

К вопросу о совершенствовании методик расчетов оптимизации деятельности органа местного самоуправления (на примере Республики Татарстан)

Шихалёв А.М. shihalev_48@mail.ru, Воронцов Д.П. 128_dmitri@mail.ru,
Ахметова И.А. iraahmetova@mail.ru, Хананова А.Ф., mjf.8091971@gmail.com,
Казанский Федеральный Университет, Казань, Россия.

Аннотация. В работе апробируется расчетная методика для оценки эффективности функционирования ОМУ на основе компонентного анализа с целью оценки степени корректности составляемой модели, с формированием производственной функции для оптимизации существующих процессов.

Abstract. In the paper authors made an attempt of the local authority effectiveness estimation basing on the component mining for the proposed model accuracy checking with the resource-production ratio creation for the current processes optimization.

Ключевые слова: производственная функция, орган местного самоуправления, факторы роста, компонентный анализ.

Компонентный анализ. Цель - констатация степени соответствия требованиям, предъявляемым к корреляционным матрицам среди переменных ПФ вида: $X = F(K, L)$ (1), где X – зависимая переменная («Доход, тыс. руб.»), а K – капитал, руб. и L – «Работающие сотрудники, чел.» - экзогенные переменные; при составлении из переменных выражения (1) все переменные уравнения множественной регрессии аддитивного/мультипликативного вида должны удовлетворять обязательным условиям: а) переменная X должна тесно коррелировать с каждой из независимых переменных K и L (2); б) между независимыми переменными корреляция не должна превышать 0,7, или возможна коллинеарность (3). Вычислим необходимые коэффициенты корреляции, сопоставим их с условиями (2) и (3), для чего строим корреляционную матрицу (КМ) типа «объект – объект» на основе имеющихся исходных данных, приведенных в таблице 1, для решения задачи составления производственной функции (ПФ) для местного муниципального управления.

Таблица 1. Исходные данные по местному муниципальному управлению – массив S в интервальной шкале (через знак «/» обозначены ранги массива S)

| Счетчик i | Годы | Доходы, тыс. руб., X / ранги | Основные средства (капитал) K , тыс. руб./ ранги | Сотрудники, чел., L / ранги |
|--------------------------------|--------|-----------------------------------|-------------------------------------------------------|----------------------------------|
| | | $j = 1$ | $j = 2$ | $j = 3 = n$ |
| 1 | 2013 | 2754,8 / 5 | 207,9 / 5 | 7 / 1,5 |
| 2 | 2014 | 2998,5 / 4 | 228,1 / 4 | 7 / 1,5 |
| 3 | 2015 | 3531,8 / 3 | 250,4 / 3 | 6 / 4 |
| 4 | 2016 | 3779,3 / 1 | 268,9 / 2 | 6 / 4 |
| 5 = m | 2017 | 3713,7 / 2 | 322,5 / 1 | 6 / 4 |
| Поправки на связанные ранги | TW_i | 0 | 0 | 30 |
| | T_j | 0 | 0 | 2,5 |

Для получения КМ необходимо рассчитать коэффициенты корреляции между всеми показателями, и т.к. объем выборок ограничен, вычислим непараметрические коэффициенты парной ранговой корреляции ρ_{jk} , где индексы j и k - текущие номера столбцов табл. 1. Вычислим повторяющийся в формулах комплекс $kompl = (m/6) \cdot (m^2 - 1) = (5/6) \cdot (25 - 1) = 20$ (4). Тогда формула для вычисления искомых коэффициентов:

$$\rho_{jk} = \frac{kompl - (T_j + T_k) - \sum (s_{ij} - s_{ik})^2}{[(kompl - 2 \cdot T_j) \cdot (kompl - 2 \cdot T_k)]^{1/2}}, \quad (5)$$

где под знаком суммы подразумевается суммирование по всему множеству строк (по

переменной i). По формуле (5) рассчитаны коэффициенты парной ранговой корреляции и размещены в КМ:

$$\text{KM} = \begin{array}{c|ccc|} & \text{X} & \text{K} & \text{L} \\ \hline \text{X} & 1 & 0,90 & -0,87 \\ \hline \text{K} & & 1 & -0,87 \\ \hline \text{L} & & & 1 \\ \hline \end{array} . \quad (6)$$

Матрица КМ выражает рефлексивные симметричные отношения (отношения сходства). И если связь X с K и L удовлетворяет условию (2), то связь аргументов K и L превышает допустимое по (3) значение 0,70. Тогда статистические параметры будущего уравнения по заявленной зависимости (1) не должны ожидаемо отличаться высокими и устойчивыми итоговыми статистическими показателями.

