

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	PIHII (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

SOI: [1.1/TAS](#) DOI: [10.15863/TAS](#)

## International Scientific Journal Theoretical & Applied Science

p-ISSN: 2308-4944 (print) e-ISSN: 2409-0085 (online)

Year: 2018 Issue: 04 Volume: 60

Published: 30.04.2018 <http://T-Science.org>

**S. U. Zhanatauov**  
candidate of physics and mathematical sciences,  
Department «Information  
technologies, mathematics, physics»,  
Associate professor,  
Noncommercial joint-stock company  
"Kazakh national agrarian university"  
Kazakhstan  
[sapagtu@mail.ru](mailto:sapagtu@mail.ru)

### SECTION 2. Applied mathematics. Mathematical modeling.

## INVERSE MODEL OF MULTIPLE LINEAR REGRESSION ANALYSIS

**Abstract:** The inverse model of multiple linear regression analysis (IM MLRA) is worked up in the article. Theorem is proved about of  $n$   $z$ -variables of multidimensional (IM MLRA)-sample. The values of  $n$   $z$ -variables located in the  $n$  columns of matrix  $Z_{mn}$ . The rank of this matrix is equal to  $n-1$ . The new inverse problem of multiple linear regression analysis (IP MLRA) is solved with the use of Inverse Model of Principal Component Analysis (IM PCA[4]) statistical modeling of the  $n$  correlated  $z$ -variables satisfying IM MLRA to all equations and mathematical relations. A new inverse problem of multiple linear regression analysis (IP MLRA) of statistical modeling of  $n$  correlated  $z$ -variables ( $n-1$  independent, 1 dependent) that satisfy all the equations and relations of the IM MLRA is solved. The input parameter of the MZPM is the vector  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  of the regression coefficients for  $n-1$  independent  $z$ -variables. A theorem on  $n$   $z$ -variables of a multidimensional sample of IM MLRA is proved with values located in  $n$  columns of the matrix  $Z_{mn}$  of rank  $n-1$ . Numerical algorithms have been tested using the example of modeling a multidimensional  $A$ -sample of  $z$ -variables from OM MLRA (for  $n=4$ ). The known vector  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)^T$  of the regression coefficients from the article [1] is used. The obtained model data are adequate for the values of given statistics of a real multidimensional sample.

**Key words:** inverse model of multiple linear regression analysis

**Language:** Russian

**Citation:** Zhanatauov SU (2018) INVERSE MODEL OF MULTIPLE LINEAR REGRESSION ANALYSIS. ISJ Theoretical & Applied Science, 04 (60): 201-212.

**Soi:** <http://s-o-i.org/1.1/TAS-04-60-38> **Doi:** <https://dx.doi.org/10.15863/TAS.2018.04.60.38>

### ОБРАТНАЯ МОДЕЛЬ МНОЖЕСТВЕННОГО ЛИНЕЙНОГО РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА

**Аннотация:** В статье разработана обратная модель множественного линейного регрессионного анализа (ОМ МЛРА). С применением равенств из обратной модели главных компонент (ОМ ГК [4]) решена новая обратная задача множественного линейного регрессионного анализа (ОЗ МЛРА) статистического моделирования значений  $n$  коррелированных  $z$ -переменных, удовлетворяющих всем уравнениям и соотношениям ПМ МЛРА. При наличии разбиения множества  $z$ -переменных на 2 части:  $n-1$  независимых плюс 1 зависимая  $z$ -переменная. Входным параметром ОЗ МЛРА является вектор  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  коэффициентов регрессии при  $n-1$  независимых  $z$ -переменных. Доказана Теорема об  $n$   $z$ -переменных многомерной выборки ОМ МЛРА. с значениями, расположенными в  $n$  столбцах матрицы  $Z_{mn}$  ранга  $n-1$ . Численные алгоритмы апробированы на примере моделирования многомерной  $A$ -выборки  $z$ -переменных из ОМ МЛРА (при  $n=4$ ). Использован известный вектор  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)^T$  регрессионных коэффициентов из статьи [1]. Полученные модельные данные адекватны по значениям заданных статистик реальной многомерной выборки.

**Ключевые слова:** обратная модель множественного линейного регрессионного анализа

#### Введение

Регрессионные модели из подмножества линейных моделей, являются одними из важных инструментов статистического анализа реальных данных. Рассмотрим регрессионную модель вида  $Z_n = \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots + \beta_{n-1} Z_{n-1} + \alpha$ , где  $Z_1, Z_2, \dots, Z_{n-1}$  - набор

объясняющих (независимых) переменных («регрессоров»),  $Z_n$ -переменная отклика (зависимая переменная),  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ -регрессионные коэффициенты,  $\alpha$ -свободный член. Эта модель отражает взаимосвязь между двумя или более объясняющими переменными и одной

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	ПИИЦ (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

переменной *отклика* путем подгонки вышеприведенного линейного уравнения к стандартизованным значениям  $z$ -переменных  $z_{ij}=(x^0_{ij}-x^{cp_j})/s_j$ . Законы распределения одномерных случайных величин  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ , соответствующих  $z$ -переменным  $z_1, z_2, \dots, z_n$  не известны. Здесь  $x^0_{ij}$  -  $i$ -ое значение  $j$ -го признака реального объекта,  $x^{cp_j}=(x^0_{1j}+\dots+x^0_{mj})/m$  - среднее арифметическое,  $s^2_j=(x^2_{1j}+\dots+x^2_{mj})/m$  - стандартное отклонение,  $x_{ij}=x^0_{ij}-x^{cp_j}$  - отклонение от среднего значения  $x^{cp_j}$ . Стандартизованные значения  $z_n$  изменяются относительно значений  $z_1, z_2, \dots, z_{n-1}$  с одинаковыми стандартными отклонениями, равными 1. В соответствии с этим разбиением  $z$ -переменных  $m$  значений всех  $n$   $z$ -переменных образует 2 подматрицы  $Z_1, Z_2$  матрицы  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$  для  $m$ -на- $n$  матрицы  $Z_{mn}$ . Элементы столбцов (с номерами  $j=1, \dots, n$ ) матрицы  $Z_{mn}$  центрированы выборочными средними и нормированы стандартными отклонениями:  $z_{ij}=(x^0_{ij}-x^{cp_j})/s_j$ . Элементы  $z_{ij}=(x^0_{ij}-x^{cp_j})/s_j$  матрицы стандартизованных отклонений не имеют размерности, и все ее столбцы имеют одинаковые дисперсии, равные единице. Это - одно из удобств для наших задач. Шаги при моделировании значений  $z_{ij}=(x^0_{ij}-x^{cp_j})/s_j$   $n$   $z$ -переменных отделены от шагов при вычислении выборочных средних  $x^{cp_j}$  и дисперсий  $s_j^2$  для реальных данных  $x^0_{ij}$   $i=1, \dots, m, j=1, \dots, n$ . Векторы выборочных средних и дисперсий должны определяться из матрицы реальных данных  $X^0_{mn}=\{x^0_{ij}\}$ . Моделирование значений  $z$ -переменных проводится отдельно, а при преобразовании их в  $x^0$ -переменные  $x^0_{ij}=z_{ij}s_j+x^{cp_j}$ ,  $i=1, \dots, m, j=1, \dots, n$ , можно использовать любые векторы выборочных средних и стандартных отклонений (дисперсий). При этом в полученной модельной матрице  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$  можно переставлять местами строки - эти действия не влияют на значения элементов корреляционных матриц, вычисляемых ниже.

Регрессионные модели разработаны в многочисленных вариантах, применялись во многих предметных областях. Многочисленные статьи, монографии на разных языках, программы для ЭВМ общеизвестны, стали повседневным инструментарием.

Однако, в связи с кризисными событиями, например, в финансовой сфере, актуальны задачи управления вычисленными значениями коэффициентов регрессии при  $n-1$  независимых  $z$ -переменных, линейная комбинация которых влияет на зависимую переменную.

Например, прибыль (зависимая переменная или отклик) в зависимости от прироста ресурсов, вложений (независимых переменных) в прибыльные активные операции. Предварительная фиксация значений коэффициентов регрессии  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$  и

моделирование значений независимых и зависимой переменных позволит иметь ряды матриц  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$ , достигающих по построению такой матрицы  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$ , которая будет иметь заданные целевые значения коэффициентов регрессии  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ . Тогда возможно проектирование рядов векторов значений коэффициентов регрессии  $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  и соответствующих им рядов матриц  $\{Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]\}$  с заданными свойствами.

Современные тенденции в теории и практике финансового анализа связаны с проблемой модификации системы финансовых коэффициентов, с приведением этой системы к форме, удобной для принятия адекватных управленческих решений в области финансового менеджмента. В этом направлении существует несколько подходов. Предпочтителен подход, когда выбирают из всех существующих финансовых показателей и коэффициентов незначительное количество тех, которые наиболее полно и всесторонне характеризуют финансовое состояние банка.

