную оценку состояния субъекта, которая позволяет отнести его к некоторому классу или категории. Данное определение, правильно отражая суть рейтинга, в то же время не обеспечивает требуемый уровень формализации этого понятия, что затрудняет не только реализацию эконометрического подхода, но и любое моделирование рейтинговых оценок. Более того, методики, которыми пользуются рейтинговые агентства, известны очень узкому кругу лиц и, фактически, являются секретным методологическим и методическим оружием этих агентств. В сложившейся ситуации, когда практически отсутствует единое представление о механизмах, лежащих в основе формирования рейтингов, не всем удается достичь понимания истинного смысла этих оценок. Во многих прикладных исследованиях встречается даже некорректное использование самого понятия «рейтинг» («rating»), чье истинное содержание заменяют содержанием понятия «рэнкинг» («ranking»).

В обобщенном виде комплексный характер рейтинговых оценок требует для своего определения соответствующий комплекс методов и моделей, предусматривающий обработку как фактографической, так и субъективной информации, используемой в этих оценках. В этом комплексе используется достаточно большое разнообразие методов. Причем многие из них представляют собой альтернативу друг другу, в том смысле, что для получения рейтинговой оценки достаточно использовать только один метод из альтернативного их множества. Ниже в ходе описания математического аппарата приведены методы, которые, на наш взгляд, являются базовыми, т.к. обеспечивают решение всех задач, возникающих в процессе формирования рейтинговых оценок.

Рейтинговые оценки, как правило, идентифицируются в шкале, представляющей собой результат комбинирования номинальной и ранговой шкал. Таким образом, под рейтингом будем понимать качественную порядковую переменную, с помощью которой объект относится к соответствующему классу.

Вполне закономерно возникают следующие вопросы. Как интерпретировать переменную, которая обладает одновременно и свойством номинальной шкалы, и свойством ранговой шкалы? Какие эконометрические модели можно применить для описания такой переменной? Очевидно, что переменная с названными свойствами имеет двойное применение. По значению этой переменной можно без сравнения с другими определить возможности и потенциал анализируемого объекта. Например, если это субъект РФ, то по определению его рейтинг позволяет определить предпочтительную модель региональной политики, его ресурсный и производственный потенциал и пр. Эти решения будут приниматься вне зависимости от того какие рейтинги имеют остальные объекты в рассматриваемой совокупности. Но если возникает вопрос о предпочтительности, то между собой объекты можно сравнить по рейтингу и сделать обоснованный выбор. Другими словами, рейтинги позволяют пользоваться либо только номинальной шкалой, либо сначала провести сравнение в ранговой шкале, а уж потом воспользоваться номинальной шкалой.

Неслучайно в международной практике принята символьная форма обозначений рейтингов. Именно с помощью символьной формы специального вида удается обозначить переменную, измерение которой осуществляется в двух различных шкалах. Сформулированное выше определение позволяет осуществлять взаимнооднозначный переход от символьного представления рейтинговых оценок к числовому виду. Это очень важный факт, т.к. становится возможным применение эконометрических моделей специального вида для формирования рейтинговых оценок.

1.2. Теоретические основы формирования номинальной составляющей рейтинговой шкалы

Перед тем как непосредственно перейти к изложению эконометрического подхода к моделированию рейтинговых оценок, рассмотрим его специфику. Преследуя цель формализованного описания, мы будем рассматривать ранжированные классы, т.е. классы таких объектов, для которых одновременно устанавливается и принадлежность к классу, и порядковое отношение с объектами только других классов. Предлагаемый эконометрический подход требует численные данные, иллюстрирующие состояния оцениваемых объектов на протяжении определенного периода времени. В этом массиве должны быть данные, характеризующие объекты с различных сторон, т.е. включать финансово-экономические, социальные, и, например, экологические показатели деятельности объекта. Только в этом случае эконометрическая модель, построенная на основе специальным образом обработанных данных, сумеет правильно распознать состояния, в которых может находиться оцениваемые объекты, и присваивать соответствующие рейтинги.

В упрощенной постановке, когда предполагается, что номинальная составляющая состоит из двух классов, это задача, для решения которой обычно рекомендовано применять дискриминантный анализ. Смысл такого анализа заключается в построении гиперплоскости, разделяющей эти два класса на два непересекающихся множества. Назначение гиперплоскости заключается в возможности отнесения объектов рейтингового оценивания к одному из выделенных классов. В случае трех и более классов требуется построить несколько гиперплоскостей, что усложняет практическое использование дискриминантного анализа, снижая тем самым эффективность этой процедуры.

Современный аппарат эконометрического анализа располагает моделями, с помощью которых удается решить подобную задачу, а полученное решение более удобно для содержательной интерпретации и практического использования. Применение этого аппарата требует разработки специальных схем с описанием и рекомендациями по подготовке необходимого массива данных, построению и проверке статистической значимости модели, содержательной интерпретации результатов моделирования.

Формирование номинально-ранговой шкалы происходит одновременно с формированием рейтинговых оценок и осуществляется в несколько этапов. Прежде всего, анализируемые объекты разделяются на классы, согласно количественным значениям показателей, используемых в рейтинговом оценивании. Данная процедура лежит в основе формирования номинальной составляющей рейтинговой шкалы. Номинальная составляющая интерпретируется как инструмент разделения на классы однородных объектов. В случае принадлежности одному и тому же классу объектам присваиваются одинаковые рейтинговые оценки. На втором этапе происходит ранжирование полученных классов, т.е. формирование ранговой составляющей шкалы. Ранжированием завершается формированием рейтинговой шкалы, а точнее данных, сгенерированных рейтинговой шкалой.

В наиболее общем виде идентификация номинальной составляющей основывается на методологии многомерного кластерного анализа. Кластерный анализ представляет собой статистический метод, используемый для разделения многомерных объектов или событий на однородные группы – кластеры. Представители в рамках каждой выделенной группы должны быть похожи в большей степени друг на друга, чем на представителей других групп. Верно и обратное. Они должны отличаться от представителей других групп сильнее, чем от представителей собственной группы. Один и тот же рейтинг может быть присвоен разным объектам, что свидетельствует о реальном существовании однородных классов. В этом нет ничего противоестественного. Кластеризация является обязательным этапом в процедуре рейтингового оценивания, но прикладные возможности методов кластеризации гораздо шире. Они используются при разработке экономических нормативов, проведении маркетинговых исследований, определении инвестиционной привлекательности регионов, а также при решении ряда других задач экономического содержания.

В задачах кластерного анализа исходные данные принято представлять в форме прямоугольной таблицы, каждая строка которой представляет результат измерения p показателей, характеризующих соответствующий объект:

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{pmatrix}, \tag{1.1}$$

где n – число объектов, подлежащих классификации.

Рассмотрим основные приемы, позволяющие представить исходный набор данных таким образом, чтобы он максимально способствовал адекватности проводимой кластеризации. Основная проблема заключается в принадлежности числовых значений показателей, входящих в матрицу, трем типам переменных: качественным, ранговым и количественным.

Качественные переменные, как правило, являются дискретными, принимая два и более значений. Несмотря на то, что в соответствие им ставят некоторые числа, они не отражают какую-либо упорядоченность значений качественных переменных. Этот факт нужно учитывать при определении близости между субъектами.

Значения ранговых переменных позволяют упорядочивать сравниваемые объекты. Но, хоть они и нумеруются натуральными числами, арифметические операции над значениями ранговых переменных, также как и над значениями качественных переменных, не имеют смысла.

Количественные переменные обладают свойством упорядоченности, и над ними, в отличие от других типов, можно проводить арифметические операции.

Желательно, чтобы вся таблица исходных данных соответствовала одному типу переменных, в противном случае переменные разных типов следует привести к какому-то одному типу.

Самой простой является процедура, предусматривающая сведения всех переменных к качественному типу. Суть этой процедуры в следующем. Если есть количественные данные, то сначала их сводят к ранговым, для чего область значений количественных переменных разбивают на интервалы, которые нумеруют числами натурального ряда. Полученные ранговые переменные считают качественными, не учитывая упорядоченность их значений. Полученные качественные переменные переводятся в дихотомические. Трансформация осуществляется в соответствии с правилом, когда каждое из возможных значений качественной переменной заменяется на 1, если качественная переменная приняла это значение, и 0 – в противном случае.

В ситуациях, когда все показатели количественные, исследователь сталкивается с необходимостью их нормирования. С помощью нормирования удается сделать значения показателей сопоставимыми. Так, например, при классификации промышленных предприятий по результатам финансово-хозяйственной деятельности в описание включаются такие показатели, как прибыль, рентабельность, себестоимость, коэффициент общей ликвидности и пр. По величине прибыли предприятия могут различаться на десятки и сотни тысяч единиц, а по рентабельности – на единицы, а то и десятые доли единицы. Такая несопоставимость практически перечеркивает идею многомерной классификации, так как она автоматически будет осуществляться по более масштабному показателю. Поэтому процедуре непосредственного разнесения объектов по классам должна предшествовать процедура приведения всех показателей к сопоставимому виду, которую принято называть нормированием.

В практике используются два подхода к нормированию. Один из них реализует статистическую стандартизацию, осуществляемой по формуле (1.2).

$$x_{ij}^{н} = \frac{x_{ij} - \overline{x}_j}{\sigma_j}, \tag{1.2}$$

где $x_{ij}^{н}$ – нормированный j-й показатель i-го объекта; x_{ij} – значение j-го показателя i-го объекта; $\overline{x}_j$ – среднее значение j-го показателя по всему множеству классифицируемых объектов; $j\ \sigma_j$ – среднеквадратическое отклонение j-го показателя.

При использовании такой нормировки все показатели, описывающие классифицируемый объект, приводятся к виду, когда среднее равно 0, а разброс вокруг среднего равен 1.

Второй подход, предусматривающий перенос интервала всех возможных значений показателя на промежуток $[0;1]$, осуществляется по формуле (1.3)

$$x_{ij}^{н} = \frac{x_{ij} - x_j^{\min}}{x_j^{\max} - x_j^{\min}}, \tag{1.3}$$

где $x_j^{\min} = \min_i \{x_{ij}\}$; $x_j^{\max} = \max_i \{x_{ij}\}$.

Таким образом, с помощью нормирования удается избавиться от нежелательных эффектов разномасштабности, возникающих при оценке степени схожести объектов.

Наиболее распространенными алгоритмами кластерного анализа является иерархические процедуры двух типов: агломеративные и дивизимные. В агломеративных алгоритмах начальным является разбиение, состоящее из n – одноэлементных классов, а конечным – из одного класса. В дивизимных все наоборот: начальным является один класс, а конечным – n-одноэлементных классов. Программная реализация иерархических процедур классификации предусмотрена в пакетах статистической обработки данных.

Адекватность формирования рейтинговой шкалы на основе эконометрического подхода практически на сто процентов зависит от того массива данных, которые используются для построения эконометрических моделей. Рассмотренные выше методы кластерного анализа применимы, когда в исходных данных, содержится информация обо всех возможных состояниях анализируемых объектов. Однако зачастую наблюдается отсутствие данных, необходимых для построения полномасштабной рейтинговой шкалы, отражающих и номинальные, и ранговые ее возможности.

В подобных ситуациях возникает проблема искусственного формирования необходимой выборочной совокупности, которую в дальнейшем будем называть псевдовыборочной совокупностью. Для этих целей, в основном, используются эксперты. Смысл основной задачи, стоящей перед экспертами, формирующими псевдовыборку, в том чтобы на данные выборочного множества перенести собственные представления о механизмах предполагаемых закономерностей между объясняющими переменными и ожидаемыми событиями. Тогда, если проведение такой процедуры было успешным, то по замыслу построенная модель должна отражать ту закономерность, руководствуясь которой эксперт оценивал степень воздействия выборочных значений на возможные проявления интересующего нас события. Таким образом, главное отличие псевдовыборки от выборки в том, что в ее данных содержится информация, которую эксперты сумели обнаружить и связать своими субъективными оценками со значениями зависимой переменной.

Способы формирования псевдовыборки во многом зависят от смыслового содержания решаемой задачи. В основном это задачи по формированию номинальной составляющей рейтинговой шкалы. Для этой цели используются не строго формализованные процедуры, поэтому для их успешного применения в каждом конкретном случае требуется вмешательство, корректирующее экспертные предпочтения. Рассмотрим ситуации, которые имеют место при формировании номинальной составляющей рейтинговой шкалы. Можно выделить три базовых процедуры, которые хотя и предназначены для решения одной и той же задачи, но отличаются принципами формирования псевдовыборки.

Первая процедура применяется в ситуации, когда псевдовыборку необходимо формировать непосредственно из выборочной совокупности с известными значениями дискретной зависимой и независимыми переменными. Это тот случай, когда взаимосвязь между дискретной зависимой переменной y_i и наборами независимых переменных $\mathbf{x}_i$ $(i=\overline{1,n})$ существует, но эксперты не совсем уверены в абсолютной правомерности и надежности такой связи. Применяя принцип усиления взаимосвязей субъективными мнениями, они своими оценками уточняют возможность появления соответствующего значения y_i при заданном наборе $\mathbf{x}_i$. Технически этот принцип легко реализуется. Процедуру, реализующую этот принцип можно сделать удобной и для экспертов и для практического использования результатов опроса экспертов. С этой целью уточняющие оценки рекомендуется, хотя и не обязательно, получать в баллах, пользуясь для этого шкалой с делениями от нуля до ста баллов. Таким образом, в результате опроса эксперта каждому наблюдению будет приписано определенное количество баллов. Причем, чем выше, по мнению эксперта, реальность наблюдаемого значения y_i при соответствующем наборе объясняющих переменных $\mathbf{x}_i$, тем больше баллов приписывается данному наблюдению. Количество баллов удобно интерпретировать как частоту (число случаев), с которой данное наблюдение тиражируется в выборочной совокупности.

Вторая процедура предусматривает случаи, когда выборочное множество состоит только из объясняющих переменных и требуется на основе принципа субъективной идентификации взаимосвязей восстановить значения дискретной зависимой переменной. В соответствии с этим принципом эксперт каждому набору объясняющих переменных выборочной совокупности ставит в соответствие одно из возможных значений зависимой переменной, реальность которого, по его мнению, имеет самую высокую вероятность.

В сформированной таким образом псевдовыборке содержится информация, отражающая субъективное мнение по поводу того, какие условия, описываемые объясняющими переменными, благоприятны, а какие нет. Другими словами, экспертами сгенерированы значения дискретной переменной, вероятность зависимости которых от значений объясняющих переменных, по их мнению максимальна. Естественно, эконометрическая модель, построенная по данным так сформированной псевдовыборки, будет являться довольно грубым приближением к той зависимости, которую эксперты пытались описать своими предпочтениями в процессе формирования дискретной зависимой переменной. Поэтому желательно провести некоторые уточнения, используя для этого, например, описанный выше принцип усиления взаимосвязей субъективными мнениями.