Построение производственной функции. Моделируемая функция выражает зависимость результата производства от ресурсных затрат, где в качестве ресурса рассматривается накопленный труд в виде производственных фондов (капитал K) и труд (численность работников L), а в качестве результата – часть объема выпущенной продукции – доход X . Тогда результат функционирования исследуемой организации может быть представлен моделью в виде производственной функции (ПФ) вида (1), в общем случае нелинейной. В данном случае орган местного самоуправления Саврушское сельское поселение РТ рассматривается как некая неделимая ячейка. Тогда ПФ общего вида (1) может рассматриваться как неоклассическая, если она является гладкой и удовлетворяет известным условиям [1]. Мультипликативная ПФ может быть задана общим выражением: $X = a \cdot K^{\alpha_1} \cdot L^{\alpha_2}$ (7), где A – коэффициент нейтрального технического прогресса; α_1 и α_2 – коэффициенты эластичности по фондам и труду. Так как мультипликативная ПФ вида (7) определяется по временному ряду выпусков и затрат ресурсов (см. табл. 1), то по отношению к ней может быть применен аппарат множественной регрессии с использованием метода наименьших квадратов. Видно, что выражение (7) в логарифмах по любому основанию (здесь – на основании экспоненты) будет иметь аддитивный вид: $\ln X = \ln A + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln L$ (8). В результате при использовании исходной информации табл. 1 во временном диапазоне 2013 – 2017 гг. получаем модель линейной множественной регрессии, которая линейна по отношению к неизвестным A , α_1 и α_2 как коэффициентам регрессии, которые могут быть найдены с помощью стандартных компьютерных программ. Получены следующие результаты: $\alpha_1 = 0,227224$; $\alpha_2 = -1,226709$; $\ln A = 9,127208$. Следовательно, в результате потенцирования $\exp(A) = \exp(9,127208) = 9202,300473$. Тогда ПФ в мультипликативном виде за период с 2013 г. по 2017 г. с учетом выражения (8) примет вид, где $a = \ln A$: $X = a \cdot K^{\alpha_1} \cdot L^{\alpha_2} = 9202,300473 \cdot K^{0,227224} \cdot L^{-1,226709}$ (9). Соответствие полученного уравнения регрессии мультипликативного типа (9) верифицируется как и для уравнения аддитивного вида (8). Поскольку уравнение регрессии как способ аппроксимации (замены) дискретных данных на аналитический вид наиболее точно предсказывает поведение средних величин, полученное выражение (10) при подстановке средних величин экзогенных и эндогенной переменной должно обращаться в тождество: $X_{cp} \equiv 9202,300473 \cdot K_{cp}^{0,227224} \cdot L_{cp}^{-1,226709}$ (10). Средние значения известны: $X_{cp} = 3355,62$; $K_{cp} = 255,56$; $L_{cp} = 6,40$. Подставив их в (10) получим: $3356,62 \equiv 9202,300473 \cdot 255,56^{0,227224} \cdot 6,40^{-1,226709} = 3326,51$ (11). Из (11) следует, что заявленное тождество таковым является не вполне.