Здесь мы остановимся на статистическом подходе к коэффициентному методу финансового анализа. Суть нашего подхода может быть сведена к анализу выборочных коэффициентов корреляции и коэффициентов регрессии. Последние имеют практически важный смысл и интерпретацию: «если банк увеличит на 1 тысячу тенге свои кредитные вложения, то банк потерпит убыток в 347,87 тенге, а если банк увеличит на 1 тысячу тенге свои вложения в ценные бумаги, то банк потерпит убыток в 225,42 тенге. т. е. банку в это время нельзя заниматься традиционными операциями» [1].

Для иллюстрации статистического подхода к финансовому экспресс-анализу нужны модельные данные, адекватные по значениям статистик многомерной выборки. Перечень этих статистик (векторы, матрицы) будет выявлен по мере изложения текста. При этом закон распределения значений 1-мерных переменных для финансовых показателей бывает неопределенным, что достигается применением обратной модели главных компонент (ОМ ГК) [2,3], для 1-мерных  $z$ -переменных из  $R$ -,  $\Lambda$ -выборки не определены законы распределений.

### Модели и задачи

Исходной гипотезой для рассматриваемой ниже обратной задачи множественной линейной регрессии (ОЗ МЛРА) является существование уравнения регрессии вида  $z_n=\beta_1z_1+\beta_2z_2+\dots+\beta_{n-1}z_{n-1}$ , где, в отличие от прямой задачи множественной линейной регрессии (ПЗ МЛРА) известны значения  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$  вектора  $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  регрессионных коэффициентов, значение свободного члена  $\alpha$ . Модель множественной

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	ПИИЦ (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

линейной регрессии, где вычисляется единственный вектор  $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  регрессионных коэффициентов, назовем (при  $\alpha=0$ ) прямой моделью множественной линейной регрессии (ПМ МЛРА) и обозначим так:  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2] \Rightarrow (R^{-1}_{11}, R_{12}, \beta)$ . В ПМ МЛРА решена ПЗ МЛРА, ее решение  $\beta$  единственно и равно  $\beta_R=R^{-1}_{11}R_{12}$ . Ранг матрицы  $R_{11}$  равен  $n-1$ . Для каждого значения  $z_n$  из реальной выборки и оценки ее значения из ПМ МЛРА разность этих величин не равна нулю. В нашей ОМ МЛРА аналогичная разность равна нулю. В этом состоит преимущество ОМ МЛРА, где модельные значения  $n$   $z$ -переменных точно удовлетворяют формуле  $z_n=\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \dots + \beta_{n-1} z_{n-1}$ . Аддитивное случайное приращение  $\alpha_i, i=1, \dots, m$ , к значениям  $z_{in}$  (присущее ПМ МЛРА) в ОМ МЛРА придает вектору-решению  $(z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{i(n-1)}, z_{in})^T$  нашей модельной выборки свойство ошибки предсказанного значения. Значениями этих ошибок в ОМ МЛРА можно управлять, что невозможно в ПМ МЛРА. Следовательно теоретическое решение ПМ МЛРА является одним из бесконечного множества теоретических решений ОМ МЛРА. Математического доказательства не приводим.

Трудным местом ПЗ МЛРА  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2] \Rightarrow (R^{-1}_{11}, R_{12}, \beta)$  является вычисление обратной матрицы для симметрической корреляционной матрицы «регрессоров»  $R_{11}$ , которая может быть неполного ранга – тогда не существует для нее обратной матрицы. Если она «плохо обусловлена», то уменьшение числа обусловленности матрицы показывает насколько матрица близка к матрице неполного ранга (для квадратных матриц - к вырожденности). В работах [2-9] число обусловленности корреляционной матрицы измеряется набором ее  $f$ -параметров  $f_1(\Lambda_{nn})=\lambda_1+\dots+\lambda_n=n$ ,  $f_2(\Lambda_{nn})=(\lambda_1^2+\dots+\lambda_n^2)$ ,  $f_3(\Lambda_{nn})=\lambda_1/\lambda_n$ ,  $f_4(\Lambda_{nn})=(\lambda_1+\dots+\lambda_n)/n < 1$ ,  $f_5(\Lambda_{nn})=\lambda_1 \times \lambda_2 \times \lambda_3 \times \dots \times \lambda_n$ ,  $f_6(\Lambda_{nn})=\lambda_1/\lambda_2 + \dots + \lambda_{n-1}/\lambda_n$ . Значение  $f$ -параметра  $f_3(\Lambda_{nn})=\lambda_1/\lambda_n$  измеряет значение числа обусловленности, а остальные – близость (удаленность) от вырожденности корреляционной матрицы  $R_{nn}$ . Для нахождения значений  $f$ -параметров необходимо решить прямую спектральную задачу (ПСЗ):  $R_{nn} \Rightarrow (C_{nn}, \Lambda_{nn})$ , где квадратная ортонормированная матрица  $C_{nn}$  - матрица собственных векторов  $c_j=(c_{1j}, c_{2j}, \dots, c_{nj})^T, j=1, \dots, n$ . Они образуют ортогональную матрицу  $C_{nn}=[c_1 | c_2 | \dots | c_n]$ , согласованную с матрицей собственных чисел (со спектром)  $\Lambda_{nn}=\text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n), \lambda_1 > \dots > \lambda_n > 0$ , таким образом, что выполняются равенства  $R_{nn}C_{nn}=C_{nn}\Lambda_{nn}, C_{nn}^T C_{nn}=C_{nn} C_{nn}^T=I_{nn}$ , где  $\text{diag}(R_{nn})=(1, \dots, 1), \text{tr}(R_{nn})=1+1+1+\dots+1+1+1=\text{tr}(\Lambda_{nn})=\lambda_1+\dots+\lambda_n=n$ . Матрицы  $C_{nn}$  и  $\Lambda_{nn}$

вычисляются одновременно по известной корреляционной матрице  $R_{nn}$ . Матрица  $R_{nn}$  вычисляется по стандартизированной выборке  $Z_{mn}: R_{nn}=(1/m)Z_{mn}^T Z_{mn}$ . Элементы спектра  $\Lambda_{nn}=\text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n), n > 2$ , являются вышеприведенными измерителями как степени вырожденности, так и других свойств.

Решаемая ниже ОЗ МЛРА, как показано ниже в «Теореме о  $z$ -переменных в ОМ МЛРА», имеет бесконечное множество решений  $(R^{(t)}_{11}, R^{(t)}_{12}, Z^{(t)}_1, Z^{(t)}_2)$ , где корреляционные матрицы  $R^{(t)}_{11}$  модели руются в модели вида:  $(n, \varphi_{11}) \Rightarrow (R^{(t)}_{11})$ , подматрицы  $R^{(t)}_{12}$  вычисляются:  $R^{(t)}_{12}=R^{(t)}_{11}\beta$ , подматрицы  $Z^{(t)}_1$  являются решением ОЗ АГК:  $R^{(t)}_{11} \Rightarrow (C^{(t)}_{11}, \Lambda^{(t)}_{11}, Y^{(t)}_{m(n-1)}, Z^{(t)}_{m(n-1)})$ , подматрица  $Z^{(t)}_2$  - решением Оптимизационной задачи №5,  $t=1, \dots, k_t < \infty, \ell=1, \dots, k_\ell < \infty$ .

Выборки  $Z^{(t)}_1, Z^{(t)}_2$  ОМ ГК удовлетворяют соотношениям:  $(1/m)Z^{(t)T}_1 Z^{(t)}_1=R^{(t)}_{11}, (1/m)Z^{(t)T}_1 Z^{(t)}_2=R^{(t)}_{12}, (1/m)Z^{(t)T}_2 Z^{(t)}_2=R_{22}=1$ . Матрицы  $C^{(t)}_{11}, \Lambda^{(t)}_{11}, Y^{(t)}_{m(n-1)}, Z^{(t)}_{m(n-1)}$  из решаемых задач используются для достижения требуемых равенств, а также удовлетворяют соотношениям ОМ ГК, доказанным в Теореме о  $\Lambda$ -выборках [9].

### Обратная модель множественной линейной регрессии

Необходимо иметь данные, демонстрирующие всевозможные динамики рассматриваемых нами агрегированных показателей. Динамики этих показателей покажут оптимистические или неблагоприятные тенденции в периоды времени, наличие которых мы будем определять по значениям показателей, по коэффициентам корреляции, по значениям коэффициентов регрессии  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ , по коэффициентам эластичности переменной  $z_n$  по объясняющей переменной  $z_j$  с номером  $j$ , где  $j$  может принимать одно из значений  $1, 2, \dots, n-1$ .