Использование рассмотренных принципов может быть как последовательным, так и параллельным. Последовательное применение фактически уже было рассмотрено. Процедура параллельного использования принципов, по сути, приводит к тем же результатам. В ее рамках предполагается, что одновременно с идентификацией дискретного значения оценивается и возможная частота появления идентифицированного значения в выборочной совокупности. Для этих целей можно использовать не только балльное оценивание, как в случае первой ситуации, но и другие процедуры экспертного оценивания, например, метод ранжирования или метод парных сравнений.

Особенность третьей процедуры в том, что она применяется в тех случаях, когда исследуемые объекты имеют не только описание в виде набора показателей, но и имена. Например, это могут быть фирмы с известным брендом, имена бизнесменов, зарекомендовавших себя надежными партнерами, вид деятельности, обеспечивающий высокий уровень доходов и т.п. Предполагается, что эксперты знакомы с этими объектами до такой степени, что способны указать свои предпочтения относительно их состояния. В принципе им могут быть известны и показатели, задающие формальное описание этих объектов. Но вне зависимости от уровня информированности экспертов, вне зависимости от полноты информационного описания этих субъектов эксперты имеют собственное представление об интегральной оценке, которую они могли считать за уровень надежности объектов. В этом случае процедура, используемая для формирования псевдовыборки, основана на применении принципа субъективных предпочтений. В соответствии с этим принципом все оцениваемые объекты ранжируются экспертами и распределяются по номинальной составляющей рейтинговой шкалы.

Сформированные псевдовыборочные совокупности в некотором смысле можно считать набором данных, который сгенерирован номинальной составляющей рейтинговой шкалы.

1.3. Эконометрический подход к уточнению номинальной составляющей рейтинговой шкалы

Очевидно, что экспертно-аналитические методы формирования номинальной составляющей далеко не всегда являются безупречными, как, впрочем, и большинство эвристических методов. В некотором смысле недостатком многомерной классификации можно считать неоднозначность получаемого результата при использовании различных методов кластерного анализа. Если, например, решение системы линейных уравнений с помощью двух различных методов приводит к получению одного и того же результата, то результаты классификации одного и того же набора данных с помощью двух различных методов, как правило, приводит к получению отличных группировок. Результаты впервые сформированной номинальной составляющей имеет смысл принимать за первый приближенный вариант группировки, который необходимо уточнить в процессе проводимого исследования.

Уточнение номинальной составляющей рейтинговой шкалы, целесообразно проводить с помощью эконометрической модели множественного выбора. Смысл уточнения заключается в том, чтобы путем изменения состава классов (если в этом возникнет необходимость) прийти к ситуации, когда специального вида эконометрическая модель, описывающая вероятностное распределение субъектов по классам в зависимости от некоторого набора факторов, демонстрирует высокий уровень достоверности. Процедура уточнения классификации осуществляется последовательно в несколько приемов. Первоначально все классы нумеруются в произвольном порядке. Обычно нумерация начинается с нуля и в случае, если мы имеем $J+1$ класс, субъектам в зависимости от их принадлежности приписываются номера $0, 1, 2, ..., J$. Затем строится специального вида регрессионная модель с зависимой переменной, значения которой равны этим номерам.

С помощью построенной таким образом модели осуществляется анализ классификации предыдущего этапа. Он проводится по нескольким критериям. Прежде всего, устанавливается адекватность модели, для чего рассчитывается коэффициент Макфаддена, который показывает, насколько модель согласована с распределением субъектов по классам. Если значение коэффициента Макфаддена достаточно высокое, то корректировка номинальной составляющей минимальна, а возможно и вообще не потребуется. Противоположная ситуация требует радикальной корректировки первоначального распределения субъектов по классам.

Смысл механизма корректировки в следующем. С помощью построенной модели проводятся расчеты по оценке вероятностей возможной принадлежности каждого объекта выделенным на первом этапе классам. Объект остается в своем классе, если оценка вероятности принадлежности этому классу самая высокая. Если это не так, то его номер заменяется номером того класса, вероятность принадлежности к которому для данного субъекта самая высокая.

После проведения полномасштабной корректировки в соответствии с описанным выше механизмом, заново строится модель и проверяется согласованность номинальной составляющей с реальными данными, которые используются для построения рейтинговой шкалы. Процедура корректировки может повторяться несколько до получения результата требуемой надежности.

Для реализации этапа корректировки целесообразно использовать мультиномиальную логит-модель с упорядоченными альтернативами (ordered logit model). Возможности ее построения предусмотрены многими статистическими пакетами обработки данных. Возможность уточнения номинальной составляющей рейтинговой шкалы с помощью эконометрической модели вызывает естественное желание оценить степень воздействия факторов на структуру этой составляющей. Однако эконометрическая модель нелинейная и поэтому ее коэффициенты трудно интерпретируемы. Именно нелинейный характер не позволяет непосредственно через коэффициенты проследить связь между уровнем вероятности и значениями факторов. Для этих целей можно использовать только предельный анализ. Фактически предельный эффект является инструментом, с помощью которого можно ранжировать факторы по степени их влияния на выбор конкретного варианта. Кроме того, для каждого фактора с помощью предельного эффекта можно определить тот вариант, на выбор которого изменение данного фактора влияет сильнее всего.

1.4. Теоретические основы формирования ранговой составляющей рейтинговой шкалы

Для завершения формирования рейтинговой шкалы необходимо провести ранжирование классов, входящих в ее номинальную составляющую. Ранговая составляющая является определяющим элементом рейтинговой оценки. Если номинальная составляющая включает всего два класса, то вопрос о ранжировании не стоит. В случае, когда классов больше двух, ранжирование становится обязательным этапом построения рейтинговой шкалы.

Реализация этого этапа требует некоторых уточнений. Прежде всего, это касается информационного описания ранжируемых классов. Если нет необходимости в получении дополнительной информации, то классам присваиваются условные номера и формально ранжируются эти условные номера, которые у экспертов ассоциируются с реальным потенциалом объекта соответствующего класса.

В качестве дополнительной информации, помимо исходных статистических данных, можно использовать средние значения показателей по каждому классу, границы классов, медианные значения и любые другие характеристики классов, по которым можно судить о потенциале объекта.

В практике распространены случаи, когда ранговая составляющая рейтинговой шкалы формируется в зависимости не только от результатов анализа объективных характеристик выделенных классов, а также в зависимости от субъективных экспертно-аналитических оценок. Ниже основное внимание уделим методам экспертного опроса, которые, кстати, также могут использоваться при формировании номинальной составляющей.

Известные в настоящее время процедуры экспертного оценивания обладают достаточно высоким уровнем универсальности. В некоторой степени это объясняется тем фактом, что все многообразие практических задач, для решения которых привлекаются эксперты, сводится к нескольким формальным постановкам. Обычно они предусматривают либо классификацию, либо определение лидера, либо ранжирование. Такой небольшой набор задач обусловлен ограниченными возможностями экспертов. Низкая разрешающая способность экспертов позволяет получать лишь качественную информацию, количественное представление которой возможно в номинальной или ранговой шкалах. Действуя как бумеранг, шкала представления результатов, в свою очередь, определяет содержание вопросов, ответы на которые предполагается получить от экспертов. Например, не следует требовать от экспертов, чтобы они оценили ожидаемый темп инфляции, но их мнение о возможном повышении или снижении этого темпа может оказаться достаточно надежным.

Для проведения надежных экспертиз разработаны специальные методы и процедуры: метод комиссий (дискуссии), метод «суда», различные методы анкетирования, метод коллективной генерации идей, метод Дельфы. Практическое применение аппарата экспертного оценивания отличается от применения других методов. Своеобразие его применения в том, что с помощью одного и того же метода могут решаться различные задачи, и одна и та же задача может решаться с помощью различных методов. Отсутствие строгих правил и предписаний, рекомендующих в каких ситуациях, какой из перечисленных методов является более эффективным, делают выбор того или иного метода для решения конкретной задачи в некоторой степени субъективным. Ниже мы опишем только те методы, которым в силу определенных причин мы отдаем предпочтение.

Уровень неопределенности, с которым приходится иметь дело при решении задач ранжирования, достаточно высок, т.к. для n ранжируемых объектов число возможных исходов $n!$. Информационная сложность этой задачи определяется величиной $\mathrm{I}(n) = \log_2(n!)$. Чтобы иметь представление об этой величине приведем несколько ее значений: I(3)=2,58 бит; I(4)=4,58 бит;

I(10)=21,79 бит; I(20)=61,08 бит. Для ранжирования даже небольшого числа объектов применяют специальные процедуры, упрощающие работу экспертов.

С помощью этих упрощений снижается уровень неопределенности решаемой задачи. Достигается это применением многоэтапных процедур экспертного оценивания, с помощью которых число возможных альтернатив снижается. Реализация многоэтапной процедуры предусматривает вначале деление интересующих нас объектов на группы с последующим ранжированием самих групп и объектов внутри каждой группы. Устроенную таким образом процедуру принято называть «простое ранжирование». Процедура легко реализуется на практике, но, к сожалению, в результате ее применения часто получаются слишком огрубленные ранги. Поэтому, не останавливаясь на подробном описании этой процедуры, перейдем к рассмотрению более эффективного и чаще других используемого метода парных сравнений.

При последовательном парном сравнении объектов удается получить наиболее точное отражение субъективных предпочтений, поскольку на выбор здесь налагается гораздо меньше ограничений, чем при других видах экспертного оценивания. При этом способе каждый раз эксперту приходится делать выбор всего из двух альтернатив, т.е. решать задачу, уровень неопределенности которой не превышает одного бита. Естественно, это облегчает работу экспертов, но одновременно ставит вопрос о возможно недостаточном объеме информации для получения надежных оценок. Опасения по этому поводу напрасны. Один бит информации требуется при сравнении только одной пары из n объектов, а сравниваемых пар $n(n–1)/2$ и, следовательно, так как $n(n-1)/2 > \log_2(n!)$, то и объем информации, затраченный на решение задачи ранжирования, в сумме превосходит тот, который затрачивается при других способах ее решения.

Для получения парных сравнений классов $\mathrm{A}_i, i=\overline{1;n}$, полученных на этапе идентификации номинальной составляющей, используется анкетирование, предусматривающее заполнение таблицы типа:

Таблица 1

Матрица парных сравнений

Классы	A_1	A_2	. . .	A_n
A_1	a_{11}	a_{12}	. . .	a_{1n}
A_2	a_{21}	a_{22}	. . .	a_{2n}
⋮	⋮	⋮	. . .	⋮
A_n	a_{n1}	a_{n2}	. . .	a_{nn}

Значение элемента, стоящего на пересечении i-й строки и j-го столбца, определяется по формуле (1.4).

$$a_{ij} = \begin{cases} 0, & A_i \prec A_j \\ 1, & A_i \sim A_j \\ 2, & A_i \succ A_j \end{cases}. \tag{1.4}$$

В соответствии с этой формулой на пересечении i-й строки и j-го столбца должен стоять 0, если класс с номером i, по мнению эксперта, должен иметь менее высокий рейтинг, чем класс с номером j. Если у них должны быть одинаковые рейтинги должна стоять 1, а 2 – если i-й класс должен иметь рейтинг выше j-го.

Полностью заполненная таблица представляет собой квадратную матрицу $\mathbf{A}$, элементы которой удовлетворяют соотношению $a_{ij} + a_{ji} = 2$. Метод вычисления весовых коэффициентов, в соответствии со значениями которых ранжируются классы, представляет собой итерационную процедуру

$$\mathbf{p}^t = \mathbf{A}\mathbf{p}^{t-1}, \tag{1.5}$$

где $\mathbf{p}^0 = (1, \quad 1, \quad \ldots, \quad 1)'$.

Чтобы избежать в процессе итерирования получение чрезвычайно больших весовых значений, компоненты вектора $\mathbf{p}^t$ на каждом шаге нормируются путем деления на сумму:

$$\lambda^t = \sum_i p_i^t = \sum_i \sum_j a_{ij} p_j^{t-1} . \quad (1.6)$$

С учетом нормирующего множителя процедура вычисления весовых коэффициентов записывается следующим образом:

$$\mathbf{p}^t = \frac{1}{\lambda^t} \mathbf{A} \mathbf{p}^{t-1} . \quad (1.7)$$

Ее применение приводит к получению весовых коэффициентов p_i в виде относительных величин, так как $\sum_i p_i^t = 1$. Вычислительный процесс продолжается до момента, когда весовые коэффициенты, полученные на двух соседних итерациях, будут незначительно отличаться друг от друга, т.е.

$$\max_i \left| p_i^t - p_i^{t-1} \right| < \varepsilon , \quad (1.8)$$

где ε – достаточно малое положительное число, задающее точность расчетов.

Рассмотренный выше метод парных сравнений применим к обработке результатов опроса одного эксперта. По нашему мнению, метод экспертного оценивания должен обеспечивать получение надежных результатов. Индивидуальные экспертные оценки имеют право на существование и даже практическое использование, но уверенность в их объективности очень низкая. Поэтому предпочтение отдают групповым экспертным оценкам. В простейшем случае за групповую оценку принимают усредненные значения индивидуальных оценок. Применение такого способа предполагает, что компетентность экспертов, принимавших участие в экспертизе, одинакова.

Подобное предположение следует признать несостоятельным. Нетрудно указать и причины несостоятельности. Во-первых, сформировать однородную группу экспертов практически невозможно. Во-вторых, однородная группа совсем необязательно обеспечивает высокую объективность результатов экспертизы. Скорее наоборот, результаты опроса такой группы могут оказаться смещенными, хотя и согласованными. Поэтому рациональный взгляд на эту проблему подсказывает решение, суть которого в том, чтобы при построении групповой оценки не стремиться к созданию однородной группы, а предусмотреть возможность учитывать компетентность каждого эксперта. В связи с этим возникает вопрос о процедуре определения весовых коэффициентов, характеризующих компетентность экспертов.

Существует несколько подходов решения этой задачи. Чаще других используются самооценка и взаимная оценка, строятся также интегральные оценки коэффициентов компетентности по отдельным характеристикам экспертов. В некоторых случаях уровень компетентности связывают с источниками аргументации, которые используют эксперты при проведении экспертизы. Как правило, это несложные и интуитивно понятные процедуры. Поэтому, ограничившись только их упоминанием, перейдем к изложению более интересной, на наш взгляд, итерационной процедуры, в которой параллельно уточняются и коэффициенты компетентности и групповая оценка.

