

Приложение

Скалярная оценка интегральных категорий качества жизни субъектов РФ

Скалярная оценка (в десятибалльной системе) каждой интегральной категории для каждого из субъектов РФ производится по **нормированным** (приведенным к шкале [0, 1]) значениям $\tilde{x}_i^{(j)}$ апостериорного набора статистических показателей на основании величины их линейной свертки

$$y_i = 10 * \sum_{j=1}^p w^{(j)} \tilde{x}_i^{(j)}, \quad w^{(j)} \geq 0, \quad \sum_{j=1}^p w^{(j)} = 1, \quad (1)$$

где нормированные значения $\tilde{x}_i^{(j)}$ апостериорного набора получаются из исходных $x_i^{(j)}$ с помощью формул

$$\begin{cases} \frac{x_i^{(j)} - x_{\min}^{(j)}}{x_{\max}^{(j)} - x_{\min}^{(j)}}, & \text{если рост } x^{(j)} \text{ сигнализирует об улучшении качества;} \\ \frac{x_{\max}^{(j)} - x_i^{(j)}}{x_{\max}^{(j)} - x_{\min}^{(j)}}, & \text{если рост } x^{(j)} \text{ сигнализирует об ухудшении качества;} \\ 1 - \frac{|x_i^{(j)} - x_{opt}^{(j)}|}{\max\{(x_{\max}^{(j)} - x_{opt}^{(j)}), (x_{opt}^{(j)} - x_{\min}^{(j)})\}}, & \text{если наивысшее качество достигается при значении } x^{(j)} = x_{opt}^{(j)}. \end{cases}$$

В этих формулах значения $x_{\min}^{(j)}$, $x_{\max}^{(j)}$, $x_{opt}^{(j)}$ определяются эмпирически или задаются экспертизой (из нормативных соображений). Таким образом, наименьшее значение $\tilde{x}^{(j)} = 0$ всегда свидетельствует о наихудшем качестве а наибольшее $\tilde{x}^{(j)} = 1$ - о наилучшем.

Что касается методики определения весов $w^{(j)}$ в формуле (1), то она может быть различной в зависимости от природы и содержания исходных статистических данных. Ниже приводятся общие схемы определения весов $w^{(j)}$ для трех вариантов ситуаций

Первый вариант относится к ситуациям, когда исследователь имеет возможность получить с помощью экспертов так называемые "обучающие" или хотя бы "частично обучающие" выборки т.e. наряду со значениями $x_i^{(1)}, x_i^{(2)}, \dots, x_i^{(p)}$ показателей (частных критериев) апостериорного набора он имеет некоторую экспертную информацию и об оценках искомого интегрального свойства y_i . Например, ему известно разбиение анализируемых субъектов РФ на определенное число групп такое, что внутри группы

субъекты практически не различимы по исследуемой интегральной категории (первая группа характеризуется наинизшими оценками этого свойства вторая повыше - и тд) другой относительно легко доступной для экспертов формой "обучающей информации" является выделение среди субъектов РФ (с одновременным упорядочением по величине y_i) ~~кого~~ то небольшого числа "лидеров" и "аутсайдеров". Возможны и другие формы "обучающей" или "частично обучающей" экспертной информации (парные сравнения экспертные балльные оценки $y_{i_{жс}}$ и др) В этих случаях веса $w^{(j)}$ подбираются таким образом чтобы выводы, основанные на линейной свертке (1), по возможности минимально отличались бы от тех что следует из экспертной обучающей информации (подробнее об этом подходе см, например В [3] или [4], п13.5).

Второй вариант относится к ситуации когда исследователь не располагает никакой экспертной обучающей информацией но при этом первая главная компонента показателей $x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(p)}$ апостериорного набора объясняет не менее 55% общей дисперсии этих показателей (см [4] п13.2). В этом случае в качестве весов $w^{(j)}$ используются значения c_j^2 (т е $w^{(j)} = c_j^2$) где вектор $C = (c_1, c_2, \dots, c_h)$ определяется как собственный вектор корреляционной матрицы показателей $\tilde{x}^{(1)}, \tilde{x}^{(2)}, \dots, \tilde{x}^{(p)}$, соответствующий наибольшему собственному числу этой матрицы (см [4] п13.2).

Наконец третий вариант характеризуется такими исходными условиями при которых вообще может не существовать сколько нибудь удовлетворительного решения задачи построения скалярного индикатора вида (1) анализируемой интегральной категории качества жизни Подобные ситуации возникают когда в составе апостериорного набора частных критериев имеется определенное количество взаимно слабо коррелированных переменных хотя каждая из них вносит существенный вклад в описание и интерпретацию анализируемой интегральной категории качества жизни

В этом случае приходится отказаться от попыток свести многокритериальную задачу к однокритериальной а вместо этого попытаться предложить способ максимальной редукции размерности анализируемой многокритериальной схемы Решение последней задачи можно осуществить например следующим способом

- а . построить главные компоненты $y_i^{(1)}(t), y_i^{(2)}(t), \dots, y_i^{(p)}(t)$ по апостериорному набору нормированных частных критериев $\tilde{x}_{ii}^{(1)}, \dots, \tilde{x}_{ii}^{(p)}$;
- б . рассмотреть в качестве интегральных индикаторов анализируемых свойств k первых главных компонент где число k определяется из условия

$$k = \min \left\{ m : \frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_m}{\lambda_1 + \dots + \lambda_p} > 0,55 \right\},$$

где $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$ - собственные числа корреляционной матрицы переменных $\tilde{x}^{(1)}, \tilde{x}^{(2)}, \dots, \tilde{x}^{(p)}$, расположенные в порядке убывания

с . провести многокритериальную Парето классификацию субъектов РФ выбирая в качестве критериев

- либо первые k главных компонент $y^{(1)}(t), \dots, y^{(k)}(t)$ (если они поддаются прозрачной содержательной интерпретации)
- либо $k'(k \leq k' < p)$ частных критериев апостериорного набора наиболее тесно коррелированных с $y^{(1)}(t), \dots, y^{(k)}(t)$ (если k первых главных компонент не поддаются содержательной интерпретации).

Расчет показателей авто- и межрегиональной динамики качества жизни населения

Показатель автодинамики (для i - объекта РФ):

$$\Delta_i(t) = d_i^2(t-1) - d_i^2(t), \text{ где } d_i^2(\tau) = \sum_{j=1}^p w^{(j)}(\tau)(1 - \tilde{x}_i^{(j)}(\tau))^2.$$

Показатель межрегиональной (сравнительной) динамики (для i -го объекта РФ):

$\delta_i(\tau) = r(y_i(t-1)) - r(y_i(\tau)),$ где $r(y_i(\tau))$ это ранг i -го субъекта РФ в рейтинге субъектов построенном в соответствии со значениями их сводных (скалярных) оценок $y_i(\tau).$