В данной работе управляемым (входным) параметром модели, генерирующей модельные данные, являются значения коэффициентов регрессии  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$  при переменных  $z_1, z_2, \dots, z_{n-1}$ . В общеизвестной ПМ МЛРА  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2] \Rightarrow (R^{-1}_{11}, R_{12}, \beta)$  входным объектом является реальная многомерная выборка  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$ , а выходным вектор коэффициентов регрессии  $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_{n-1})$ .

Как показано ниже для единственного вектора коэффициентов регрессии  $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_{n-1})$  существует бесконечное множество стандартизованных многомерных выборок  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$ , являющиеся многомерными  $\Lambda$ -выборками с свойствами, доказанными в теореме о  $\Lambda$ -выборках [9].

Ниже покажем что Обратная модель множественной линейной регрессии (ОМ МЛРА)

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	ПИИЦ (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

имеет схематическое изображение вида:  $\beta \Rightarrow [R^{(t)}_{11}, R^{(t)}_{12} Z^{(t)}_1 | Z^{(t)}_2], t=1, \dots, k_t < \infty, \ell=1, \dots, k_\ell < \infty.$

### Обратная задача множественного линейного регрессионного анализа

Пусть нам даны перечень наименований и число  $n-1$  независимых переменных, т.е. задано число «регрессоров»  $z_{11}, \dots, z_{i,n-1}$  и заданы значения коэффициентов регрессии  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ , функционально определяющих значения зависимой переменной  $z_n$ .

Требуется моделировать значения выборочных коэффициентов корреляции между  $n-1$  независимыми  $z$ -переменными из подматрицы  $R_{11}$  коэффициентов корреляций только независимых переменных («регрессоров»). Требуется моделировать значения выборочных коэффициентов корреляции  $r_{1n}, \dots, r_{n-1,n}$  между зависимой  $z$ -переменной  $z_n$  и независимыми  $z$ -переменными  $z_1, \dots, z_{n-1}$ , объединенных в вектор-столбец  $R_{12} = (r_{1n}, \dots, r_{n-1,n})^T$ . Требуется моделировать многомерную  $m^*n$ -выборку  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$  значений  $n$   $z$ -переменных, удовлетворяющих равенствам из ПМ МЛРА  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2] \Rightarrow (R^{-1}_{11}, R_{12}, \beta)$ :

$$\begin{aligned} (1 \setminus m) Z^T Z &= R_{nn}, Z_{mn} = [Z_1 | Z_2] = \{(z_{11}, \dots, z_{i,n-1} | z_{in})\}, \\ (1 \setminus m) Z_1^T Z_1 &= R_{11}, \\ (1 \setminus m) Z_1^T Z_2 &= R_{12}, z_n = z R^{-1}_{11} R_{12} = z \beta, z = (z_1, \dots, z_{n-1}), \\ &\beta = R^{-1}_{11} R_{12}. \end{aligned}$$

Входным объектом обратной задачи множественной линейной регрессии (ОЗ МЛРА) является вектор  $\beta_R = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})$ . Выходным объектом ОЗ МЛРА, т.е. решением, является многомерная выборка  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2] = \{(z_{11}, \dots, z_{i,n-1} | z_{in})\}$ , матрица  $R_{nn}$  такие, что выполняются соотношения  $\beta_R = R^{-1}_{11} R_{12}$ ,  $(1 \setminus m) Z_1^T Z_1 = R_{11}$ ,  $(1 \setminus m) Z_1^T Z_2 = R_{12}$ . Матрица  $R_{nn}$  в соответствии с разбиением  $R$ -выборки  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ , где  $Z_1$  –  $m$ -на- $(n-1)$  матрица,  $Z_2$  –  $m$ -на-1 матрица, матрица  $R_{nn}$  разбита на 3 блока:  $R_{11}, R_{12}, R_{21} = R^T_{12}$ , и элемент  $r_{ij}, r_{nn} = 1$ .

Схематически данную ОЗ МЛРА изобразим пока так:  $(m, n, \varphi_{11}, \beta) \Rightarrow (R_{11}, R_{12}, Z_1, Z_2)$ . В процессе ее решения схема будет конкретизироваться.

Подзадачу 1 для ОЗ МЛРА обозначим так:  $(n, \varphi_{11}) \Rightarrow (R_{11})$ . Решение подзадачи 1 состоит из 2 шагов. Подзадачу 2 изобразим так:  $(R_{11}, m) \Rightarrow (C_{11}, \Lambda_{11}, Y^{(t)}_{m(n-1)}, Z^{(t)}_{m(n-1)}), t=1, \dots, k_t < \infty$ , а подзадачу 3  $(R_{11}, \beta) \Rightarrow R_{12}$ . Результат решений трех подзадач после удаления символов сопутствующих матриц обозначается в виде:  $(m, n, \varphi_{11}, \beta) \Rightarrow (R_{11}, R_{12}, Z_1, Z_2)$ .

#### Рассмотрим подзадачу 1.

Шаг 1. При фиксированном значении параметра  $\varphi_{11}$  моделируем спектр  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$ , с значением  $\varphi$ -параметра спектра  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} \varphi = [(f_2(\Lambda_{(n-1)(n-1)}) - n] / (n-1)^{1/2}$ , равного заданному значению  $\varphi_{11}$ . Значение  $\varphi_{11}$  должно принадлежать одному из 5 интервалов

изменения коэффициента корреляции по шкале Чеддока (Chaddock scale). По этой шкале количественная мера тесноты связи: абсолютное значение коэффициента корреляции, принадлежащее интервалу от 0 до 0.3 – качественно интерпретируется как «очень слабая», интервалу от 0.3 до 0.5 – «слабая», умеренная», интервалу от 0.5 до 0.7 – «заметная» (moderate positive), интервалу от 0.7 до 0.9 – «высокая», интервалу от 0.9 до 1 – «очень высокая».

Схему этого Шага 1 обозначим так:  $(n-1, \varphi_{11}) \Rightarrow \{\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})\}$ . Фигурные скобки  $\{\}$  обозначают бесконечность множества таких спектров. При этом элементы  $\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1}$  спектра  $\Lambda_{(n-1)(n-1)}$  неизвестной корреляционной матрицы  $R_{(n-1)(n-1)}$  моделируем с применением программы СПЕКТР из ППП «Спектр» [10]. Заметим, что программа СПЕКТР не моделирует матрицу  $R_{(n-1)(n-1)}$  (в виде блока  $R_{11}$ ) а моделирует только спектр  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$  с заданным значением  $f$ -параметра  $f_2(\Lambda_{(n-1)(n-1)}) = \lambda^2_1 + \dots + \lambda^2_{n-1} = f_2(R_{(n-1)(n-1)})$ . Элементы спектра упорядочены в порядке убывания:  $\lambda_1 > \dots > \lambda_{n-1} > 0, \lambda_1 + \dots + \lambda_{n-1} = n-1$ , причем матрица  $\Lambda_{(n-1)(n-1)}$  может быть как полноранговой, так и, при необходимости, может быть смоделирована с неполным рангом. Тогда число ее положительных элементов равно  $k < n-1$ . Одна из таблиц значений  $\varphi_{11}$ , принадлежащих 5 интервалам изменения параметра  $\varphi$ , приведена в статье [9, стр.187, Таблица 1]. Приведенные «Модельные значения элементов 20 спектров 20 неизвестных корреляционных матриц, имеющих заданные значения  $f$ -параметров спектра» получены при значениях  $\varphi_{11} = 0.20, 0.35, 0.40, 0.45, 0.50, 0.55, 0.60, 0.65, 0.70, 0.70, 0.75, 0.80, 0.80, 0.85, 0.85, 0.90, 0.90, 0.95, 0.98$ . Значение  $\varphi_{11}$  ( $0 < \varphi_{11} < 1$ ) не зависит от значения  $n$ . Оно позволяет моделировать  $n-1$  положительных элементов  $\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1}$ , в сумме равных  $n-1$ . В подзадаче 1 эти  $n-1$  положительных чисел позволяют моделировать  $[(n-1)^2 - (n-1)]/2$  чисел  $r_{ij}$ , по абсолютной величине не превосходящих 1. Таким образом одно положительное число  $\varphi_{11}$  (и не только оно) позволяет генерировать множество значений коэффициентов корреляции. Значение  $\varphi_{11}$  регулирует интервал значений, в пределах которого изменяются значения генерируемых коэффициентов корреляции. Примеры фиксации интервалов для значений  $\varphi_{11}$  приведены, например, в [9, стр.187].