Пусть опрос группы из n экспертов позволил получить оценки значимости m объектов. Результаты опроса представлены в виде прямоугольной таблица (табл. 2), в каждой строке которой, как нетрудно понять, стоят оценки, полученные соответствующим объектом, а в столбце – оценки, поставленные соответствующим экспертом.

Таблица 2

Результаты опроса группы экспертов

Эксперты / Объекты	$Э_1$	$Э_2$	. . .	$Э_m$
$А_1$	p_{11}	p_{12}	. . .	p_{1m}
$А_2$	p_{21}	p_{22}	. . .	p_{2m}
⋮	⋮	⋮	. . .	⋮
$А_n$	p_{n1}	p_{n2}	. . .	p_{nm}

Прежде чем перейти к изложению формальной процедуры итерационного уточнения групповой оценки и коэффициентов компетентности введем некоторые обозначения:

$\mathbf{P}$ – прямоугольная $n \times m$ матрица с элементами p_{ij}, представляющими собой оценки i-го класса номинальной составляющей j-ым экспертом;

$\mathbf{p} = (p_1,\ p_2, \ldots,\ p_n)'$ – вектор групповой оценки;

$\mathbf{v} = (v_1, v_2, \ldots, v_m)'$ – вектор весовых коэффициентов компетентности;

$\mathbf{p}_{i\bullet}$ – i-ая строка матрицы $\mathbf{P}$;

$\mathbf{p}_{\bullet j}$ – j-ый столбец матрицы $\mathbf{P}$.

В качестве начального приближения весовых коэффициентов компетентности удобно взять вектор

$$\mathbf{v}^0 = (v_1^0, v_2^0, \ldots, v_m^0)' = (1/m,\ 1/m, \ldots,\ 1/m)', \qquad (1.9)$$

равенство компонент которого означает, что эксперты не различимы по уровню компетентности. С помощью этого вектора легко определяется групповая оценка

$$\mathbf{p}^1 = v_1\mathbf{p}_{\bullet 1} + v_2\mathbf{p}_{\bullet 2} + \cdots + v_m\mathbf{p}_{\bullet m} = \mathbf{P}\mathbf{v}^0. \qquad (1.10)$$

Затем полученные значения групповой оценки используются для уточнения коэффициентов компетентности. С этой целью строки матрицы $\mathbf{P}$ умножаются на оценки первой итерации $\mathbf{p}^1$ и суммируются

$$\mathbf{v}^1 = p_{1\bullet}^1\mathbf{p}_{1\bullet} + p_{2\bullet}^1\mathbf{p}_{2\bullet} + \cdots + p_{n\bullet}^1\mathbf{p}_{n\bullet} \qquad (1.11)$$

Так как коэффициенты компетентности являются нормированными величинами, то и полученный результат необходимо пронормировать, разделив его на сумму

$$\lambda^1 = \sum_{j=1}^{m} v_j^1\,. \qquad (1.12)$$

После нормирования расчеты повторяются в той же последовательности, образуя итерационную процедуру параллельных расчетов. В матричной форме эта процедура записывается следующим образом:

$$\mathbf{p}^t = \mathbf{P}\,\mathbf{v}^{t-1}, \qquad (1.13)$$

$$\mathbf{v}^t = \frac{1}{\lambda^t}[\mathbf{p}^t]'\,\mathbf{P}\,. \qquad (1.14)$$

Если в (1.13) подставить (1.14) с измененным порядком сомножителей, а в (1.14) подставить (1.13), то окончательно итерационный процесс записывается в виде

$$\mathbf{p}^t = \frac{1}{\lambda^t}\mathbf{P}\,\mathbf{P}'\mathbf{p}^{t-1}, \tag{1.15}$$

$$\mathbf{v}^t = \frac{1}{\lambda^t}\mathbf{P}'\mathbf{P}\mathbf{v}^{t-1}. \tag{1.16}$$

В силу того, что столбцы матрицы $\mathbf{P}$ получены с помощью метода парных сравнений, неотрицательны, то и сама матрица неотрицательна и, следовательно, неотрицательны матрицы $\mathbf{P}\,\mathbf{P}'$ и $\mathbf{P}'\mathbf{P}$.

Таким образом, и групповая оценка значимости объектов $\mathbf{p}$, и весовые коэффициенты компетентности экспертов $\mathbf{v}$ могут быть получены как характеристические векторы матриц $\mathbf{P}\,\mathbf{P}'$ и $\mathbf{P}'\mathbf{P}$, причем эти векторы являются предельными величинами

$$\mathbf{p} = \lim_{t\to\infty}\mathbf{p}^t,\ \mathbf{v} = \lim_{t\to\infty}\mathbf{v}^t. \tag{1.17}$$

Как и в случае обработки матрицы парных сравнений, расчеты ведутся до достижения заданной точности.

Не вызывает сомнений тезис о том, что групповые экспертные оценки должны отражать согласованное мнение экспертов. Следовательно, перед формированием групповой оценки необходимо выяснить, можно ли для этих целей использовать полученные в результате опроса индивидуальные оценки. Выясняется этот вопрос с помощью рангового коэффициента корреляции, устанавливающего тесноту связи между двумя ранжированными рядами, интерпретируемая как согласованность мнений двух экспертов, дисперсионного коэффициента и коэффициента конкордации для анализа согласованности экспертных мнений. Эти коэффициенты применимы в тех случаях, когда результаты экспертного опроса представимы в ранговой шкале.

Рассмотрим сначала дисперсионный коэффициент. Он определяется как отношение дисперсии D, характеризующей реальный разброс между ранжировками к величине D_{max}, характеризующей максимально возможный разброс

$$W = \frac{D}{D_{max}}. \tag{1.18}$$

Дисперсия может быть вычислена по формуле:

$$D = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(p_i - \overline{p})^2, \tag{1.19}$$

где $p_i = \sum_{j=1}^{m} p_{ij}$, $i = \overline{1;n}$; $\overline{p} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} p_i$.

При вычислении дисперсии, каждый раз приходится вычислять среднее. Это неудобно, поэтому пользуются упрощенным выражением, смысл которого становится понятным после введения обозначений

$$D = \frac{1}{n-1}S, \tag{1.20}$$

где $S = \sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{j=1}^{m} p_{ij} - \overline{p}\right)^2$.

С использованием этих обозначений коэффициент конкордации записывается в виде:

$$W = \frac{12S}{m^2(n^3 - n)}. \tag{1.21}$$

Если в полученных результатах есть связные ранги, то коэффициент конкордации нужно корректировать, т.к. максимальное значение дисперсии становится меньше, чем в случае отсутствия связных рангов. Скорректированный коэффициент конкордации вычисляется по формуле:

$$W = \frac{12S}{m^2(n^3 - n) - m\sum_{j=1}^{m} T_j}, \tag{1.22}$$

$$T_j = \sum_{k=1}^{H_j}(h_k^3 - h_k) \tag{1.23}$$

где T_j – показатель связных рангов в j-й ранжировке; H_j – число групп равных рангов в j-й ранжировке, h_k – число равных рангов в k-й группе связанных рангов в ранжировке, полученной от j-го эксперта.

Коэффициент конкордации равен 1 в тех случаях, когда мнения экспертов по всем сравниваемым классам полностью совпадают, и равен нулю, когда все ранжировки различны. В остальных случаях его значения удовлетворяют неравенству $0 \le \mathrm{W} \le 1$, причем, чем ближе это значение к 1, тем теснее связь между ранжировками и надежней групповая оценка.

Кроме того, что ранговая составляющая должна быть результатом согласованного мнения экспертов, каждая ее градация должна получить содержательную интерпретацию с описанием деловой политики относительно объектов получивших данный рейтинг. Чем выше рейтинг тем, надежней может быть сотрудничество.

Представленный аппарат моделирования рейтинговых оценок представляет собой минимальный набор, с помощью которого можно обеспечить получение надежных результатов.

Коэффициент конкордации является, по сути, оценкой истинного значения и представляет собой случайную величину. Естественно, возникает необходимость в проверке его значимости.

Для небольших значений m и n разработана специальная таблица распределения частот. Если число сравниваемых классов $n > 7$, то значимость оценки коэффициента конкордации проверяется с помощью критерия χ^2. Доказано, что величина $\mathrm{W}m(n-1)$ имеет χ^2 распределение с $(n-1)$ степенями свободы. Если в некоторых ранжировках есть связанные ранги, то для проверки значимости коэффициента конкордации используется статистика:

$$\chi^2 = \frac{12\mathrm{S}}{mn(n+1) - (n-1)^{-1}\sum_{j=1}^{m}\mathrm{T}_j}. \qquad (1.24)$$

Проверка значимости коэффициента конкордации гарантирует получение статистически надежных результатов.

Энтропийный коэффициент конкордации определяется через величину энтропии H с помощью формулы

$$W_э = 1 - \frac{H}{H_{max}}, \tag{1.25}$$

где $H = -\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} p_{ij}\log_2 p_{ij}$.

В формуле для вычисления энтропии p_{ij} представляет собой оценку вероятности, с которой i-му классу приписывается j-й ранг. Вычисляется эта вероятность как отношение числа экспертов m_{ij}, приписавших классу A_i ранг j, к общему числу экспертов:

$$p_{ij} = \frac{m_{ij}}{m}. \tag{1.26}$$

Как известно, максимальное значение энтропии достигается при равновероятном распределении рангов. Если в опросе принимает участие m экспертов, то в случае равномерного распределения число экспертов приписавших i-му классу j-й ранг равно их среднему числу, приходящемуся на один оцениваемый класс, т.е. $m_{ij} = m/n$. Тогда вероятность определяется с помощью простой формулы:

$$p_{ij} = \frac{m}{mn} = \frac{1}{n}. \tag{1.27}$$

Подставляя эту вероятность в формулу энтропии, получаем

$$H = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}\log_2\frac{1}{n} = \sum_{j=1}^{m}\log_2 n = m\log_2 n. \tag{1.28}$$

Значение энтропийного коэффициента конкордации заключено между нулем и единицей. Если $W_э = 0$, то это означает, что между ранжировками нет связи. В этом случае ранги равномерно распределены между объектами и, следовательно, $H = H_{max}$. Противоположный случай $W_э = 1$ соответствует ситуации, когда все эксперты идентично оценили значимость сравниваемых классов и ранжировки оказались совпадающими между собой. При совпадающих ранжировках $p_{kl} = 1$, а все остальные $p_{ij} = 0,\ i \neq k,\ j \neq l,\ i = \overline{1,n},\ j = \overline{1,m}$, поэтому

$H = 0$, а $W_э = 1$. Отметим, что процедура вычисления энтропийного коэффициента конкордации более громоздкая, чем дисперсионного.

Значения дисперсионного и энтропийного коэффициентов конкордации не совпадают. Причем их значения сближаются по мере увеличения степени согласованности мнений экспертов, т.е. чем ближе к единице, тем меньше различие между ними. Самое большое различие между этими коэффициентами имеет место в случае, когда эксперты разделились на две группы с полностью противоположными точками зрения. По дисперсионному коэффициенту конкордации степень согласованности в этой ситуации будет равна нулю, а по энтропийному – 0,5.

Возникает естественный вопрос, как использовать эти данные для определения рейтинговой оценки новых объектов. Эта проблема решается с помощью эконометрического подхода. Аппарат эконометрического моделирования рейтинговых оценок, на наш взгляд, в состоянии решить задачу идентификации объекта в рейтинговой шкале, через построение и использование модели множественного выбора с упорядоченными альтернативами.

Методика предусматривает спецификацию и оценку параметров модели только после того как элементам номинальной шкалы будут присвоены ранги. Процедура присвоения рангов основана на экспертных оценках. При помощи этой модели рассчитываются вероятности, с которыми рейтинги присваиваются объектам.

Эконометрическая модель строится в двух вариантах: с нормальной функцией распределения вероятностей и с логистической функцией распределения вероятностей. Принципиального различия между моделями нет и поэтому нет рекомендаций по поводу того, в каких случаях, какая из них является наиболее предпочтительной. Рекомендация единственная. Строить модели имеет смысл лишь в тех ситуациях, когда моделируемая переменная измеряется в ранговой шкале. Это именно тот случай, реализация которого нам требуется для завершения формирования рейтинговой оценки.

Формально объекту присваивается один рейтинг, вероятность обладания которым у него наибольшая. Вероятностное распределение, в котором предусмотрена возможность присвоения других рейтингов, используется как своеобразный инструмент. С его помощью можно проанализировать характер тенденций, от которых зависит изменение рейтинга, без привлечения дополнительной информации.

Потенциально модель строится в одном из двух вариантов: с нормальной функцией распределения вероятностей или с логистической функцией распределения вероятностей. Принципиального различия между моделями нет и поэтому нет рекомендаций по поводу того, в каких случаях, какая из них является наиболее предпочтительной. Рекомендация единственная: строить модель имеет смысл в тех ситуациях, когда моделируемую переменную можно измерить в ранговой шкале. Это именно тот случай, когда хорошо подогнанная к подобного рода эмпирическим данным модель, по сути, является «линейкой» с делениями рейтинговой шкалы. Другими словами, по обработанному специальным образом массиву исходных данных формируется как независимая переменная, так и регрессоры модели. По сути, от данных требуется, чтобы они отражали и номинальную, и ранговую составляющие рейтинговой шкалы. Это отражение и позволяет идентифицировать классы однородных объектов.

Модель строится в предположении, что существует переменная y^*, значения которой определяются некоторым набором объясняющих переменных в соответствии с зависимостью

$$y^* = \mathbf{xb} + \varepsilon . \tag{1.29}$$

Переменная y^* – ненаблюдаемая величина, принимающая значения дискретной переменной (номера классов). В нашем представлении они связаны следующими соотношениями:

$$
\begin{aligned}
&y = 0, \quad \textit{если} \quad y^* \le 0 \\
&y = 1, \quad \textit{если} \quad 0 < y^* \le \mu_1 \\
&y = 2, \quad \textit{если} \quad \mu_1 < y^* \le \mu_2 \\
&\vdots \\
&y = J, \quad \textit{если} \quad \mu_{J-1} \le y^*.
\end{aligned} \tag{1.30}
$$

Неравенства реализуют некую форму цензурирования. Причем уровни цензурирования μ_j зачастую неизвестны и представляют собой параметры, оцениваемые вместе с коэффициентами $\mathbf{b}$.