Расчет очевидной пропорции показывает, что результаты $X_{cp} = 3355,62$ незначительно отличаются от полученных 3326,51: разница составляет всего 0,87%. Вычисленные значения коэффициентов множественной регрессии в целом удовлетворяют предъявляемым требованиям по критериям Фишера и Стьюдента. Так, надежность полученного уравнения (8) и (9) по Фишеру 90,6%; значимость коэффициентов регрессии в том же уравнении по Стьюденту 57,1% и 88,4% (около требуемых 90%). Значимость первого существенно меньше требуемых 90%. Однако, принимая во внимание, что коэффициент множественной корреляции $R = 0,9735$, коэффициент детерминации $R^2 = 0,9478$ свидетельствует о том, что независимые переменные модели охватывают не менее $94,79\% \approx 94,8\%$ всех причинно-следственных связей, найденную связь в виде (9) характеризует вполне достаточную полноту охвата действующих экзогенных факторов К и L на результирующий показатель X. При этом натуральный логарифм ошибки аппроксимации $EPS = 0,339\%$, следовательно, общая относительная ошибка аппроксимации в окончательном виде всего $EPS = e^{0,339} = 1,40\%$; рассчитанное расхождение в оценке тождества (11), равное 0,87% значительно меньше общей относительной ошибки аппроксимации 1,40%, и тождество (11) будем считать состоявшимся. Тогда полученную модель (9) можно использовать для дальнейших расчетов, имея в виду, что критерий Дарбина-Уотсона - 3,02, то есть отличается от рекомендуемого значения 2 [1]. Поэтому для составителей модели (9) принципиально важно, имеются ли у нее существенные автокорреляционные остатки.

Расчет коэффициента автокорреляции и значения критерия Дарбина-Уотсона. Оба расчета реализуются по одной таблице на основе истинных и расчетных результатов моделирования. Расчеты автокорреляции (а/к) дают результаты: $r_{\alpha}^{расчет} = -0,695$; $d_{\alpha}^{расчет} = 3,022$, которые в сравнении с табличными данными, приведенные в [2] позволяют сделать заключения о том, что: $r_{\alpha}^{расчет} = -0,695 > r_{\alpha}^{табл} = -0,753$, следовательно, автокорреляция присутствует (12). С другой стороны, для уточнения вывода (12) рекомендуется использовать критерий Дарбина-Уотсона при том же 5% - м уровне существенности. Из [2] следует, что при объеме выборки $n = 5$ следует принять минимальную выборку числа наблюдений $n = 15$ -ти для двух экзогенных переменных, для которых параметры d_1 и d_2 следует выписать два значения: $d_1 = 0,95$ и $d_2 = 1,54$ и посчитать разности $(4 - d_2) = (4 - 1,54) = 2,46$ и $(4 - d_1) = (4 - 0,95) = 3,05$. Полученное вычисленное значение $d_{\alpha}^{расчет} = 3,022 < 3,050$. Следовательно, «нулевая гипотеза» об отсутствии а/к не опровергается и не подтверждается: значение критерия Дарбина-Уотсона в зоне неопределенности. Поэтому с допущениями можно модифицировать выражение (13): $X = T$ (14) что дает возможность использовать модель (9) при генерации ситуаций для нахождения оптимального соотношения К и L.

Анализ содержания полученной ПФ за 2013 – 2017 гг. Для оценки факторов роста организации рекомендуется различать экстенсивные факторы роста и интенсивные факторы; эффективность производства оценивается как отношение достигнутых результатов к затратам. Для этого необходимо по данным табл. 1 определить степень кратности различий принятых к моделированию переменных X, K и L как отношение их величин на 2017 г. к их значениям на 2013 г. Получим: 1) доход объекта возрос в $X^* = (X_{2017} / X_{2013}) = (3713,7 \text{ тыс. руб.} / 2754,8 \text{ тыс. руб.}) = 1,3481$ раз; 2) основные производственные фонды увеличились в $K^* = (K_{2017} / K_{2013}) = (322,5 \text{ тыс. руб.} / 207,9 \text{ тыс. руб.}) = 1,5512$ раз; 3) число занятых работников в $L^* = (L_{2017} / L_{2013}) = (7,0 \text{ чел.} / 6,0 \text{ чел.}) = 1,1667$ раз. Для дальнейшего анализа необходимо привести экономическую интерпретацию параметров регрессии a, α_1, α_2 уравнений (8)