Спектр  $\Lambda_{(n-1)(n-1)}$  может быть получен и по-другому. Если требуется моделировать спектр с заданными значениями его  $f$ -параметров  $f_1, f_2, f_4$ , то задача моделирования  $(f_1, f_2, f_4)$ -спектров  $\Lambda_{(n-1)(n-1)}$  ( $f_1 = n-1$ ) по-разному решены в [4-11]. Все модельные  $(f_1, f_2, f_4)$ -спектры из их бесконечного множества имеют заданные значения  $f$ -



<b>ISRA (India)</b> = 1.344	<b>SIS (USA)</b> = 0.912	<b>ICV (Poland)</b> = 6.630
<b>ISI (Dubai, UAE)</b> = 0.829	<b>ПИИЦ (Russia)</b> = 0.207	<b>PIF (India)</b> = 1.940
<b>GIF (Australia)</b> = 0.564	<b>ESJI (KZ)</b> = 4.102	<b>IBI (India)</b> = 4.260
<b>JIF</b> = 1.500	<b>SJIF (Morocco)</b> = 2.031	

параметров  $f_2, f_4$ , с заданной погрешностью [1,2]  $\|f_2 - f_2(\Lambda_{nn})\| \leq \epsilon_0, \|f_4 - f_4(\Lambda_{nn})\| = 0$ .

Шаг 2. Моделирование блока  $R_{11}$  корреляционной матрицы  $R_{nn}$ . Здесь нам предстоит воспользоваться одним из решений из бесконечного множества решений Обратной спектральной задачи (ОСЗ):  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} \Rightarrow (C^{(\ell)}_{(n-1)(n-1)}, R^{(\ell)}_{(n-1)(n-1)})$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty$ . Здесь мы будем использовать одну из корреляционных матриц  $R^{(\ell)}_{(n-1)(n-1)}$ , элементы которой по абсолютным величинам должны удовлетворять нас и соответствовать выбранному значению  $\phi_{11}$  в предыдущем Шаге 1.

Для моделирования бесконечного множества корреляционных матриц  $R_{(n-1)(n-1)}$  с одним и тем же спектром  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$  используем программу CORMAP (CORMAT, COMA31) из ППП «Спектр» [10]. В нашей ОЗ МЛРА и в других задачах анализа данных, где применяется ОМ ГК [2-5], для модельного спектра  $\Lambda_{(n-1)(n-1)}$  существует бесконечное множество корреляционных матриц  $R^{(\ell)}_{(n-1)(n-1)}$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty$  (лемма С.Р.Chalmers [12]). Зафиксируем номер  $\ell$  решения обратной спектральной задачи (ОСЗ) [5], а полученную корреляционную матрицу  $R^{(\ell)}_{(n-1)(n-1)}$  обозначим как искомый блок  $R_{11}$  матрицы  $R_{nn}$ . Подзадача 1:  $(n, \phi_{11}) \Rightarrow (R^{(\ell)}_{11})$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty$  решена.

Рассмотрим Подзадачу 2:  $(R^{(\ell)}_{11}, m) \Rightarrow (C^{(\ell)}_{11}, \Lambda_{11}, Y^{(t)}_{m(n-1)}, Z^{(t, \ell)}_{m(n-1)})$ ,  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty$ . Для полученного блока  $R_{(n-1)(n-1)}$  корреляционной матрицы размерности  $n-1$ , располагаемого в первых  $n-1$  столбцах корреляционной матрицы размерности  $n$ , надо моделировать выборку  $Z^{(t, \ell)}_{m(n-1)}$ . Она будет выступать в роли  $m$ -на- $(n-1)$  подматрицы  $Z_1$  из матрицы  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ . Подзадача 2 решается за 2 Шага.

Шаг 1. Реализация варианта 2 обратной модели главных компонент (ОМ ГК) с применением программы IMPC2 из ППП «Спектр» [ ]. Здесь решается обратная задача анализа главных компонент (ОЗ АГК, [2-6]), где входным объектом является не диагональная матрица дисперсий главных компонент  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$ , а корреляционная матрица  $R^{(\ell)}_{11}$  размерности  $(n-1)$ -на- $(n-1)$ . Свойства решений ОЗ АГК, а именно свойства  $\Lambda_{11}$ -выборки  $Y^{(t)}_{m(n-1)}, Z^{(t, \ell)}_{m(n-1)}$ ,  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty$ , доказаны в [5,67]. Для моделирования  $\Lambda_{11}$ -выборок  $Y^{(t)}_{m(n-1)}, Z^{(t, \ell)}_{m(n-1)}$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty, t=1, \dots, k_t < \infty$ , используем программу IMPC2 из ППП «Спектр» [10]. Зафиксируем значение номера  $t$  и выберем матрицу  $Z_{m(n-1)}$  в качестве подматрицы  $Z_1$  из разбиения  $n$ -на- $n$  матрицы  $Z_{mn} = [Z^{(t, \ell)}_{11} | Z^{(t, \ell)}_{12}]$ . Здесь подматрица  $Z^{(t, \ell)}_{12}$  пока неизвестна. Теперь имеем матрицы  $R^{(\ell)}_{11}$  и  $Z^{(t, \ell)}_{11}$  таковы, что выполняется требуемое равенство  $(1/m) Z^{(t, \ell)T}_{11} Z^{(t, \ell)}_{11} = R^{(\ell)}_{11}$ .

Шаг 2. В нашей задаче 1 подзадача моделирования бесконечного множества подматриц  $R_{12} = (1/m) Z^T_{11} Z_2$  схематично изображена (Шаг 2 подзадачи 2) так:  $(R^{(\ell)}_{11}, \beta_R) \Rightarrow R^{(\ell)}_{12}$ ,  $\ell=1, \dots, k_\ell < \infty$ . Здесь подматрица  $R^{(\ell)}_{12}$  легко вычисляется. Так как ранее нами смоделирована матрица  $R^{(\ell)}_{11}$ , а вектор коэффициентов регрессии  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  задан по условию нашей ОЗ МЛРА, то подматрица  $R^{(\ell)}_{12}$  равна  $R^{(\ell)}_{12} = R^{(\ell)}_{11} \beta$ . Ее схема:  $(R^{(\ell)}_{11}, \beta) \Rightarrow Z^{(t, \ell)}_{12}$ ,  $t=1, \dots, k_t < \infty, \ell=1, \dots, k_\ell < \infty$ .

Подзадача 3 состоит в моделировании подматрицы  $Z^{(t, \ell)T}_2$  из матрицы  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ . Здесь  $Z_1$  является  $\Lambda_{11}$ -выборкой из их бесконечного множества, обладает свойствами из Теоремы о  $\Lambda$ -выборках [9]. Она смоделирована выше. Задача моделирования элементов подматрицы  $Z_2$  решена в работе [8]. В задаче 4 из работы [8] «матрица  $R_{12} = (1/m) Z^T_{11} Z_2$ , является вектором длины  $(n-1)$  и ее элементы  $r_{1j}, r_{2n}, r_{3n}, \dots, r_{nn}$  в рамках оптимизационной задачи №4 [8] являются реализациями случайной величины.

В подзадаче 3 моделируем элементы из подматрицы  $Z_2$  из матрицы  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ . По условию ОЗ МЛРА элементы из подматрицы  $R^{(\ell)}_{12} = R^{(\ell)}_{11} \beta$  должны удовлетворять равенству  $R^{(\ell)}_{12} = (1/m) Z^{(t, \ell)T}_1 Z_2$ . Это матричное уравнение представляет собой систему, состоящую из  $n-1$  линейных и одного нелинейного уравнений. Решаем эту систему методом Ньютона, применяя надстройку «Поиск решения» в ЭТ. (процедура Solver).

Разработаем программу-таблицу (Таблица 1) и решаем Оптимизационную задачу №5 (Рисунки 1,2). Нажав на кнопку «Выполнить» найдем элементы подматрицы  $Z^{(t, \ell)}_{12}$ , зависящую от выборки  $Z^{(t, \ell)}_{11}$  и от матрицы  $R^{(\ell)}_{12}$ . Пара номеров  $(\ell, t)$  у подматрицы  $Z^{(t, \ell)}_{12}$  образуется из номера  $t$  подматрицы  $Z^{(t, \ell)}_{11}$  и номера  $\ell$  подматрицы  $R^{(\ell)}_{12}$ .