Если в неравенствах ненаблюдаемую переменную заменить модельным представлением и вычесть $\mathbf{xb}$ из каждой части, то получается следующая система неравенств:

$$
\begin{aligned}
&y = 0, \quad \textit{если} \quad \varepsilon \le -\mathbf{xb} \\
&y = 1, \quad \textit{если} \quad -\mathbf{xb} < \varepsilon \le \mu_1 - \mathbf{xb} \\
&y = 2, \quad \textit{если} \quad \mu_1 - \mathbf{xb}_1 < \varepsilon \le \mu_2 - \mathbf{xb} \\
&\vdots \\
&y = J, \quad \textit{если} \quad \mu_{J-1} - \mathbf{xb} \le \varepsilon
\end{aligned} \tag{1.31}
$$

Обычно предполагают, что случайная величина ε нормально распределена по наблюдениям и, кроме того, нормирована таким образом, что имеет нулевое математическое ожидание и единичную дисперсию. В случае построения логит-модели предполагается, что случайная величина ε имеет логистическое распределение.

Для пробит-модели неравенства (2.12) позволяют записать следующие вероятности:

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{P}(y = 0) = \Phi(-\mathbf{xb}) \\
&\mathrm{P}(y = 1) = \Phi(\mu_1 - \mathbf{xb}) - \Phi(-\mathbf{xb}) \\
&\mathrm{P}(y = 2) = \Phi(\mu_2 - \mathbf{xb}) - \Phi(\mu_1 - \mathbf{xb}) \\
&\vdots \\
&\mathrm{P}(y = J) = 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \mathbf{xb})
\end{aligned} \tag{1.32}
$$

Чтобы все вероятности были положительными, оцениваемые параметры положения должны удовлетворять неравенствам

$$
0 < \mu_1 < \mu_2 < \ldots < \mu_{J-1}. \tag{1.33}
$$

Параметры модели оцениваются с помощью метода максимального правдоподобия, который в конечном итоге сводится к решению системы нелинейных уравнений. Не рассматривая детали этой процедуры, остановимся на анализе и интерпретации результатов моделирования. Необходимость в таком анализе возникает в силу того, что модель нелинейная и ее коэффициенты не имеют такой содержательной интерпретации, как скажем коэффициенты линейной или степенной моделей.

Для пояснений рассмотрим упрощенный пример, в котором моделируется с помощью нормального распределения ситуация из трех категорий с одним неизвестным параметром положения μ

$$\begin{aligned} &\mathrm{P}(y=0)=1-\Phi(\mathbf{xb}) \\ &\mathrm{P}(y=1)=\Phi(\mu-\mathbf{xb})-\Phi(-\mathbf{xb}) \\ &\mathrm{P}(y=2)=1-\Phi(\mu-\mathbf{xb}) \end{aligned} \tag{1.34}$$

Дифференцирование уравнений по любому из факторов приводит к соотношениям

$$\begin{aligned} &\frac{\partial \mathrm{P}(y=0)}{\partial x_k}=-\varphi(\mathbf{xb})b_k \\ &\frac{\partial \mathrm{P}(y=1)}{\partial x_k}=[\varphi(-\mathbf{xb})-\varphi(\mu-\mathbf{xb})]b_k \\ &\frac{\partial \mathrm{P}(y=2)}{\partial x_k}=\varphi(\mu-\mathbf{xb})b_k \end{aligned} \tag{1.35}$$

Таким образом, предельный эффект это величина, перераспределяемая между вероятностями полученного распределения. Причем сумма всех изменений равна нулю.

Вопрос о тенденциях в рейтинговом оценивании практически не исследовался. Есть только рекомендация общего плана. Ее смысл сводится к тому, чтобы рейтинги присваивались с учетом тенденций. Поэтому тот факт, что используемые для формирования рейтингов модели предоставляют возможность проведения предельного анализа, на основе которого можно делать выводы о возможных изменениях в распределении рейтинговых оценок повышает интерес к этим моделям.

2. МЕТОДИКА РЕЙТИНГОВОГО ОЦЕНИВАНИЯ ИНВЕСТИЦИОННОЙ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ

2.1. Методика рейтингового оценивания инвестиционной привлекательности

Целью настоящего исследования является разработка методики рейтингового оценивания территориальных таксонов и муниципальных образований на предмет их инвестиционной привлекательности с использованием эконометрического подхода.

В качестве объектов настоящего исследования были выбраны территориальные таксоны Центрального Федерального округа РФ, а также муниципальные образования на территории Воронежской области.

В качестве основы информационного описания территориальных таксонов были взята система индикаторов качественных изменений экономической и социальной сфер, включенная в Стратегию социально-экономического развития Воронежской области на период до 2020 года. Она была сформирована в соответствии с целями стратегического развития области по блокам: рост уровня и повышение качества жизни населения, крупный индустриально-аграрный центр, научно-образовательный и инновационно-технологический центр, транспортно-логистический центр, финансовый центр, культурно-исторический и культурно-рекреационный центр и др.

Таблица 3.

Индикаторы социально-экономического развития

№ п/п	Наименование индикаторов
Рост уровня и повышение качества жизни населения	
1	Ожидаемая продолжительность жизни, лет
2	Соотношение среднедушевых доходов к прожиточному минимуму, %
3	Доля населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума в общей численности населения, %
4	Коэффициент фондов, раз
5	Обеспеченность жильем, кв. метров на одного жителя

№ п/п	Наименование индикаторов
6	Уровень безработицы (по методологии МОТ), %
7	Отношение расходов на образование к объему ВРП, %
8	Отношение расходов на здравоохранение к объему ВРП, %
	Крупный индустриально-аграрный центр
9	ВРП в текущих ценах, млн. руб.
9.1	рост ВРП, в % к 2009 году
10	ВРП на душу населения в текущих ценах, тыс. руб.
10.1	рост ВРП на душу населения, в % к 2009 году
11	Объем отгруженных товаров собственного производства, выполненных работ и услуг собственными силами в промышленном производстве, млн. руб.
12	Производительность труда в промышленности, млн. руб./чел.
13	Продукция сельского хозяйства в хозяйствах всех категорий, в фактических ценах, млн. руб.
14	Производительность труда в сельском хозяйстве, млн. руб./чел.
15	Энергоемкость ВРП, кг у. т./тыс. руб.
16	Наличие основных фондов по полной учетной стоимости на конец года, млн. руб.
17	Доля продукции, произведенной малыми предприятиями, в общем объеме валового регионального продукта, %
	Научно-образовательный и инновационно-технологический центр
18	Удельный вес инновационной продукции в общем объеме отгруженной продукции инновационно-активных предприятий, осуществляющих технологические инновации, %
19	Уровень инновационной активности организаций, %
20	Число используемых передовых производственных технологий
21	Количество выданных патентов: на изобретения на полезные модели
	Транспортно-логистический центр
22	Густота автомобильных дорог общего пользования с твердым покрытием на конец года, км на 1000 кв. км территории
23	Грузооборот транспорта, млн. тонно-км
	Финансовый центр
24	Объем инвестиций в основной капитал, млн. руб.
25	Объем иностранных инвестиций, млн. дол. США
26	Доля прямых иностранных инвестиций в общем объеме иностранных инвестиций, %
27	Объем кредитов нефинансовым предприятиям и организациям, млн. руб.
	Культурно-исторический и туристско-рекреационный центр
28	Удельный вес населения, участвующего в платных культурно-досуговых мероприятиях, проводимых учреждениями культуры, %
29	Численность населения, систематически занимающегося физической культурой и спортом, тыс. чел.
30	Отношение расходов на культуру к объему ВРП, %
31	Количество российских и иностранных граждан, посетивших Воронежскую область с целью туризма, чел.
	Экология
32	Объем забора воды из водных объектов, млн. м. куб.
33	Удельный вес объектов размещения отходов, соответствующих нормативным требованиям, в общем количестве, %
34	Выброс загрязняющих веществ от 1000 единиц автотранспорта, кг

Численные значения заявленных индикаторов были взяты из Центральной базы статистических данных Федеральной службы государственной статистики. В целях сокращения объема предстоящих вычислений численные значения 34-х индикаторов, содержащиеся в Стратегии, было принято решение проанализировать на предмет корреляционной зависимости на периоде с 2000-2008 гг. для выявления дублирующих. Так, например, интуитивно понятно и не вызывает сомнений, что корреляция между группой индикаторов «Соотношение основных показателей денежных доходов населения с величиной прожиточного минимума», «Удельный вес инновационных товаров, работ, услуг в общем объеме отгруженных товаров, выполненных работ, услуг организаций», «Число используемых передовых производственных технологий» и индикатором «ВРП» превышает 0,9. В результате часть индикаторов, коэффициент корреляции между которыми превышает 0,9, отброшены и оставлены наиболее значимые и репрезентативные. Индикаторы, использованные в расчетах относительно территориальных таксонов ЦФО, приведены в таблице 4.

Таблица 4

Скорректированные индикаторы социально-экономического развития

№ п/п	Наименование индикаторов
Рост уровня и повышение качества жизни населения	
1	Ожидаемая продолжительность жизни при рождении, лет, лет, оба пола, значение показателя за год
2	Общая площадь жилых помещений, приходящаяся в среднем на 1 жителя (на конец периода), метр квадратный
3	Уровень безработицы по методологии МОТ, процент
Крупный индустриально-аграрный центр	
4	ВРП, млн руб
5	Продукция сельского хозяйства, млн руб
6	Малый бизнес тыс.руб. Выпуск товаров и услуг (без внутреннего оборота) в фактических ценах (без НДС, акциза и налога с продаж) - всего, тысяча рублей
Транспортно-логистический центр	
7	Грузооборот автотранспорта, млн тонно-километров
Финансовый центр	
8	Инвестиции в основной капитал, млн руб
Экология	
9	Забор воды из водных источников, млн кубических метров, за год

По аналогии с блоками индикаторов, выделенных в качестве информационного описания территориальных таксонов, нами предложены и проанализированы показатели экономического и социального развития муниципальных образований Воронежской области на основе материалов Департамента по развитию муниципальных образований Воронежской области и Департамента экономического развития Воронежской области. Показатели, использованные в расчетах относительно муниципальных образований, приведены в таблице 5.

Таблица 5

Показатели социально-экономического развития

№ п/п	Наименование индикаторов
Трудовые ресурсы	
1	Численность занятых в экономике
2	Естественный прирост (убыль) населения (+,-)
3	Миграционный прирост (убыль) населения (+,-)
Индустриальный центр	
4	Объем промышленной продукции
5	Среднегодовая остаточная стоимость основных средств
Аграрный центр	
6	Объем продукции сельского хозяйства в действующих ценах
7	Основные средства сельхозпредприятий на конец года
Финансовый центр	
8	Объем инвестиций в основной капитал
9	Инвестиции непроизводственного назначения
10	Сальдо муниципального бюджета
Рост уровня и повышение качества жизни населения	
11	Среднемесячная заработная плата
12	Численность врачей на 10 000 жителей
13	Обеспеченность общей площадью одного жителя
14	Число спортивных сооружений
15	Уровень безработицы

Собственно исследование необходимо разделить на два укрупненных этапа: формирование и верификация методики рейтингового оценивания на примере оценки инвестиционной привлекательности территориальных таксонов Центрального Федерального округа РФ, непосредственное применение сформированной методики в целях рейтингового оценивания отдельных муниципальных образований Воронежской обрасти.

Перейдем непосредственно к изложению методики рейтингового оценивания. Во избежание путаницы будем и индикаторы таксонов, и показатели муниципальных образований называть показателями. Прежде всего, нам необходимо привести массив данных к определенному виду. Для этого требуется сформировать таблицы, количество которых будет соответствовать числу лет, за которые рассматриваются данные, так чтобы каждая из них представляла собой свод значений выбранных показателей на определенный год. По строкам данной таблицы располагаются наименования T рассматриваемых объектов, а по столбцам разнесены наименования показателей. Структурированные исходные данные содержатся в ПРИЛОЖЕНИИ 1-9.

В рамках первого этапа настоящего исследования предлагается следующая логика расчетов. Прежде всего, необходимо провести классификацию объектов рассматриваемой совокупности, для чего определим условное место, которое занимает оцениваемый объект по выделенным блокам в рамках совокупности. Затем формируется номинальная составляющая рейтинговой шкалы, с помощью которой выделяются классы однородных объектов. В рамках исследования было решено, что классов будет четыре. Экспертным путем определяются ранги выделенных классов. В завершение строится эконометрическая модель специального вида, которая фактически является итогом формирования распознающей системы, способной присваивать рейтинги анализируемым объектам.

Перейдем к описанию метода определения условного места анализируемого объекта. Пусть мы рассматриваем T объектов по K показателям. Основная идея, которая лежит в основе определения условного места объекта заключается в сравнении значения по каждому k-му показателю со средним значением этого показателя в рамках рассматриваемой совокупности. В зависимости от положения этого объекта ему присваивается условное место по показателю. Условное по блоку рассчитывается как простое среднее условных мест по показателям входящим в блок.

Для определения условного места t-го объекта по k-му показателю нам потребуется модель трехуровневой дискриминации вида (2.1). Модель строится в три этапа, на которых последовательно вычисляются значения дискретных переменных x_{it}, а по методу наименьших квадратов оцениваются значения коэффициентов d_{it}.

$$y_{kt}^{3} = d_{1t}x_{1t} + d_{2t}x_{2t} + d_{3t}x_{3t} + \varepsilon_t, \quad t = \overline{1,T} \tag{2.1}$$

$$x_{1t} = \begin{cases} +1, \bar{y}_k - y_t \geq 0 \\ -1, \bar{y}_k - y_t < 0 \end{cases} \tag{2.2}$$

$$x_{2t} = \begin{cases} +1, \bar{y}_k - y_t - \hat{d}_{1t}x_{1t} \geq 0 \\ -1, \bar{y}_k - y_t - \hat{d}_{1t}x_{1t} < 0 \end{cases} \tag{2.3}$$

$$x_{3t} = \begin{cases} +1, \bar{y}_k - y_t - \sum\limits_{i=1}^{2} \hat{d}_{it}x_{it} \geq 0 \\ -1, \bar{y}_k - y_t - \sum\limits_{i=1}^{2} \hat{d}_{it}x_{it} < 0 \end{cases} \tag{2.4}$$

Оценки коэффициентов при дискретных переменных позволяют определить положение t-го объекта в анализируемой совокупности T объектов. С помощью формулы (2.5) мы фактически отвечаем на вопрос, где находятся объект относительно среднего значения показателя по совокупности в данном году. Если превышение среднего значения по показателю считается негативным явлением, то перед формулой (2.5) необходимо поставить знак «минус».

$$\dot{r}_t = \frac{\sum\limits_{i=1}^{3} \hat{d}_{it}^{2} x_{it}}{\left(\sum\limits_{i=1}^{3} \hat{d}_{it} \right)^2} \tag{2.5}$$

Однако рассчитанные таким образом величина $\dot{r}_t$ может принимать как положительные так и отрицательные значения. Для их сопоставимости предлагается проводить следующую нормировку, которая распределяет все значения $\dot{r}_t$ на отрезке $0;3$, т.к. предполагается разделение объектов на четыре непересекающихся класса.

$$\tilde{r}_{kt} = 3 \times \frac{\dot{r}_t - \min\ \dot{r}_t}{\max\ \dot{r}_t - \min\ \dot{r}_t} \qquad (2.6)$$

По значениям $\tilde{r}_{kt}$, интерпретируемого как условное место t-го объекта в рамках совокупности по k-му показателю, будет идентифицироваться номинальная составляющая рейтинга. Фактически значения r_{kt} являются количественной характеристикой, поэтому при необходимости возможно провести расчет условного среднего места t-го объекта в анализируемой совокупности по блоку показателей:

$$r_{gt} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \tilde{r}_{kti},\ g = \overline{1;5}, \qquad (2.7)$$

где r_{gt} – условное среднее места t-го объекта в анализируемой совокупности T по g-му блоку показателей; n – число показателей в g-м блоке.