и (9). Параметр «а» - нейтральный технический прогресс: при фиксированных α_1 и α_2 доход в точке (K,L) тем больше, чем больше значение «а»; α_1 - эластичность выпуска по основным фондам, а α_2 - эластичность выпуска по труду; очевидно, что в случае $\alpha_1 > \alpha_2$ имеет место трудосберегающий (интенсивный) рост, а в обратном случае - фондосберегающий (экстенсивный) рост. Рассуждая о характере темпов роста, необходимо оценить справедливость выполнения соотношения ($\alpha_1 + \alpha_2 > 1$), выполнение которого свидетельствует о том, что результирующий показатель «дохода X» растет быстрее, чем в среднем растут регрессоры (факторы K и L); такая модель характерна для растущей экономики. В полученной в результате моделирования функции вида ПФ (9) коэффициенты регрессии имеют значения: $\alpha_1 = 0,227224$ и $\alpha_2 = - 1,226709$. Тогда выражение $\alpha_1 + \alpha_2 = [0,227224 + (- 1,226709)] = - 0,999485$, что заметно меньше единицы, то есть сумма двух коэффициентов регрессии в ПФ вида (9) не характерна для растущей экономики. Однако, согласно [3], дальнейший анализ полученной ПФ вида (9) целесообразно проводить в терминах функции Кобба-Дугласа, когда частным случаем ПФ общего вида (1) служит функция вида $X = a \cdot K^\alpha \cdot L^{(1-\alpha)}$ (15), где $\alpha = \alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2) = 0,227224 / [(0,227224 + (- 1,226709))] = - 0,227341$; тогда $(1 - \alpha) = [(1 - (- 0,227341))] = 1,227341$, и выражение стандартной мультипликативная функция (9) в виде функции Кобба-Дугласа на основании выражения (15) примет вид: $X = a \cdot K^{-0,227341} \cdot L^{1,227341}$ (16). Для достижения верификации рабочей гипотезы о динамике (негативной или позитивной) внутренних резервов исследуемого предприятия необходимо определить частные эффективности ресурсов для фондоотдачи (E_K) и для производительности труда (E_L) по формулам: $E_K = X^* / K^* = 1,3481 / 1,5512 = 0,8691$ (17), $E_L = X^* / L^* = 1,3481 / 1,1667 = 1,1555$ (18), где X^* - рост доходов за 2013 – 2017 гг.; K^* - рост объема производственных фондов за тот же период; L^* - рост численности работающих за тот же период. Далее на основании вида функции (16) обобщенный показатель эффективности E как среднее геометрическое частных показателей может быть с учетом (17) и (18) найден в виде $E = E_K^\alpha \cdot E_L^{(1-\alpha)} = 0,8691^{-0,227341} \cdot 1,1555^{1,227341} = 1,2327 \approx 1,23$ (раз) (19). Тогда средний масштаб производства в динамике можно определить как среднее геометрическое: $M = K^{*\alpha} \cdot L^{*(1-\alpha)} = 1,5512^{-0,227341} \cdot 1,1667^{1,227341} = 1,0935 \approx 1,09$ (раз) (20).

Следовательно, общий рост доходов исследуемого управленческой деятельности поселения с 2013 по 2017 гг. в 1,09 раз произошел за счет роста масштабов деятельности, тогда как в 1,23 раза – за счет повышения эффективности деятельности. Тогда соотношение роста масштабности и роста эффективности можно выразить как их отношение: $S = E / M = 1,23 / 1,09 = 1,128 \approx 1,13$ раз. Иначе говоря, за период 2013 – 2017 гг. в общем росте доля эффективности управленческой деятельности поселения выше, чем доля по отношению к его росту масштабности, что является положительным в оценке исследуемой деятельности в целом.

Литература

1. Громько Г.Л. Общая теория статистики: Практикум - М.: ИНФРА-М, 1999. – 139 с.
2. Мартыщенко Л.А. Военно-научные исследования и разработка вооружения и военной техники: учеб. для вузов. - М.: МО РФ, 2017. - 301 с.
3. А.М. Шихалёв, В.В. Хоменко, Г.Р. Аляутдинова Оценка оптимального расположения логистических центров в Республике Татарстан на основе полного статистического анализа экспертных оценок // Вестник экономики, права и социологии. Октябрь-Ноябрь-Декабрь/4/2016. – С. 113 – 122.