Отличие нашей задачи №5 от задачи №4 из [8] состоит не только в способе задания значений  $n$  коэффициентов корреляции  $r_{1j}, r_{2j}, r_{3j}, \dots, r_{nj}, \dots, r_{nj}$ . Общим местом в задачах №4 и №5 является неизвестность значений  $j$ -ой-в задаче 4 и  $n$ -ой - в задаче 5  $z$ -переменной:  $z_{1n}, z_{2n}, \dots, z_{mn}$ . Каждое из этих неизвестных значений, например  $z_{kj}$ , умножается на известное значение  $z_{k1}$ :  $z_{k1} \times z_{kj}$ . Сумма таких произведений (если индекс  $k$  изменяется от 1 по  $m$ ), умноженная на постоянную величину  $(1/m)$ , равна коэффициенту корреляции  $r_{1j}$ :  $(1/m) \times (z_{11} \times z_{1j} + z_{21} \times z_{2j} + \dots + z_{m1} \times z_{mj})$ . Аналогичный вид имеют формулы для коэффициентов корреляции  $r_{2j}, r_{13j}, \dots, r_{nj}$ ,  $j=1, \dots, n$ .

### Оптимизационная задача №5

Пусть в модели многомерного линейного регрессионного анализа (МЛРА) задано



## Impact Factor:

<b>ISRA (India)</b>	<b>= 1.344</b>	<b>SIS (USA)</b>	<b>= 0.912</b>	<b>ICV (Poland)</b>	<b>= 6.630</b>
<b>ISI (Dubai, UAE)</b>	<b>= 0.829</b>	<b>ПИИЦ (Russia)</b>	<b>= 0.207</b>	<b>PIF (India)</b>	<b>= 1.940</b>
<b>GIF (Australia)</b>	<b>= 0.564</b>	<b>ESJI (KZ)</b>	<b>= 4.102</b>	<b>IBI (India)</b>	<b>= 4.260</b>
<b>JIF</b>	<b>= 1.500</b>	<b>SJIF (Morocco)</b>	<b>= 2.031</b>		

разбиение множества  $n$   $z$ -переменных на независимые -  $z_1, \dots, z_{n-1}$  и зависимую -  $z_n$ . Предположим, что существует уравнение регрессии вида  $z_n = \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \dots + \beta_{n-1} z_{n-1}$ , где известны значения  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$  вектора  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  коэффициентов регрессии.

Рассмотрим задачу моделирования значений  $z$  - переменных из подматрицы  $Z_2$  матрицы  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ . В Шаге 1 решения подзадачи 2 задачи 1 были получены значения элементов подматрицы  $Z_1$ . Эти значения будем использовать в качестве параметров уравнений системы (\*).

Если **известны** значения  $n-1$   $z$ -переменных, расположенных в  $n-1$  столбцах подматрицы  $Z_1$  размерности  $m \times (n-1)$  и **известны** значения  $\Gamma_{1n}, \Gamma_{2n}, \Gamma_{3n}, \dots, \Gamma_{nn}$   $n$  коэффициентов корреляции (между  $n-1$  независимыми  $z_1, \dots, z_{n-1}$  и одной зависимой  $z_n$   $z$ -переменными) из подматрицы  $R_{12} = (1/m) Z_1^T Z_2$ , то имеем систему уравнений, состоящую из  $n-1$  линейных уравнений и 1 нелинейного уравнения:

$$\begin{aligned} (1/m) \times (z_{11} \times z_{1n} + z_{21} \times z_{2n} + \dots + z_{k1} \times z_{kn} + \dots + z_{m1} \times z_{mn}) &= \Gamma_{1n} \\ (1/m) \times (z_{21} \times z_{1n} + z_{22} \times z_{2n} + \dots + z_{k2} \times z_{kn} + \dots + z_{m2} \times z_{mn}) &= \Gamma_{2n} \\ \dots & \dots \\ (1/m) \times (z_{1n} \times z_{1n} + z_{2n} \times z_{2n} + \dots + z_{kn} \times z_{kn} + \dots + z_{mn} \times z_{mn}) &= \Gamma_{nn} \end{aligned} \quad (*)$$

Требуется найти  $m$ -мерное решение – вектор  $Z_2 = (z_{1n}, z_{2n}, \dots, z_{mn})^T$  из матрицы  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ , удовлетворяющее системе уравнений (\*). В этой системе известны значения элементов из подматрицы  $Z_1$  и известны значения коэффициентов корреляции из подматрицы  $R_{12}$ , удовлетворяющей равенству  $R_{12} = (1/m) Z_1^T Z_2$  (1/m). Не известны значения  $z_{1n}, z_{2n}, \dots, z_{mn}$ .

Для решения данной системы уравнений разработаем программу-таблицу в ЭТ Excel-2003 с применением процедуры Solver. В окне (Рисунок 1) надстройки «Поиск решения» в  $n-1$  ячейках одного столбца на листе Excel Excel поместим  $n$  формул левых частей уравнений из системы (\*). В правом столбце от этого столбца в ячейках введем значения (числа) коэффициентов  $\Gamma_{1n}, \Gamma_{2n}, \Gamma_{3n}, \dots, \Gamma_{nn}$ . Одну из ячеек с формулами назначим целевой. Описание примера расчетов при  $n=4$  моделирования ногомерной  $\Lambda$ -выборки  $z$ -переменных в ОМ МЛРА

В правой части системы уравнений (\*) нижние индексы известных коэффициентов корреляции имеют вид: (1,n), (2,n), (3,n), ..., (n,n-1), (n,n). Одна пара индексов (n,n) является индексом дисперсии стандартизованной  $n$ -ой  $z$ -переменной, равной 1:  $\Gamma_{nn} = 1$ .

Элементы известной выборки  $Z_1$  размерности  $m \times (n-1)$  и элементы известной

корреляционной матрицей  $R_{11} = (1/m) Z_1^T Z_1$ , размерности  $(n-1) \times (n-1)$  используются в качестве постоянных коэффициентов системы уравнений (\*). Стандартизованная  $n$ -ая  $z$ -переменная с неизвестными значениями  $z_{1n}, z_{2n}, \dots, z_{mn}$  расположена в  $n$ -ом столбце матрицы  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ ,  $Z_2 = (z_{1n}, z_{2n}, \dots, z_{mn})^T$ . Матрица  $R_{12} = (1/m) Z_1^T Z_2$ , является вектором длины  $(n-1)$  и ее элементы  $\Gamma_{1j}, \Gamma_{2j}, \Gamma_{3j}, \dots, \Gamma_{nj}$  в рамках оптимизационной задачи №5 известны тор  $R_{12} \beta = R_{11}^{-1} R_{12}$  является вектором коэффициентов регрессии.

Система (\*) из  $n$  уравнений с  $m > n > 2$  неизвестными  $z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}$  при фиксированном номере  $j$   $z$ -переменной, где  $j \leq n$ , является недоопределенной системой: имеются  $n(m-1)$  известных значений  $z$ -переменных,  $n$  известных значений  $\Gamma_{1j}, \Gamma_{2j}, \Gamma_{3j}, \dots, \Gamma_{nj}$ ,  $m > n$  неизвестных  $z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}$ . Имеет бесконечное множество решений  $\{z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}\}$ . Решение Оптимизационной задачи №5 проведем с применением процедуры Solver. Программа-таблица приведена в Таблице 1, где приведены начальные значения и полученные значения  $z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}$  и формулы целевой функции, формул 5 функций ограничений из (\*) программы-таблицы для процедуры Solver. Окно процедуры «Поиск решений» в ЭТ Excel с введенными формулами целевой функции оптимизационной задачи №4 ( $n=6$ ) и 5 функций ограничений из системы (\*) приведены на Рисунке 2, а настроенные параметры процедуры «Поиск решений» в ЭТ Excel для решения оптимизационной задачи №5 – на Рисунке 1.

**Теорема.** Пусть дана модель множественной линейной регрессии с уравнением регрессии вида  $z_n = \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \dots + \beta_{n-1} z_{n-1}$ , где  $z_1, z_2, \dots, z_{n-1}$  – набор объясняющих (независимых) переменных,  $z_n$  – переменная отклика (зависимая переменная), заданы значения  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$  вектора  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  коэффициентов регрессии. Выборка  $Z_{mn}$  из  $m$  значений  $z$ -переменных разбита на 2 части  $Z_{mn} = [Z_1 | Z_2]$ . Подматрицы  $Z_1$  – размерности  $m \times (n-1)$ ,  $Z_2$  – размерности  $m \times 1$  содержат  $m$  значений соответственно  $n-1$  независимых и одной независимой  $z$ -переменных. Пусть неизвестны элементы подматриц  $Z_1$  и  $Z_2$  и известен вектор  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  коэффициентов регрессии, удовлетворяющие равенствам  $\beta = R_{11}^{-1} R_{12}$ ,  $R_{11} = (1/m) Z_1^T Z_1$ ,  $R_{12} = (1/m) Z_1^T Z_2$ ,  $Z_2 = Z_1 \beta$ .