Имея пять условных мест по блокам показателей, рассчитывается интегральное условное место t-го объекта на анализируемом периоде:

$$\tilde{r}_{yt}^{\text{int}} = \sum_{i=1}^{5} \tilde{r}_{gti}, \qquad (2.8)$$

где $\tilde{r}_{yt}^{\text{int}}$ – интегральное условное среднее место t-го объекта; y – номер анализируемого года.

При необходимости расчета рейтинга за длительный период вычисляется среднегодовое интегральное условное среднее место объекта:

$$\overline{r}_t^{\text{int}} = \frac{1}{Y}\sum_{i=1}^{Y} \tilde{r}_{yti}^{\text{int}}, \qquad (2.8.1)$$

где $\overline{r}_t^{\text{int}}$ – среднегодовое интегральное условное среднее место t-го объекта; Y – число анализируемых лет.

Область возможных значений как $\tilde{r}_{yt}^{\text{int}}$, так и $\overline{r}_t^{\text{int}}$ лежит на отрезке $\overline{0;15}$. Экспертным путем было установлено относить t-й объект к j-му классу согласно следующим неравенствам:

$$
\begin{aligned}
j &= 0, \quad \textit{если} \quad 0 \le €_t^{\mathrm{int}} \le 4{,}99 \\
j &= 1, \quad \textit{если} \quad 5 \le €_t^{\mathrm{int}} \le 6{,}99 \\
j &= 2, \quad \textit{если} \quad 7 \le €_t^{\mathrm{int}} \le 8{,}99 \\
j &= 3, \quad \textit{если} \quad 9 \le €_t^{\mathrm{int}} \le 15.
\end{aligned}
\qquad (2.9)
$$

Аналогичные неравенства строятся и для среднегодового интегрального условного среднего места.

В итоге мы сформировали деления для своеобразной «линейки», по которой будем оценивать рейтинг того или иного территориального таксона.

Фактически этап ранжирования проходил параллельно с этапом формирования номинальной составляющей. Не требует пояснений, что третий класс является наилучшим, а нулевой – наихудшим.

Модель строится в предположении, что существует переменная y^*, значения которой определяются некоторым набором объясняющих переменных в соответствии с зависимостью

$$
y^* = f\left(€_{gt}\right), g = \overline{1;5}. \qquad (2.10)
$$

Переменная y^* – ненаблюдаемая величина, принимающая значения дискретной переменной (номера классов). В нашем представлении они связаны соотношениями (2.9).

Значения зависимой переменной равны номерам классов, которым принадлежат объекты, а в качестве регрессоров используются $€_{gt}$ условные средние места по каждому блоку показателей.

По модели будем рассчитывать вероятность принадлежности объекта определенному классу, которые мы ранее ранжировали, что и будет являться его рейтинговой оценкой.

2.2. Верификация методики рейтингового оценивания инвестиционной привлекательности на примере территориальных таксонов Центрального Федерального округа РФ

Ниже рассмотрим предложенную нами методику на конкретном числовом примере. В этом и следующем параграфе будем пользоваться обработанными на предыдущем этапе данными.

В качестве подробной иллюстрации приведем операции по показателю ожидаемой продолжительности жизни за 2008 г.

Таблица 3

Исходные и расчетные данные первого этапа построения модели

Области	Ожидаемая продолжительность жизни при рождении, лет	Среднее значение показателя в данном году $\overline{y}_k$	Отклонения фактического значения показателя по области от среднего значения $\overline{y}_k - y_t$	Значение первой дискретной переменной x_{1t}
Белгородская	70,5	66,8	3,7	1
Брянская	66,5	66,8	-0,3	-1
Владимирская	65,5	66,8	-1,3	-1
Воронежская	67,8	66,8	1,0	1
Ивановская	66,0	66,8	-0,8	-1
Калужская	66,8	66,8	0,0	-1
Костромская	66,3	66,8	-0,5	-1
Курская	66,9	66,8	0,1	1
Липецкая	67,5	66,8	0,7	1
Московская	67,3	66,8	0,5	1
Орловская	67,7	66,8	0,9	1
Рязанская	66,4	66,8	-0,4	-1
Смоленская	64,5	66,8	-2,3	-1
Тамбовская	68,2	66,8	1,4	1
Тверская	64,8	66,8	-2,0	-1
Тульская	65,4	66,8	-1,4	-1
Ярославская	67,6	66,8	0,8	1

Оцененная модель с одним уровнем дискриминации имеет вид:

$$y_{kt}^{1} = \underset{0,22}{1,07}\, x_{1t} + \varepsilon_t, \quad R^2 = 0,58.$$

Значение коэффициента детерминации говорит о том, что только модель объясняет 58% процентов изменения зависимой переменной, поэтому продолжим увеличивать уровень дискриминации.

На следующем этапе необходимо идентифицировать значение второй дискретной переменной.

Таблица 4

Исходные и расчетные данные второго этапа построения модели

Области	Отклонения фактического значения показателя по области от среднего значения $\bar{y}_k - y_t$	Расчетное значение отклонения показателя в данном году $\hat{a}_1 x_1$	Разница между отклонением фактического значения от среднего и расчетным отклонением $\bar{y}_k - y_t - \hat{a}_1 x_1$	Значение второй дискретной переменной x_{2t}
Белгородская	3,7	1,07	2,6	1
Брянская	-0,3	-1,07	0,8	1
Владимирская	-1,3	-1,07	-0,2	-1
Воронежская	1,0	1,07	-0,1	-1
Ивановская	-0,8	-1,07	0,3	1
Калужская	0,0	-1,07	1,1	1
Костромская	-0,5	-1,07	0,6	1
Курская	0,1	1,07	-1,0	-1
Липецкая	0,7	1,07	-0,4	-1
Московская	0,5	1,07	-0,6	-1
Орловская	0,9	1,07	-0,2	-1
Рязанская	-0,4	-1,07	0,7	1
Смоленская	-2,3	-1,07	-1,2	-1
Тамбовская	1,4	1,07	0,3	1
Тверская	-2,0	-1,07	-0,9	-1
Тульская	-1,4	-1,07	-0,3	-1
Ярославская	0,8	1,07	-0,3	-1

В результате вычислений мы оценили коэффициенты модели регрессии показателя на его отклонения от среднего значения по анализируемой совокупности объектов:

$$y_{kt}^{2} = \underset{0,15}{1,28}\, x_{1t} + \underset{0,15}{0,74}\, x_{2t} + \varepsilon_t, \quad R^2 = 0,84$$

Обращаем внимание на тот факт, что оценка коэффициента при первой дискретной переменной изменилась. Это происходит потому, что оценивание модели происходит заново, и значение прежней оценки не фиксируется.

Наконец можно вычислить значения последней, третьей дискретной переменной и оценить соответствующую модель.

Таблица 5

Исходные и расчетные данные третьего этапа построения модели

Области	Отклонения фактического значения показателя по области от среднего значения $\bar{y}_k - y_t$	Расчетное значение отклонения показателя в данном году $\sum_{i=1}^{2} \hat{a}_i x_i$	Разница между отклонением фактического значения от среднего и расчетным отклонением $\bar{y}_k - y_t - \sum_{i=1}^{2} \hat{a}_i x_i$	Значение третьей дискретной переменной x_{3t}
Белгородская	3,7	2,02	1,7	1
Брянская	-0,3	-0,54	0,2	1
Владимирская	-1,3	-2,02	0,7	1
Воронежская	1,0	0,54	0,4	1
Ивановская	-0,8	-0,54	-0,3	-1
Калужская	0,0	-0,54	0,5	1
Костромская	-0,5	-0,54	0,0	1
Курская	0,1	0,54	-0,5	-1
Липецкая	0,7	0,54	0,1	1
Московская	0,5	0,54	-0,1	-1
Орловская	0,9	0,54	0,3	1
Рязанская	-0,4	-0,54	0,1	1
Смоленская	-2,3	-2,02	-0,3	-1
Тамбовская	1,4	2,02	-0,6	-1
Тверская	-2,0	-2,02	0,0	1
Тульская	-1,4	-2,02	0,6	1
Ярославская	0,8	0,54	0,2	1

Итоговая модель имеет вид:

$$y_{kt}^{3} = \underset{0,11}{1,37}\, x_{1t} + \underset{0,11}{0,79}\, x_{2t} + \underset{0,11}{0,42}\, x_{3t} + \varepsilon_t, \quad R^2 = 0,92$$

Полученные значения оценок коэффициентов используются для расчета положения объектов в совокупности (2.5) и последующего расчета условного места t-го объекта в рамках совокупности по k-му показателю (2.6), по которому будет идентифицироваться номинальная составляющая рейтинга. Результаты соответствующих расчетов приведены в таблице ниже.

Таблица 6

Результаты вычислений значения условного места объектов

Области	Положение объекта относительно среднего значения по совокупности $\dot{r}_t$	Условное место t-го объекта в рамках совокупности по k-му показателю $\hat{k}_{kt}$
Белгородская	1,00	3,00
Брянская	-0,40	0,89
Владимирская	-0,87	0,20
Воронежская	0,54	2,30
Ивановская	-0,54	0,70
Калужская	-0,40	0,89
Костромская	-0,40	0,89
Курская	0,40	2,11
Липецкая	0,54	2,30
Московская	0,40	2,11
Орловская	0,54	2,30
Рязанская	-0,40	0,89
Смоленская	-1,00	0,00
Тамбовская	0,87	2,80
Тверская	-0,87	0,20
Тульская	-0,87	0,20
Ярославская	0,54	2,30

Проиллюстрированных расчетов вполне достаточно для понимания процедуры определения условного места объекта по одному показателю. Ниже приведем таблицу, содержащую рассчитанные значения условных мест по показателям и по их блокам в 2008 г. Напомним, содержание блоков и наименования показателей были установлены на этапе формирования методики. С ними можно ознакомиться во второй главе настоящего отчета и в ПРИЛОЖЕНИИ 1-9.

Таблица 7

Значения условных мест по всем показателям, 2008 г.

Области	Показатели								
	I			II			III	IV	V
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Белгородская	3,00	0,78	2,76	1,64	3,00	0,01	2,44	1,81	2,93
Брянская	0,89	0,55	0,24	0,83	0,47	0,00	0,85	1,00	3,00
Владимирская	0,20	0,78	1,06	1,09	0,47	0,00	0,29	1,00	3,00
Воронежская	2,30	2,22	1,94	1,64	3,00	0,01	1,60	1,81	2,93
Ивановская	0,70	0,00	1,94	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	3,00
Калужская	0,89	0,78	2,18	0,83	0,47	0,01	0,29	1,09	3,00
Костромская	0,89	0,00	2,18	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,07
Курская	2,11	1,99	1,94	0,83	2,32	0,01	0,29	1,00	2,93
Липецкая	2,30	1,99	0,24	1,09	2,11	0,00	0,85	1,81	2,93
Московская	2,11	3,00	2,18	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	0,00
Орловская	2,30	0,00	3,00	0,83	0,68	0,00	0,85	1,00	3,00
Рязанская	0,89	2,22	0,82	0,83	0,68	0,01	0,29	1,09	3,00
Смоленская	0,00	2,22	1,06	0,83	0,00	0,00	2,44	1,00	2,93
Тамбовская	2,80	0,00	0,24	0,83	2,11	0,00	0,00	1,00	3,00
Тверская	0,20	3,00	0,00	1,09	0,47	0,00	0,85	1,09	0,00
Тульская	0,20	1,99	1,94	1,09	0,68	0,01	0,85	1,09	2,93
Ярославская	2,30	0,00	2,76	1,09	0,47	0,01	0,29	1,09	2,93

Целесообразно свести данные по блокам в одну таблицу для расчета интегрального условного места по объектам рассматриваемой совокупности в данном году. Обращаем внимание, по полученным интегральным значениям формируется номинальная составляющая рейтинговой шкалы в соответствии с условием (2.9)

Таблица 8

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2008 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	$\tilde{k}_{1t}$	$\tilde{k}_{2t}$	$\tilde{k}_{3t}$	$\tilde{k}_{4t}$	$\tilde{k}_{5t}$		
Белгородская	2,18	1,55	2,44	1,81	2,93	10,91	3
Брянская	0,56	0,44	0,85	1,00	3,00	5,84	1
Владимирская	0,68	0,52	0,29	1,00	3,00	5,49	1
Воронежская	2,16	1,55	1,60	1,81	2,93	10,04	3

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€$_{1t}$	€$_{2t}$	€$_{3t}$	€$_{4t}$	€$_{5t}$		
Ивановская	0,88	0,00	0,00	1,00	3,00	4,88	0
Калужская	1,29	0,44	0,29	1,09	3,00	6,10	1
Костромская	1,03	0,00	0,00	0,00	0,07	1,10	0
Курская	2,01	1,05	0,29	1,00	2,93	7,28	2
Липецкая	1,51	1,07	0,85	1,81	2,93	8,16	2
Московская	2,43	3,00	3,00	3,00	0,00	11,43	3
Орловская	1,77	0,50	0,85	1,00	3,00	7,11	2
Рязанская	1,31	0,51	0,29	1,09	3,00	6,20	1
Смоленская	1,09	0,28	2,44	1,00	2,93	7,74	2
Тамбовская	1,01	0,98	0,00	1,00	3,00	5,99	1
Тверская	1,07	0,52	0,85	1,09	0,00	3,53	0
Тульская	1,38	0,59	0,85	1,09	2,93	6,84	1
Ярославская	1,69	0,52	0,29	1,09	2,93	6,52	1

В последнем столбце таблицы 8 мы получили значение номинальной составляющей. Ранжирование полученных классов прошло параллельно с формированием номинальной составляющей, третий класс мы считаем лучшим. Для построения эконометрической модели множественного выбора с упорядоченными альтернативами необходимо вычислить значения условных мест по всем блокам показателей, а также значения интегрального условного места для присвоения одного из классов. Названные значения необходимо определить в каждом рассматриваемом году.