Тогда существуют бесконечное множество решений  $z_1, z_2, \dots, z_{n-1}, z_n$  системы уравнений регрессии  $Z^{(t,2)} = Z^{(t,1)} \beta$ ,  $\beta = R_{11}^{(t)} R_{12}^{(t)}$ ,  $R_{11} = (1/m) Z^{(t,1)T} Z^{(t,1)}$ ,  $R_{12}^{(t)} = R_{11}^{(t)} \beta$ ,  $R_{12}^{(t)} = (1/m) Z^{(t,1)T} Z^{(t,2)}$ ,  $(R_{11}^{(t)}, R_{12}^{(t)}, Z^{(t,1)}, Z^{(t,2)})$ , где матрицы  $R_{11}^{(t)}$  моделируются в модели вида:  $(n, \varphi_{11}) \Rightarrow (R_{11}^{(t)})$ , подматрицы  $R_{12}^{(t)}$  вычисляются:  $R_{12}^{(t)} = R_{11}^{(t)} \beta$ , подматрицы  $Z^{(t,1)}$  являются решениями ОЗ АГК:

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344  
ISI (Dubai, UAE) = 0.829  
GIF (Australia) = 0.564  
JIF = 1.500

SIS (USA) = 0.912  
ПИИЦ (Russia) = 0.207  
ESJI (KZ) = 4.102  
SJIF (Morocco) = 2.031

ICV (Poland) = 6.630  
PIF (India) = 1.940  
IBI (India) = 4.260

$R^{(\ell)}_{11} \Rightarrow (C^{(\ell)}_{11}, \Lambda^{(\ell)}_{11}, Y^{(\ell)}_{m(n-1)}, Z^{(\ell,t)}_{m(n-1)})$ ,  
 $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ , подматрица  $Z^{(\ell,t)}_2$  является решением  
Оптимизационной задачи №5,  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  
 $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ . Выборки  $Z^{(\ell)}_1, Z^{(\ell,t)}_2$  ОМ ГК  
удовлетворяют соотношениям  
 $(1/m)Z^{(\ell,t)T}_1 Z^{(\ell)}_1 = R^{(\ell)}_{11}$ ,  $(1/m)Z^{(\ell,t)T}_1 Z^{(\ell,t)}_2 = R^{(\ell)}_{12}$ ,  
 $(1/m)Z^{(\ell,t)T}_2 Z^{(\ell,t)}_2 = R_{22} = 1$ . Матрицы  $C^{(\ell)}_{11}$ ,  $\Lambda^{(\ell)}_{11}$ ,  
 $Y^{(\ell)}_{m(n-1)}$ ,  $Z^{(\ell,t)}_{m(n-1)}$  из решаемых задач  
используются для достижения требуемых  
равенств, удовлетворяют соотношениям как ОМ  
ГК, так и ОМ МЛРА.

**Доказательство.** Решение обратной задачи  
множественной линейной регрессии (ОЗ МЛРА):  
многомерная выборка  $Z_{mn}=[Z_1|Z_2]$ , моделируется  
при решении задачи 1:  $(m, n, \phi_{11}, \beta_R) \Rightarrow$   
 $(R^{(\ell)}_{11}, R^{(\ell)}_{12}, Z^{(\ell,t)}_1, Z^{(\ell,t)}_2)$ . Подматрица  $R_{11}$   
моделируется при решении подзадачи 1:  
 $(n, \phi_{11}) \Rightarrow (R_{11})$ . Для подматрицы  $R_{11}$  решается  
подзадача 2:  $R^{(\ell)}_{11} \Rightarrow (C^{(\ell)}_{11}, \Lambda_{11}, Y^{(\ell)}_{m(n-1)}, Z^{(\ell,t)}_{m(n-1)})$ ,  
 $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ , состоящая из двух  
Шагов. На Шаге 1 Подзадачи 2 моделируем  
подматрицу  $Z_1 = Z^{(\ell,t)}_{m(n-1)}$ , на Шаге 2  
моделируются (вычисляются) подматрицы  
 $R^{(\ell)}_{12} = R^{(\ell)}_{11}\beta$ . Подзадача 3 состоит в численном  
решении Оптимизационной задачи №5 и в  
получении модельной подматрицы  
 $Z^{(\ell,t)}_2 = (z_{1n}, z_{2n}, \dots, z_{mn})^{(\ell,t)T}$ . Формальная постановка  
Оптимизационной задачи №5 и процесс ее  
решения (моделирования подматрицы  $Z^{(\ell,t)}_2$ ,  
удовлетворяющей равенству  $Z^{(\ell,t)}_2 = Z^{(\ell)}_1\beta$ ), описан  
в отдельном разделе данной статьи (ее схема:  
 $(Z^{(\ell,t)}_1, R^{(\ell)}_{12}) \Rightarrow Z^{(\ell,t)}_2$ ,  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ .  
Получена последовательность  
 $\beta \rightarrow R^{(\ell)}_{11} \rightarrow Z^{(\ell,t)}_1 \rightarrow R^{(\ell)}_{12} \rightarrow Z^{(\ell,t)}_2$ . Теорема доказана.

ОЗ МЛРА:  $\beta \Rightarrow [Z^{(\ell,t)}_1 | Z^{(\ell,t)}_2]$ ,  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  
 $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ , решается и ее решения существуют.  
ОЗ МЛРА имеет бесконечное множество решений  
с номерами  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ . Выходным  
объектом ОМ МЛРА является многомерная  
выборка  $Z_{mn}=[Z_1|Z_2] = \{(z_{i1}, \dots, z_{i,n-1}|z_{in})\}$ , Выходным  
объектом обратной задачи множественной  
линейной регрессии (ОЗ МЛРА) является вектор  
 $\beta_R = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})$ . Выходным объектом ОЗ МЛРА  
является многомерная выборка  $Z_{mn}=[Z_1|Z_2] =$   
 $\{(z_{i1}, \dots, z_{i,n-1}|z_{in})\}$ .

На шаге 1 подзадачи 1 моделируются  
матрицы  $R^{(\ell)}_{11}$  в модели вида:  $(n, \phi_{11}) \Rightarrow (R^{(\ell)}_{11})$ ,  
подматрицы  $R^{(\ell)}_{12}$  вычисляются:  $R^{(\ell)}_{12} = R^{(\ell)}_{11}\beta$ ,  
подматрицы  $Z^{(\ell,t)}_1$  являются решением ОЗ АГК:  
 $R^{(\ell)}_{11} \Rightarrow (C^{(\ell)}_{11}, \Lambda^{(\ell)}_{11}, Y^{(\ell)}_{m(n-1)}, Z^{(\ell,t)}_{m(n-1)})$ ,  
подматрица  $Z^{(\ell,t)}_2$  - решением Оптимизационной  
задачи №5,  $t=1, \dots, k_t < \infty$ ,  $\ell=1, \dots, k_t < \infty$ . Выборки  
 $Z^{(\ell)}_1, Z^{(\ell,t)}_2$  ОМ ГК удовлетворяют соотношениям  
 $(1/m)Z^{(\ell,t)T}_1 Z^{(\ell)}_1 = R^{(\ell)}_{11}$ ,  $(1/m)Z^{(\ell,t)T}_1 Z^{(\ell,t)}_2 = R^{(\ell)}_{12}$ ,  
 $(1/m)Z^{(\ell,t)T}_2 Z^{(\ell,t)}_2 = R_{22} = 1$ . При этом матрицы  $C^{(\ell)}_{11}$ ,  
 $\Lambda^{(\ell)}_{11}, Y^{(\ell)}_{m(n-1)}, Z^{(\ell,t)}_{m(n-1)}$  из решаемых задач  
используются для достижения требуемых  
равенств, удовлетворяют соотношениям ОМ ГК,  
доказанным в Теореме о  $\Lambda$ -выборках [9].

Стандартизованные значения переменной  $z_n$   
изменяются относительно значений переменных  
 $z_1, z_2, \dots, z_{n-1}$  с одинаковыми стандартными  
отклонениями, равными 1. В соответствии с этим  
разбиением  $z$ -переменных совокупность из  $m$   
значений всех  $n$   $z$ -переменных образует 2  
подматрицы  $[Z_1 | Z_2]$  для  $m$ -на- $n$  матрицы  
 $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$ .

Конкретные значения полученного решения  
 $z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}$  системы уравнений (\*) зависят от  
начальных значений, назначаемых пользователем  
процедуры «Поиск решения» и вводимых в  
соответствующее поле окна этой процедуры.  
Ниже в примере мы выбрали любой  
нормированный вектор  $(z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj})$  такой, что  
 $1 = (z_{1j}^2 + \dots + z_{mj}^2)/m$ , где  $n=6$ ,  $m=20$ . Этот вектор в  
паре с другими векторами из столбцов матрицы  
 $Z_{mn}$  не дает желаемых значений коэффициентов  
корреляции, но процедура «Поиск решения»  
легко преобразует этот нормированный вектор  
 $(z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj})$  в вектор, являющийся решением  
системы (\*). В настоящее время разрабатываются  
компьютерные программы, интегрирующие  
процедуру Solver с модулями и библиотеками  
ППП «Спектр» [10]. Для Единого Цифрового  
Объекта (ЕЦО) из Виртуальной Базы Данных  
[13].

### Пример многомерной $\Lambda$ -выборки $z$ - переменных, моделируемых в ОМ МЛРА

Этапы применения программ из ППП  
«Спектр» [10] для получения многомерной  $\Lambda$ -  
выборки  $z$ -переменных, точно удовлетворяющих  
соотношениям, уравнениям ОМ МЛРА состоят из  
следующих 3 шагов. На Шаге 1 моделируем  
спектр неизвестной корреляционной матрицы  
 $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$  размерности  $n-1$ . Это  
число равно числу объясняющих (независимых)  
переменных («регрессоров»). На Шаге 2 в  
соответствии с значением  $n-1$  и со значением,  
характеризующим гипотетические элементы  
неизвестного спектра  $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$   
некоторой корреляционной матрицы размерности  
 $n-1$ . В качестве характеристики (параметра)  
будущей корреляционной матрицы используем  
параметр  $\phi_{11}$  - среднеквадратичное  
коэффициентов корреляции матрицы  $R_{(n-1)(n-1)}$ ,  
имеющей спектр  $\Lambda_{(n-1)(n-1)}$ . Значение параметра  $\phi_{11}$   
принадлежит интервалу  $(0,1)$ . Схему этого Шага  
2 выше мы обозначили так:  $(n-1, \phi_{11}) \Rightarrow \{\Lambda_{(n-1)(n-1)} =$   
 $\text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})\}$ . Значения  $\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1}$  в  
рассматриваемом ниже примере не приводим, а 9  
значений матрицы  $R_{(n-1)(n-1)}$  приведены в Таблице 1  
(выделены желтым цветом). При этом  
используем программу СПЕКТР из ППП  
«Спектр» [10] для моделирования спектра  
 $\Lambda_{(n-1)(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$ . Заметим, что программа  
СПЕКТР не моделирует матрицу  $R_{(n-1)(n-1)}$  (в виде

## Impact Factor:

<b>ISRA (India)</b> = 1.344	<b>SIS (USA)</b> = 0.912	<b>ICV (Poland)</b> = 6.630
<b>ISI (Dubai, UAE)</b> = 0.829	<b>ПИИЦ (Russia)</b> = 0.207	<b>PIF (India)</b> = 1.940
<b>GIF (Australia)</b> = 0.564	<b>ESJI (KZ)</b> = 4.102	<b>IBI (India)</b> = 4.260
<b>JIF</b> = 1.500	<b>SJIF (Morocco)</b> = 2.031	

блока  $R_{11}$ ) а моделирует только спектр  $\Lambda_{n-1(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$  с заданным значением  $f$ -параметра  $f_2(\Lambda_{n-1(n-1)}) = \lambda_1^2 + \dots + \lambda_{n-1}^2 = f_2(R_{n-1(n-1)})$ . На Шаге 2 проводится моделирование блока  $R_{11}$  корреляционной матрицы  $R_{nn}$  с использованием программы IMPC2 [10]. Одно из решений из бесконечного множества решений Обратной спектральной задачи (ОСЗ):  $\Lambda_{n-1(n-1)} = \text{diag}(C_{n-1(n-1)}^{(\ell)}, R_{n-1(n-1)}^{(\ell)})$ ,  $\ell = 1, \dots, k_\ell = 1000 < \infty$  при  $n-1=3$  имеет вид, приведенный в таблице 1. Здесь мы будем использовать одну из корреляционных матриц  $R_{n-1(n-1)}^{(\ell)}$  с одним и тем же спектром  $\Lambda_{n-1(n-1)} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$ , элементы которой по абсолютным величинам должны удовлетворять нас и соответствовать выбранному значению  $\phi_{11}$  в предыдущем Шаге 1. Используем программу CORMAP (CORMAT, СОМА31) из ППП «Спектр» [10]. Она генерирует матрицу  $R_{11}$  (Таблица 1). Далее моделируем подматрицу  $Z_1$  (Таблица 2, цифры зеленого цвета) из матрицы  $Z_{mn} = [Z_1|Z_2]$ . Она выбирается из множества

выборки  $Z_{m(n-1)}^{(\ell)}, t=1, \dots, k_t < \infty, \ell=1, \dots, k_\ell=1000 < \infty$ . Далее на Шаге 3 вычисляем подматрицу  $R_{12} = R_{11}\beta$ . Здесь вектор коэффициентов регрессии  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  задан и при  $n=4$  равен  $\beta_1 = -0.34787$ ;  $\beta_2 = -0.22542$ ;  $\beta_3 = 0.63790$  [1]. Их значения (компоненты вектора  $\beta$  и элементы подматрицы  $R_{12}$ ) приведены в Таблице 1.

Теперь у нас имеются все данные для решения Оптимизационной задачи №5 (Рисунки 1,2). В разработанной программе-таблице (Таблица 1) вво дим в ее ячейки значения элементов системы линейных и одного нелинейного уравнений. Решаем эту систему методом Ньютона, применяя надстройку «Поиск решения» в ЭТ. Параметры имеют вид Рисунок 4. нажав на кнопку «Выполнить» найдем элементы подматрицы  $Z_2$ , зависящую от выборки  $Z_1$  и от матрицы  $R_{12}$ . (Таблица 1). Многомерная  $\Lambda$ -выборка  $Z_{mn} = [Z_1|Z_2]$  (одна из бесконечного множества)  $z$ -переменных, полученная нами при решении ОЗ МЛРА имеет вид, приведенный в Таблице 2.

Таблица 1

Модельные значения элементов подматриц коэффициентов корреляции  $R_{11}$ ,  $R_{12}$ , реальные значения коэффициентов регрессии  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_3)^T$

1	2	3	4	$\beta$
1,0000	0,8963	0,9793	0,7471	-0,347870
0,8963	1,0000	0,9071	0,6797	-0,225420
0,9793	0,9071	1,0000	0,8447	0,637900
0,7471	0,6797	0,8447	1,0000	

Таблица 2

Модельные значения элементов подматриц  $Z_1|Z_2$  из матрицы  $Z_{mn} = [Z_1|Z_2]$ , имеющих заданные корреляционные матрицы  $R_{11} | R_{12}$ , заданный вектор коэффициентов регрессии  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_3)^T$

Values of the z-variables $z_1, z_2, z_3, z_4$			
1	2	3	4
0,263397	0,448782	-0,069869	-1,445422
-0,070078	-0,316994	-0,155151	0,407357
0,865076	1,593805	0,796831	0,164729
-0,457251	-0,692492	-0,482185	-0,306252
-0,275975	-0,193384	-0,283746	-0,066682
-0,09438	0,153904	0,002336	-0,180427
-0,620163	-0,664282	-0,498737	0,444775
-0,625477	-0,407686	-0,423976	-0,067232
0,143165	-0,72528	-0,444542	-1,334659
-0,83811	-0,837773	-0,607355	0,031216
-0,712725	-0,996483	-0,67148	-0,781625
0,343139	1,434746	0,466601	0,35025
-0,088094	-0,34599	-0,149825	-0,244908



**Impact Factor:**

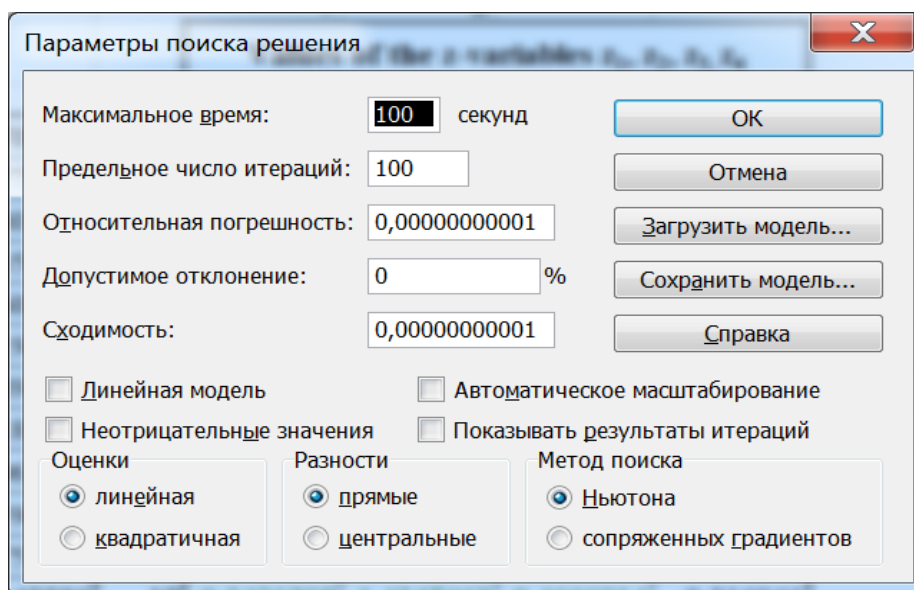
ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	ПИИЦ (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