Ниже приведем результаты расчетов, которые необходимы для построения названной эконометрической модели (см. табл. 9-16)

Таблица 9

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2007 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€$_{1t}$	€$_{2t}$	€$_{3t}$	€$_{4t}$	€$_{5t}$		
Белгородская	2,06	1,56	2,40	1,81	2,93	10,77	3
Брянская	0,63	0,48	2,07	1,01	3,00	7,20	2
Владимирская	0,48	0,53	0,33	1,10	3,00	5,44	1
Воронежская	1,85	1,56	1,47	1,81	2,93	9,63	3

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		
Ивановская	0,95	0,36	0,00	1,01	3,00	5,32	1
Калужская	1,32	0,49	0,00	1,10	3,00	5,90	1
Костромская	0,92	0,00	0,00	0,00	0,07	0,98	0
Курская	1,98	1,10	0,93	1,01	2,93	7,95	2
Липецкая	1,78	1,31	0,93	1,81	2,93	8,76	2
Московская	2,64	3,00	3,00	3,00	0,00	11,64	3
Орловская	1,77	0,55	0,33	1,01	3,00	6,66	1
Рязанская	1,24	0,55	0,00	1,01	3,00	5,80	1
Смоленская	1,72	0,36	1,47	1,01	2,93	7,49	2
Тамбовская	1,06	1,10	0,00	1,01	3,00	6,17	1
Тверская	1,00	0,52	0,93	1,10	0,07	3,62	0
Тульская	1,13	0,59	0,93	1,10	2,93	6,68	1
Ярославская	1,71	0,53	0,33	1,10	2,93	6,60	1

Таблица 10

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2006 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		
Белгородская	2,02	1,54	2,72	0,83	2,91	10,02	3
Брянская	0,70	0,50	1,59	0,00	3,00	5,80	1
Владимирская	0,52	0,51	0,84	0,01	3,00	4,89	0
Воронежская	2,42	1,54	1,87	0,83	2,91	9,58	3
Ивановская	1,20	0,00	0,00	0,00	3,00	4,20	0
Калужская	1,67	0,42	0,00	0,00	3,00	5,10	1
Костромская	1,61	0,00	0,84	0,00	0,09	2,54	0
Курская	1,83	1,04	1,13	0,01	3,00	7,01	2
Липецкая	1,16	1,31	0,84	0,83	2,91	7,05	2
Московская	2,54	3,00	3,00	3,00	0,00	11,54	3
Орловская	1,77	0,50	1,13	0,00	3,00	6,40	1
Рязанская	1,46	0,27	1,13	0,00	3,00	5,86	1
Смоленская	1,46	0,27	1,13	0,00	3,00	5,86	1
Тамбовская	0,92	0,96	0,00	0,00	3,00	4,88	0
Тверская	1,00	0,51	0,84	0,01	0,09	2,46	0
Тульская	1,65	0,60	0,84	0,01	2,91	6,01	1
Ярославская	1,81	0,51	0,84	0,83	2,91	6,91	1

Таблица 11

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2005 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€$_{1t}$	€$_{2t}$	€$_{3t}$	€$_{4t}$	€$_{5t}$		
Белгородская	2,07	1,55	2,64	1,60	2,90	10,76	3
Брянская	0,77	0,50	2,64	0,00	3,00	6,91	1
Владимирская	0,56	0,59	0,80	1,12	3,00	6,07	1
Воронежская	1,86	1,50	1,84	1,26	2,90	9,36	3
Ивановская	0,34	0,00	0,00	1,12	3,00	4,46	0
Калужская	1,80	0,44	0,00	1,12	3,00	6,36	1
Костромская	1,70	0,00	0,80	1,12	0,10	3,72	0
Курская	2,02	1,05	1,16	1,12	2,90	8,25	2
Липецкая	1,32	1,27	0,80	1,60	2,90	7,90	2
Московская	1,99	3,00	3,00	3,00	0,00	10,99	3
Орловская	1,79	0,50	1,16	1,12	3,00	7,58	2
Рязанская	1,68	0,44	1,16	1,12	3,00	7,41	2
Смоленская	1,68	0,44	1,16	1,12	3,00	7,41	2
Тамбовская	0,91	0,99	0,00	1,12	3,00	6,02	1
Тверская	1,00	0,53	0,80	1,26	0,00	3,59	0
Тульская	1,70	0,59	0,80	1,26	2,90	7,25	2
Ярославская	1,27	0,72	0,80	1,74	2,90	7,44	2

Таблица 12

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2004 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€$_{1t}$	€$_{2t}$	€$_{3t}$	€$_{4t}$	€$_{5t}$		
Белгородская	1,99	1,50	2,61	1,22	2,90	10,22	3
Брянская	0,96	0,51	1,83	0,00	3,00	6,30	1
Владимирская	0,84	0,53	0,39	1,09	3,00	5,85	1
Воронежская	1,69	1,57	2,22	1,22	2,90	9,60	3
Ивановская	1,06	0,00	0,00	1,09	3,00	5,15	1
Калужская	1,75	0,44	0,00	1,09	3,00	6,28	1
Костромская	1,51	0,00	0,39	1,09	0,10	3,10	0
Курская	1,75	1,09	0,78	1,22	2,90	7,73	2
Липецкая	1,33	1,34	0,78	1,65	2,90	8,00	2
Московская	2,75	3,00	3,00	3,00	0,00	11,75	3

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		
Орловская	1,76	0,51	0,78	1,09	3,00	7,14	2
Рязанская	1,60	0,44	0,39	1,09	3,00	6,53	1
Смоленская	1,60	0,44	0,39	1,09	3,00	6,53	1
Тамбовская	0,85	0,94	0,00	1,09	3,00	5,87	1
Тверская	1,00	0,53	0,78	1,65	0,00	3,96	0
Тульская	1,60	0,60	1,83	1,09	2,90	8,02	2
Ярославская	1,21	0,76	0,78	1,65	2,90	7,30	2

Таблица 13

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2004 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		
Белгородская	1,51	1,25	1,98	1,13	2,87	8,73	2
Брянская	1,19	0,53	0,87	0,71	3,00	6,31	1
Владимирская	0,90	0,51	0,87	0,71	3,00	6,01	1
Воронежская	1,92	1,79	2,85	1,46	2,87	10,89	3
Ивановская	0,91	0,00	0,00	0,00	3,00	3,91	0
Калужская	1,83	0,43	0,73	0,71	3,00	6,70	1
Костромская	1,65	0,00	0,87	0,00	0,13	2,66	0
Курская	1,90	1,01	0,87	0,71	3,00	7,51	2
Липецкая	1,35	1,21	0,87	1,13	3,00	7,55	2
Московская	2,75	3,00	3,00	3,00	0,00	11,75	3
Орловская	1,81	0,53	0,87	0,00	3,00	6,22	1
Рязанская	1,04	0,27	0,73	0,71	2,87	5,61	1
Смоленская	1,04	0,27	0,73	0,71	2,87	5,61	1
Тамбовская	0,87	0,91	0,73	0,71	3,00	6,22	1
Тверская	1,03	0,51	0,87	1,46	0,13	4,01	0
Тульская	1,68	0,62	0,73	1,13	2,87	7,01	2
Ярославская	1,29	0,73	0,87	1,46	2,87	7,22	2

Таблица 14

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2003 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	$\tilde{k}_{1t}$	$\tilde{k}_{2t}$	$\tilde{k}_{3t}$	$\tilde{k}_{4t}$	$\tilde{k}_{5t}$		
Белгородская	1,56	1,27	2,75	0,80	2,83	9,22	3
Брянская	0,73	0,60	1,78	0,00	3,00	6,11	1
Владимирская	0,62	0,57	0,97	0,37	3,00	5,53	1
Воронежская	1,78	1,84	2,75	1,77	2,83	10,98	3
Ивановская	0,84	0,00	0,00	0,00	3,00	3,84	0
Калужская	1,75	0,48	0,72	0,37	3,00	6,32	1
Костромская	1,67	0,00	0,72	0,37	0,17	2,93	0
Курская	1,99	1,00	0,97	0,80	3,00	7,77	2
Липецкая	2,04	1,12	0,72	0,80	3,00	7,67	2
Московская	2,65	3,00	3,00	3,00	0,00	11,65	3
Орловская	1,77	0,60	0,72	0,00	3,00	6,08	1
Рязанская	0,93	0,30	0,97	0,80	2,83	5,83	1
Смоленская	0,93	0,30	0,97	0,80	2,83	5,83	1
Тамбовская	0,77	0,89	0,00	0,37	3,00	5,03	1
Тверская	1,03	0,57	0,72	1,77	0,17	4,25	0
Тульская	1,76	0,83	0,72	0,80	2,83	6,94	1
Ярославская	1,10	0,94	0,97	1,77	2,83	7,61	2

Таблица 15

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2001 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	$\tilde{k}_{1t}$	$\tilde{k}_{2t}$	$\tilde{k}_{3t}$	$\tilde{k}_{4t}$	$\tilde{k}_{5t}$		
Белгородская	2,17	1,37	2,69	1,90	2,86	10,99	3
Брянская	0,98	0,51	1,11	0,00	3,00	5,60	1
Владимирская	0,94	0,49	0,80	0,73	3,00	5,97	1
Воронежская	1,79	1,55	2,69	1,53	2,86	10,43	3
Ивановская	1,04	0,00	0,00	0,00	3,00	4,04	0
Калужская	1,92	0,63	0,80	0,73	3,00	7,08	2
Костромская	1,90	0,00	0,80	0,73	0,14	3,57	0
Курская	2,02	1,05	1,11	0,73	2,86	7,77	2
Липецкая	0,96	1,03	1,11	1,10	2,86	7,07	2
Московская	2,59	3,00	3,00	3,00	0,00	11,59	3
Орловская	1,78	0,51	0,80	0,73	3,00	6,83	1
Рязанская	0,82	0,28	0,80	1,10	3,00	6,01	1
Смоленская	0,82	0,28	0,80	1,10	3,00	6,01	1
Тамбовская	0,87	0,95	0,00	0,00	3,00	4,82	0
Тверская	1,00	0,60	1,11	1,53	0,14	4,37	0
Тульская	1,79	1,22	0,80	1,10	2,86	7,77	2

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€$_{1t}$	€$_{2t}$	€$_{3t}$	€$_{4t}$	€$_{5t}$		
Ярославская	1,26	0,89	1,11	1,90	2,86	8,02	2

Таблица 16

Рассчитанные значения условных мест по блокам показателей, а также интегральное место за 2000 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€$_{1t}$	€$_{2t}$	€$_{3t}$	€$_{4t}$	€$_{5t}$		
Белгородская	2,27	1,45	2,08	1,46	2,96	10,22	3
Брянская	0,47	0,56	0,92	0,00	3,00	4,95	0
Владимирская	0,70	0,52	0,92	0,80	3,00	5,94	1
Воронежская	2,02	1,57	2,69	1,17	2,96	10,41	3
Ивановская	0,29	0,00	0,00	0,00	2,96	3,25	0
Калужская	1,18	0,28	0,00	0,80	3,00	5,27	1
Костромская	1,88	0,00	0,61	0,80	1,48	4,76	0
Курская	1,69	1,00	0,92	0,80	2,96	7,38	2
Липецкая	1,29	1,18	0,92	0,80	2,96	7,15	2
Московская	2,31	3,00	3,00	3,00	0,00	11,31	3
Орловская	1,68	0,56	0,61	0,80	3,00	6,65	1
Рязанская	1,65	0,56	0,61	0,80	3,00	6,62	1
Смоленская	1,45	0,28	0,61	1,17	2,96	6,47	1
Тамбовская	0,71	0,56	0,00	0,00	3,00	4,27	0
Тверская	1,71	0,52	0,92	1,46	0,04	4,65	0
Тульская	1,33	0,85	0,92	1,46	2,96	7,52	2
Ярославская	1,04	0,74	0,92	1,17	2,96	6,83	1

В качестве регрессоров эконометрической модели множественного выбора с упорядоченными альтернативами мы принимаем значения условных средних мест, а в качестве зависимой переменной принимается значение класса, к которому мы относим объект согласно интегральному условному среднему месту объекта. В таблице 17 приведены выводные данные из пакета STATISTICA, полученные по результатам построения модели, по которой оценивается вероятность принадлежности объекта определенному классу.

Таблица 17.1

Результат построения модели

Тип переменной	Оценка коэффициента	Стандартная ошибка	Wald-statistic	Вероятность
Пересечение 1	20,492	3,134	42,762	0,000
Пересечение 2	28,590	4,091	48,849	0,000
Пересечение 3	35,167	4,911	51,270	0,000
Регрессор 1	-3,027	0,586	26,715	0,000
Регрессор 2	-1,932	0,555	12,138	0,000
Регрессор 3	-3,755	0,633	35,222	0,000
Регрессор 4	-4,582	0,770	35,391	0,000
Регрессор 5	-4,807	0,806	35,602	0,000

Запишем аналитическое выражения для построенной логит-модели:

$$\mathrm{P}(y_i=0)=\frac{e^{20,492-3,027\hat{x}_{1t}-1,932\hat{x}_{2t}-3,755\hat{x}_{3t}-4,582\hat{x}_{4t}-4,807\hat{x}_{5t}}}{1+e^{20,492-3,027\hat{x}_{1t}-1,932\hat{x}_{2t}-3,755\hat{x}_{3t}-4,582\hat{x}_{4t}-4,807\hat{x}_{5t}}};$$

$$\mathrm{P}(y_i=1)=\frac{e^{28,590-3,027\hat{x}_{1t}-1,932\hat{x}_{2t}-3,755\hat{x}_{3t}-4,582\hat{x}_{4t}-4,807\hat{x}_{5t}}}{1+e^{28,590-3,027\hat{x}_{1t}-1,932\hat{x}_{2t}-3,755\hat{x}_{3t}-4,582\hat{x}_{4t}-4,807\hat{x}_{5t}}}-\mathrm{P}(y_i=0);$$

$$\mathrm{P}(y_i=2)=\frac{e^{35,167-3,027\hat{x}_{1t}-1,932\hat{x}_{2t}-3,755\hat{x}_{3t}-4,582\hat{x}_{4t}-4,807\hat{x}_{5t}}}{1+e^{35,167-3,027\hat{x}_{1t}-1,932\hat{x}_{2t}-3,755\hat{x}_{3t}-4,582\hat{x}_{4t}-4,807\hat{x}_{5t}}}-\mathrm{P}(y_i=0)-\mathrm{P}(y_i=1);$$

$$\mathrm{P}(y_i=3)=1-\mathrm{P}(y_i=0)-\mathrm{P}(y_i=1)-\mathrm{P}(y_i=2).$$

Таблица 17.2

Тест правдоподобия первого типа

	Число степеней свободы	Логарифм функции правдоподобия	Хи-квадрат	Вероятность
Пересечение	3	-204,108		
Регрессор 1	1	-175,264	57,6865	0,000000
Регрессор 2	1	-147,540	55,4496	0,000000
Регрессор 3	1	-131,814	31,4502	0,000000
Регрессор 4	1	-115,562	32,5052	0,000000
Регрессор 5	1	-51,948	127,2269	0,000000

Данные из таблицы 17.2 позволили оценить пригодность модели в целом с помощью индекса отношения правдоподобия Макфаддена:

$$\mathrm{LRI}=1-\frac{\ln \mathrm{L}(\hat{b})}{\ln \mathrm{L}(\hat{b}_0)}=1-\frac{-51,948}{-204,108}=0,745.$$

В целом модель является адекватной, что позволяет применять ее для присвоения рейтингов инвестиционной привлекательности в рамках решаемой задачи. В ПРИЛОЖЕНИИ 10-18 приведено сравнение результатов экспертного оценивания с результатом, полученным по модели множественного выбора с упорядоченными альтернативами.

В таблицах указанных ПРИЛОЖЕНИЙ приведены вероятности, с которыми каждому объекту в зависимости от его показателей может быть присвоен один из рейтингов (R=0, R=1, R=2, R=3). Второй столбец этих таблиц содержит экспертную рейтинговую оценку объекта, которая, по сути, предсказывается моделью. Если модель обладает достаточно высокой точностью, то в ее предсказаниях наибольшая вероятность должна быть согласована с рейтинговой оценкой второго столбца. Анализируя данные указанных таблиц, можно сделать следующий вывод: с достаточным уровнем надежности результаты моделирования согласуются с экспертными оценками, за исключением десяти случаев, которые выделены курсивом.

Экспертное оценивание итогового значения рейтинга за анализируемый период в целом аналогично рейтинговой оценке за год, с единственным отличием в том, что в системе неравенств (2.9) будут рассматриваться среднегодовые интегральные условные места (см. ПРИЛОЖЕНИЕ 19.1).

Результаты определения значения рейтинговой оценки объектов за анализируемый период в целом по эконометрической модели приведены в ПРИЛОЖЕНИИ 19.2. В качестве регрессоров в модели использовались условные средние места, вычисленные как средние за весь период.

2.3. Расчет рейтинговых оценок инвестиционной привлекательности муниципальных образований Воронежской области

На этом этапе исследования нам необходимо применить разработанную методику рейтингового оценивания инвестиционной привлекательности применительно к муниципальным образованиям Воронежской области.

В качестве подробной иллюстрации вновь приведем типовые операции с одним из показателей, в данном случае по показателю численности занятых в экономике за 2008 г.

Таблица 18

Исходные и расчетные данные первого этапа построения модели

Муниципальные районы	Численность занятых в экономике, чел	Среднее значение показателя в данном году $\overline{y}_k$	Отклонения фактического значения показателя по области от среднего значения $\overline{y}_k - y_t$	Значение первой дискретной переменной x_{1t}
Аннинский	19 582	17 728	1 854	1
Борисоглебский	32 796	17 728	15 068	1
Бутурлиновкий	21 343	17 728	3 615	1
Верхнемамонский	9 830	17 728	-7 898	-1
Каменский	9 145	17 728	-8 583	-1
Кантемировкий	17 010	17 728	-718	-1
Каширский	7 541	17 728	-10 187	-1
Лискинский	46 629	17 728	28 901	1
Нижнедевицкий	7 972	17 728	-9 756	-1
Нововоронежский	14 509	17 728	-3 219	-1
Новохоперский	17 960	17 728	232	1
Ольховатский	10 600	17 728	-7 128	-1
Павловский	24 840	17 728	7 112	1
Панинский	12 320	17 728	-5 408	-1
Подгоренский	11 000	17 728	-6 728	-1
Репьевский	6 863	17 728	-10 865	-1
Россошанский	44 728	17 728	27 000	1
Таловский	20 308	17 728	2 580	1
Терновский	7 977	17 728	-9 751	-1
Хохольский	11 607	17 728	-6 121	-1

Оцененная модель с одним уровнем дискриминации имеет вид:

$$y_{kt}^{1} = 8\,636_{\;1698}\; x_{1t} + \varepsilon_t, \quad R^2 = 0{,}57.$$

Значение коэффициента детерминации говорит о том, что только модель объясняет 56% процентов изменения зависимой переменной, поэтому продолжим наращивать число дискретных переменных.

Затем идентифицируем значение второй дискретной переменной.

Таблица 19

Исходные и расчетные данные второго этапа построения модели

Муниципальные районы	Отклонения фактического значения показателя по области от среднего значения $\bar{y}_k - y_t$	Расчетное значение отклонения показателя в данном году $\hat{d}_1 x_1$	Разница между отклонением фактического значения от среднего и расчетным отклонением $\bar{y}_k - y_t - \hat{d}_1 x_1$	Значение второй дискретной переменной x_{2t}
Аннинский	1 854	8 636	-6 782	-1
Борисоглебский	15 068	8 636	6 432	1
Бутурлиновкий	3 615	8 636	-5 021	-1
Верхнемамонский	-7 898	-8 636	738	1
Каменский	-8 583	-8 636	53	1
Кантемировкий	-718	-8 636	7 918	1
Каширский	-10 187	-8 636	-1 551	-1
Лискинский	28 901	8 636	20 265	1
Нижнедевицкий	-9 756	-8 636	-1 120	-1
Нововоронежский	-3 219	-8 636	5 417	1
Новохоперский	232	8 636	-8 404	-1
Ольховатский	-7 128	-8 636	1 508	1
Павловский	7 112	8 636	-1 524	-1
Панинский	-5 408	-8 636	3 228	1
Подгоренский	-6 728	-8 636	1 908	1
Репьевский	-10 865	-8 636	-2 229	-1
Россошанский	27 000	8 636	18 364	1
Таловский	2 580	8 636	-6 056	-1
Терновский	-9 751	-8 636	-1 115	-1
Хохольский	-6 121	-8 636	2 515	1

В результате вычислений мы оценили коэффициенты модели регрессии показателя на его отклонения от среднего значения по анализируемой совокупности объектов:

$$y_{kt}^{2} = 10320_{1262}\, x_{1t} + 5613_{1262}\, x_{2t} + \varepsilon_t, \quad R^2 = 0,79.$$

В результате перестроения модели оценка коэффициента при первой дискретной переменной изменилась. Ниже вычислим значения третьей дискретной переменной и оценить соответствующую модель.

Таблица 20

Исходные и расчетные данные третьего этапа построения модели

Муниципальные районы	Отклонения фактического значения показателя по области от среднего значения $\bar{y}_k - y_t$	Расчетное значение отклонения показателя в данном году $\sum_{i=1}^{2} \hat{a}_i x_i$	Разница между отклонением фактического значения от среднего и расчетным отклонением $\bar{y}_k - y_t - \sum_{i=1}^{2} \hat{a}_i x_i$	Значение третьей дискретной переменной x_{3t}
Аннинский	1 854	4 707	-2 853	-1
Борисоглебский	15 068	15 933	-865	-1
Бутурлиновкий	3 615	4 707	-1 092	-1
Верхнемамонский	-7 898	-4 707	-3 191	-1
Каменский	-8 583	-4 707	-3 876	-1
Кантемировкий	-718	-4 707	3 989	1
Каширский	-10 187	-15 933	5 746	1
Лискинский	28 901	15 933	12 968	1
Нижнедевицкий	-9 756	-15 933	6 177	1
Нововоронежский	-3 219	-4 707	1 488	1
Новохоперский	232	4 707	-4 475	-1
Ольховатский	-7 128	-4 707	-2 421	-1
Павловский	7 112	4 707	2 405	1
Панинский	-5 408	-4 707	-701	-1
Подгоренский	-6 728	-4 707	-2 021	-1
Репьевский	-10 865	-15 933	5 068	1
Россошанский	27 000	15 933	11 067	1
Таловский	2 580	4 707	-2 127	-1
Терновский	-9 751	-15 933	6 181	1
Хохольский	-6 121	-4 707	-1 414	-1

Итоговая модель имеет вид:

$$y_{kt}^{3} = 11519_{834}\, x_{1t} + 6942_{846}\, x_{2t} + 4492_{810}\, x_{3t} + \varepsilon_t, \quad R^2 = 0,92$$

Полученные значения оценок коэффициентов используются для расчета положения объектов в совокупности (2.5) и последующего расчета условного места t-го объекта в рамках совокупности по k-му показателю (2.6), по которому будет вычисляться интегральное условное среднее место, а затем идентифицироваться номинальная составляющая рейтинга. Результаты соответствующих расчетов приведены в таблице ниже.

Таблица 21

Результаты вычислений значения условного места объектов

Муниципальные районы	Положение объекта относительно среднего значения по совокупности $\dot{r}_t$	Условное место t-го объекта в рамках совокупности по k-му показателю $\tilde{r}_{kt}$
Аннинский	0,32	1,87
Борисоглебский	0,80	2,67
Бутурлиновкий	0,32	1,87
Верхнемамонский	-0,52	0,46
Каменский	-0,52	0,46
Кантемировкий	-0,32	0,80
Каширский	-0,80	0,00
Лискинский	1,00	3,00
Нижнедевицкий	-0,80	0,00
Нововоронежский	-0,32	0,80
Новохоперский	0,32	1,87
Ольховатский	-0,52	0,46
Павловский	0,52	2,20
Панинский	-0,52	0,46
Подгоренский	-0,52	0,46
Репьевский	-0,80	0,00
Россошанский	1,00	3,00
Таловский	0,32	1,90
Терновский	-0,80	0,00
Хохольский	-0,52	0,46

Исходные данные, разделенные на соответствующие блоки, содержатся в ПРИЛОЖЕНИИ 20.1-22.2. Проиллюстрированных расчетов вполне достаточно для понимания процедуры определения условного места объекта по одному показателю. Ниже приведем таблицу, содержащую рассчитанные значения условных мест объектов по всем показателям в 2008 г.

Таблица 22

Условные места по блокам I, II, III

Муниципальные районы	Показатели						
	I			II		III	
	1	2	3	4	5	6	7
Аннинский	1,87	0,36	2,06	0,28	0,00	3,00	3,00
Борисоглебский	2,67	0,00	0,00	0,28	0,18	0,79	0,00
Бутурлиновкий	1,87	0,73	0,00	0,00	0,18	2,21	2,04
Верхнемамонский	0,46	2,64	1,24	0,00	0,00	0,63	0,64
Каменский	0,46	2,64	1,76	0,28	0,18	0,16	0,00
Кантемировкий	0,80	2,27	1,24	0,00	0,00	2,21	0,64
Каширский	0,00	1,92	2,06	0,28	2,82	2,21	0,64
Лискинский	3,00	0,00	1,76	2,72	2,82	3,00	3,00
Нижнедевицкий	0,00	1,92	2,06	0,00	0,00	0,63	0,32
Нововоронежский	0,80	3,00	0,94	2,72	3,00	0,00	0,00
Новохоперский	1,87	1,92	0,94	0,28	0,18	0,63	0,64
Ольховатский	0,46	2,64	2,70	0,28	0,18	0,63	2,04
Павловский	2,20	1,08	2,70	1,52	0,18	3,00	2,36
Панинский	0,46	1,08	0,30	0,00	0,00	2,37	0,32
Подгоренский	0,46	2,27	0,94	0,00	0,00	0,79	0,32
Репьевский	0,00	2,64	2,06	0,00	0,00	0,16	0,00
Россошанский	3,00	1,92	3,00	3,00	2,82	2,84	2,04
Таловский	1,90	0,70	1,20	0,00	0,00	2,80	0,32
Терновский	0,00	2,64	1,24	0,00	0,00	2,21	2,36
Хохольский	0,46	0,36	2,70	0,00	0,00	0,16	0,64

Таблица 23

Условные места по блокам IV, V

Муниципальные районы	Показатели							
	IV			V				
	8	9	10	11	12	13	14	15
Аннинский	0,83	2,45	0,36	0,78	0,46	0,71	2,78	0,85
Борисоглебский	0,83	2,45	2,64	0,43	3,00	0,71	1,88	2,78
Бутурлиновкий	0,66	0,00	2,14	0,00	0,28	2,12	0,67	2,37
Верхнемамонский	2,17	0,75	2,14	0,43	0,46	2,83	0,90	2,78
Каменский	0,83	0,00	1,78	0,00	0,46	0,71	0,90	0,00
Кантемировкий	0,66	1,69	1,78	0,43	0,00	0,00	0,67	0,63
Каширский	2,00	0,00	0,36	1,86	0,00	2,29	0,00	0,00
Лискинский	3,00	3,00	0,00	3,00	2,81	2,12	3,00	2,78
Нижнедевицкий	0,83	0,20	1,78	0,78	0,46	3,00	0,00	0,22
Нововоронежский	3,00	1,69	3,00	3,00	3,00	0,17	0,67	2,15
Новохоперский	0,66	1,69	2,14	0,78	0,28	2,12	1,88	2,37
Ольховатский	0,66	0,20	0,86	1,86	0,28	0,71	0,00	2,78
Павловский	0,83	1,69	1,22	1,86	3,00	0,71	0,00	2,15
Панинский	0,00	0,00	0,00	0,00	0,28	2,12	2,78	2,15
Подгоренский	0,83	0,75	2,64	0,43	0,28	2,12	2,10	0,63
Репьевский	0,00	0,00	2,64	0,43	0,28	3,00	0,00	0,85

Муниципальные районы	Показатели							
	IV			V				
	8	9	10	11	12	13	14	15
Россошанский	2,00	2,25	2,64	2,65	3,00	0,17	3,00	3,00
Таловский	0,00	0,20	1,78	0,43	0,46	0,88	2,78	2,37
Терновский	0,00	0,20	1,22	0,00	0,28	2,12	1,88	0,63
Хохольский	0,83	0,75	2,64	0,43	0,46	2,83	0,90	0,63

Целесообразно свести данные по блокам в одну таблицу для расчета интегрального условного среднего места по объектам рассматриваемой совокупности в данном году. Обращаем внимание, по полученным интегральным значениям формируется номинальная составляющая рейтинговой шкалы в соответствии с условием (2.9)

Таблица 24

Рассчитанные значения условных средних мест, интегральное условное среднее место за 2008 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		
Аннинский	1,43	0,14	3,00	1,21	1,12	6,90	1
Борисоглебский	0,89	0,23	0,39	1,97	1,76	5,24	1
Бутурлиновкий	0,86	0,09	2,13	0,93	1,09	5,10	1
Верхнемамонский	1,45	0,00	0,63	1,69	1,48	5,25	1
Каменский	1,62	0,23	0,08	0,87	0,41	3,22	0
Кантемировкий	1,44	0,00	1,42	1,38	0,35	4,58	0
Каширский	1,33	1,55	1,42	0,79	0,83	5,92	1
Лискинский	1,59	2,77	3,00	2,00	2,74	12,10	3
Нижнедевицкий	1,33	0,00	0,47	0,94	0,89	3,63	0
Нововоронежский	1,58	2,86	0,00	2,56	1,80	8,80	2
Новохоперский	1,57	0,23	0,63	1,50	1,49	5,42	1
Ольховатский	1,94	0,23	1,34	0,57	1,13	5,20	1
Павловский	2,00	0,85	2,68	1,25	1,54	8,32	2
Панинский	0,62	0,00	1,34	0,00	1,47	3,42	0
Подгоренский	1,23	0,00	0,55	1,41	1,11	4,30	0
Репьевский	1,57	0,00	0,08	0,88	0,91	3,44	0
Россошанский	2,64	2,91	2,44	2,30	2,36	12,65	3
Таловский	1,28	0,00	1,58	0,66	1,38	4,90	0
Терновский	1,29	0,00	2,29	0,47	0,98	5,04	1
Хохольский	1,18	0,00	0,40	1,41	1,05	4,03	0

В последнем столбце таблицы 24 мы получили значение номинальной составляющей. Ранжирование полученных классов прошло параллельно с формированием номинальной составляющей, третий класс мы считаем лучшим. Для построения эконометрической модели множественного выбора с упорядоченными альтернативами необходимо вычислить значения условных средних мест, а также значения интегрального условного среднего места для присвоения одного из классов. Названные значения необходимо определить в каждом рассматриваемом году.

Ниже приведем результаты расчетов, которые необходимы для построения обозначенной эконометрической модели (см. табл. 25-26).

Таблица 25

Рассчитанные значения условных средних мест,
интегральное условное среднее место за 2009 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	€_{1t}	€_{2t}	€_{3t}	€_{4t}	€_{5t}		
Аннинский	1,73	0,32	2,71	1,56	1,32	7,64	2
Борисоглебский	1,10	0,43	0,18	1,90	1,62	5,24	1
Бутурлиновкий	0,88	0,11	1,77	1,08	1,60	5,44	1
Верхнемамонский	1,53	0,09	0,56	1,81	1,49	5,48	1
Каменский	1,21	0,43	0,18	0,77	0,40	2,99	0
Кантемировкий	1,57	0,09	1,32	0,74	0,71	4,43	0
Каширский	1,43	2,33	1,77	0,78	0,80	7,12	2
Лискинский	1,78	2,77	3,00	2,41	2,64	12,59	3
Нижнедевицкий	1,13	0,00	0,65	0,74	0,87	3,39	0
Нововоронежский	1,64	3,00	0,00	2,22	1,71	8,57	2
Новохоперский	1,29	0,43	0,47	1,70	1,37	5,26	1
Ольховатский	1,62	1,31	1,21	0,77	0,87	5,77	1
Павловский	2,51	1,05	1,95	0,64	0,96	7,11	2
Панинский	0,93	0,09	1,21	0,42	1,43	4,09	0
Подгоренский	1,77	0,09	0,47	1,43	1,36	5,12	1
Репьевский	1,75	0,00	0,18	0,53	0,91	3,37	0
Россошанский	2,34	2,89	1,95	1,13	2,28	10,59	3
Таловский	1,13	0,09	1,21	0,85	1,35	4,64	0
Терновский	1,15	0,09	1,77	0,99	1,00	5,00	1
Хохольский	1,19	0,09	0,47	1,26	1,36	4,37	0

Таблица 26

Рассчитанные значения условных средних мест,
интегральное условное среднее место за 2010 г.

Области	БЛОКИ					Интегральное условное среднее место	Номер класса
	I	II	III	IV	V		
	$€_{1t}$	$€_{2t}$	$€_{3t}$	$€_{4t}$	$€_{5t}$		
Аннинский	1,63	0,06	2,70	1,29	1,51	7,19	2
Борисоглебский	1,11	0,16	0,00	1,99	1,45	4,70	0
Бутурлиновкий	0,73	0,10	1,23	0,15	1,58	3,79	0
Верхнемамонский	1,14	0,00	0,61	1,26	1,40	4,42	0
Каменский	1,54	0,16	0,22	0,40	0,41	2,73	0
Кантемировкий	1,58	0,00	1,28	0,61	0,61	4,08	0
Каширский	1,45	2,33	1,03	0,97	0,83	6,61	1
Лискинский	1,00	2,94	3,00	1,44	2,71	11,09	3
Нижнедевицкий	1,49	0,00	0,88	0,74	1,08	4,19	0
Нововоронежский	1,99	3,00	0,00	2,86	1,67	9,51	3
Новохоперский	1,26	0,16	0,09	0,60	1,23	3,34	0
Ольховатский	1,73	1,05	0,61	0,31	1,16	4,86	0
Павловский	1,90	0,16	1,69	0,74	1,25	5,74	1
Панинский	1,33	0,00	0,51	1,05	1,41	4,31	0
Подгоренский	1,14	0,00	0,51	1,75	1,10	4,50	0
Репьевский	1,79	0,00	0,09	0,47	1,21	3,56	0
Россошанский	1,66	2,90	1,89	0,79	2,05	9,29	3
Таловский	1,07	0,00	0,88	0,74	1,24	3,93	0
Терновский	1,05	0,00	1,69	0,61	0,75	4,10	0
Хохольский	1,39	0,10	0,32	0,15	1,22	3,18	0

В качестве регрессоров эконометрической модели множественного выбора с упорядоченными альтернативами мы принимаем значения условных мест средних мест, а в качестве зависимой переменной принимается значение класса, к которому мы относим объект согласно интегральному условному среднему месту объекта. В таблице 27 приведены выводные данные из пакета STATISTICA, полученные по результатам построения модели, по которой оценивается вероятность принадлежности объекта определенному классу.

Таблица 27.1

Оценки параметров модели, стандартные ошибки, статистики Вальда и вероятности

Тип переменной	Оценка коэффициента	Стандартная ошибка	Wald-statistic	p-значение
Пересечение 1	13,783	3,509	15,424	0,000
Пересечение 2	20,031	4,686	18,274	0,000
Пересечение 3	28,952	7,225	16,056	0,000
Регрессор 1	-2,459	0,949	6,715	0,010
Регрессор 2	-3,065	0,965	10,089	0,001
Регрессор 3	-2,744	0,737	13,864	0,000
Регрессор 4	-2,738	0,844	10,511	0,001
Регрессор 5	-3,732	1,508	6,129	0,013

Запишем аналитическое выражения для построенной логит-модели:

$$P(y_i=0)=\frac{e^{13,783-2,459x_{1t}-3,065x_{2t}-2,744x_{3t}-2,738x_{4t}-3,732x_{5t}}}{1+e^{13,783-2,459x_{1t}-3,065x_{2t}-2,744x_{3t}-2,738x_{4t}-3,732x_{5t}}};$$

$$P(y_i=1)=\frac{e^{20,031-2,459x_{1t}-3,065x_{2t}-2,744x_{3t}-2,738x_{4t}-3,732x_{5t}}}{1+e^{20,031-2,459x_{1t}-3,065x_{2t}-2,744x_{3t}-2,738x_{4t}-3,732x_{5t}}}-P(y_i=0);$$

$$P(y_i=2)=\frac{e^{28,952-2,459x_{1t}-3,065x_{2t}-2,744x_{3t}-2,738x_{4t}-3,732x_{5t}}}{1+e^{28,952-2,459x_{1t}-3,065x_{2t}-2,744x_{3t}-2,738x_{4t}-3,732x_{5t}}}-P(y_i=0)-P(y_i=1);$$

$$P(y_i=3)=1-P(y_i=0)-P(y_i=1)-P(y_i=2).$$

Таблица 27.2

Тест правдоподобия первого типа

	Число степеней свободы	Логарифм функции правдоподобия	Хи-квадрат	Вероятность
Пересечение	3	-72,6017		
Регрессор 1	1	-66,0633	13,07682	0,000299
Регрессор 2	1	-46,5556	39,01543	0,000000
Регрессор 3	1	-34,9088	23,29359	0,000001
Регрессор 4	1	-25,7885	18,24061	0,000019
Регрессор 5	1	-21,1039	9,36922	0,002207

Данные из таблицы 27.2 позволили оценить пригодность модели в целом с помощью индекса отношения правдоподобия Макфаддена:

$$LRI = 1 - \frac{\ln L(\hat{b})}{\ln L(\hat{b}_0)} = 1 - \frac{-21,1039}{-72,6017} = 0,7093.$$

В целом модель является адекватной, что позволяет применять ее для присвоения рейтингов инвестиционной привлекательности в рамках решаемой задачи. Результаты расчетов по этой модели в сравнении с экспертно присвоенными рейтингами приведены в ПРИЛОЖЕНИИ 23-25. Результаты позволяют рассмотреть инвестиционную привлекательность в динамике.

Как и в случае рейтингового оценивания территориальных таксонов ЦФО в таблицах указанных приведены вероятности, с которыми каждому объекту в зависимости от его показателей может быть присвоен один из рейтингов (R=0, R=1, R=2, R=3). Второй столбец таблиц содержит экспертную рейтинговую оценку, которая предсказывается моделью, если обладает достаточно высокой точностью. Анализируя данные указанных таблиц, можно сделать следующий вывод: с достаточным уровнем надежности результаты моделирования согласуются с экспертными оценками, за исключением четырех случаев, которые выделены курсивом.

Результаты экспертного оценивания среднего значения рейтинга за анализируемый период в целом приведены в ПРИЛОЖЕНИИ 26.1. Результаты определения значения рейтинговой оценки объектов за анализируемый период в целом по эконометрической модели приведены в ПРИЛОЖЕНИИ 26.2. В качестве регрессоров в модели использовались условные средние места, вычисленные как средние за весь период. Полученные результаты говорят о среднем уровне инвестиционной привлекательности муниципального образования.

Полученные результаты требуют некоторого комментария. В целом присвоенные рейтинги инвестиционной привлекательности отражают реальное состояние развития объектов анализируемой совокупности. В качестве информационного описания были взяты агрегированные показатели социального и экономического развития, которые находятся в сильной зависимости от численности занятых в экономике. Тот факт, что в ряде объектов этот показатель существенно ниже среднего уровня и обусловил их низкий рейтинг. Может показаться целесообразным построение модели рейтингового оценивания по среднедушевым показателям, однако, по нашему мнению, это полученные средние величины вряд ли сумеют достоверно отразить реальность.

Разработанная система распознавания объектов в рамках их совокупности вполне оправдала себя и может использоваться в целях рейтингового оценивания инвестиционной привлекательности.

ЛИТЕРАТУРА

1. Аистов А.В. Эконометрика шаг за шагом / А.В. Аистов, А.Г. Максимов. – М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2006. – 178 с.

2. Айвазян С.А. Прикладная статистика и основы эконометрики / С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян. – М.: ЮНИТИ, 1998. – 220 с.

3. Бешелев С.Д. Математико-статистические методы экспертных оценок / С.Д. Бешелев, Ф.Г. Гурвич. – М.: Статистика, 1980. – 263 с.

4. Богатов О.И. Моделирование процессов рейтинговой оценки экономических систем / О.И. Богатов, В.Г. Скобелев, В.П. Стасюк // Новое в экономической кибернетике. – Донецк: ДонГУ. – 1999. – №1. –1999. – С. 41-74.

5. Большой экономический словарь / Под ред. А.Н. Азрилияна. – М.: Фонд «Правовая культура», 1994. – 528 с.

6. Воищева О.С. Эконометрическое моделирование рейтинговых оце-нок в бизнесе / О.С. Воищева, В.В. Давнис, В.И. Тинякова. – Воронеж: Центрально-Черноземное книжное издательство, 2008. – 124 с.

7. Давнис В.В. О взаимосвязи рейтинговых оценок и рисков / В.В. Давнис, Ю.А. Величко // Управление экономическими системами : сборник статей Междунар. науч.-практ. конф. – Пенза: АНОО «Приволжский Дом знаний», 2009. – С. 36-38.

8. Давнис В.В. Основы эконометрического моделирования / В.В. Давнис, В.И. Тинякова. – Воронеж: АОНО «ИММиФ», 2003. – 155 с.

9. Давнис В.В. Прогнозные модели экспертных предпочтений / В.В. Давнис, В.И. Тинякова. – Воронеж: Изд-во Воронеж. гос. ун-та, 2005. – 248 с.

10. Карминский А.М. Рейтинги в экономике: методология и практика / А.М. Карминский, А.А. Пересецкий, А.Е. Петров; Под ред. А.М. Карминского. – М.: Финансы и статистика, 2005. – 240 с.

11. Карпузов Ю.С. Развитие рейтинговых услуг в России / Дис. … канд. экон. наук по спец. 08.00.05. – М., 2006.

12. Литвак Б.Г. Экспертная информация: Методы получения и анализа / Б.Г. Литвак. – М.: Радио и связь, 1982. – 184 с.

13. Магнус Я.Р. Эконометрика / Я.Р. Магнус, П.К. Катышев, А.А. Пересецкий. – М.: Дело, 2004. – 576 с.

14. Москвин В.А. Инвестиционная привлекательность предприятий и ее роль в кредитовании инвестиционных проектов / В.А. Москвин // Инвестиции в России. – 2000. – №11. – С.38-45.

15. Овчинникова Т.И. Дискриминантная модель интегральной оценки финансового состояния предприятия / Т.И. Овчиннникова, В.Н. Падалкин, И.Н. Булгакова, О.А. Козлова // Финансовый менеджмент. – 2006. – № 5. – С. 27-35.

16. Райзберг Б.А. Современный экономический словарь / Б.А.Райзберг, Л.Ш. Лозовский, Е.Б. Стародубцева. – М.: ИНФРА-М, 1997. – 496 с.

17. Смирнов Э.А. Разработка управленческих решений / Э.А. Смирнов. - М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2000. – 271 с.

18. Тихомиров Н.П. Эконометрика / Н.П. Тихомиров, Е.Ю. Дорохина. – М.: Экзамен, 2003. – 512 с.

19. Эконометрика / Под ред. И.И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2005. – 576 с.

ПРИЛОЖЕНИЯ