-0,35595	-0,363648	-0,379696	-0,073036
3,596704	2,812559	3,72064	3,427547
-0,299958	-0,164258	-0,327337	-0,129438
-0,77332	-0,735527	-0,492509	-0,196194
1,000000	1,000000	1,000000	1,000000

Таблица 3

**Программа-таблица**

Полученное решение			Начальные значения		
1	1	1,00	1	1	1,00
2	0,074801	0,074801	2	12,70094	0,074801
3	0,041463	0,041463	3	11,55418	0,041463
4	0,092738	0,092738	4	14,36062	0,092738
5	1	1	5	1	1



**Рисунок 1** Настройки параметров процедуры «Поиск решения» в ЭТ Excel для программы-таблицы в ЭТ Excel с формулами целевой функции оптимизационной задачи №5 (n=4) и 3-х функций ограничений

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	РИИЦ (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

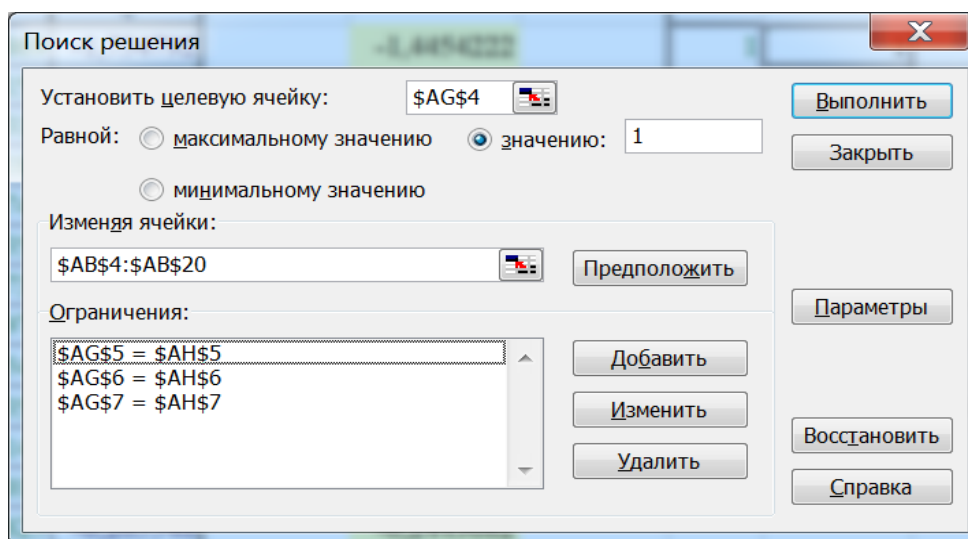


Рисунок 2 Окно процедуры «Поиск решений» в ЭТ Excel с введенными формулами целевой функции оптимизационной задачи №5 ( $n=4$ ) и 3-х функций ограничений

### Заключение

В работе решены задачи моделирования динамики  $n$  коррелированных показателей, каждый из которых состоит из  $m$  значений, т.е. моделируются  $m \times n$ -матрицы, интерпретируемые как многомерные выборки объема  $m$ . Отличие данного способа моделирования состоит в том, что моделируется не вектор (как принято в методах Монте-Карло), а матрица как единое целое. Второе отличие - многомерная выборка объема  $m$  рассматривается как  $m$  реализаций  $n$ -мерной переменной, при этом для выборки объема  $m$  не определен закон распределения генеральной совокупности, из которого извлечена выборка объема  $m$ . Зато выборочные средние, выборочные стандартные отклонения, выборочные стандартные отклонения, выборочные коэффициенты, выборочные коэффициенты эластичности в точности равны заданным значениям.

Мы конструировали ОМ МЛРА, обозначили постоянные величины (цели, вещественные) и переменные величины (детерминированные, случайные одномерные), воспользовались известными из ПМ МЛРА уравнениями, равенствами. Неизвестный вектор  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  коэффициентов регрессии из ПЗ МЛРА объявили в ОЗ МЛРА известным параметром. Постановки обратных задач (ОЗ АГК, ОЗ МЛРА) являются новыми. Известные популярные задачи многомерной прикладной статистики – анализ главных компонент и множественный линейный регрессионный анализ, мы назвали прямыми задачами, а исследования с их применением: теоремы, задачи, приложения в предметных областях, алгоритмы, компьютерные программы,

результаты расчетов по реальным данным, выводы, цифровые знания, новые ключевые слова, - составляют новому научному направлению в прикладной статистике. В рамках этого направления в данной статье разработана сложная математическая модель: ОМ МЛРА. Предстоит проводить глубокий анализ связанных с ОЗ МЛРА, с ОЗ АГК проблем. Исследовать обнаруженные новые явления, объекты, проявления их свойств и разработать алгоритмические методы работы с ними, выходить на новые знания и технологии - виртуальные базы данных [ ], виртуальные лаборатории. Чтобы успешно и всесторонне осмыслить существующие в этих моделях объекты, явления, процессы необходимо рассмотреть вопросы при переходе от безразмерных значений  $z$ -переменных к значениям  $x^0$ -переменных (исходных переменных). Здесь имеем дело с значениями средних арифметических независимых и одной  $n-1$  зависимой переменной  $x_{cp} = (x_1^{cp}, \dots, x_{n-1}^{cp}, x_n^{cp})$ , с их стандартными отклонениями, с  $n-1$  эластичностями переменной  $x_n$  по  $x$ -переменным  $x_1, \dots, x_n$ ,  $x_{ij} = x_{ij}^0 - x_j$   $i=1, \dots, m, n=1, \dots, n$ . Это позволит оценивать приращения значения  $x_n$  при заданном приращении одной из независимых  $x$ -переменных, выходить на новые рубежи знаний и технологий.

Выше мы конструировали ОМ МЛРА - обозначили постоянные величины (цели, вещественные) и переменные величины (детерминированные, случайные одномерные), воспользовались известными из ПМ МЛРА уравнениями, равенствами. Неизвестный вектор  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{n-1})^T$  коэффициентов регрессии из ПЗ

## Impact Factor:

ISRA (India) = 1.344	SIS (USA) = 0.912	ICV (Poland) = 6.630
ISI (Dubai, UAE) = 0.829	ПИИЦ (Russia) = 0.207	PIF (India) = 1.940
GIF (Australia) = 0.564	ESJI (KZ) = 4.102	IBI (India) = 4.260
JIF = 1.500	SJIF (Morocco) = 2.031	

МЛРА объявили в ОЗ МЛРА известным параметром. Постановки обратных задач (ОЗ АГК, ОЗ МЛРА) для известных популярных задач многомерной прикладной статистики – анализ главных компонент и множественный линейный регрессионный анализ -, их задачи мы назвали прямыми задачами, являются новыми, а исследования с их применением: теоремы, задачи, приложения в других предметных областях, алгоритмы, компьютерные программы, результаты расчетов по реальным данным, выводы, цифровые знания, новые ключевые слова, - составляют новое научное направление в современной прикладной статистике. В этом направлении разработанная в данной статье математическая модель ОМ МЛРА найдет свое применение. Предстоит проводить глубокий анализ связанных с ОЗ МЛРА, с ОЗ АГК проблем.

Предыдущий и последующий члены ряда векторов значений коэффициентов регрессии нужно подбирать вручную и в соответствии с реальными производственными, маркетинговыми, административными мероприятиями, обеспе чивающих достижение планируемых финансовых приростов значений ресурсов, вложений. Если нет реального менеджмента в банке по достижению планируемых значений  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ , то нет пользы от модельных значений элементов матрицы  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$ . Матрица  $Z_{mn}=[Z_1 | Z_2]$  при известных значениях средних и стандартных отклонений преобразуются в «реальные» значения с

единицами измерения показателей с номерами  $j=1, \dots, n$ . Каждая цифра в «реальной» матрице адекватна реальному значению, если значения  $n$   $z$ -переменных удовлетворяют системе уравнений (\*). При этом практические решения по принятию предыдущего значения и последующего значения должны быть подвергнуты всестороннему анализу. Чтобы осмыслить изучаемые в этих моделях объекты, явления, процессы необходимо рассмотреть вопросы при переходе от безразмерных значений  $z$ -переменных к значениям  $x^0$ -переменных (исходных переменных) с размерностями. Здесь предстоит нам иметь дело с значениями средних арифметических независимых и одной  $n-1$  зависимой переменной  $x_{cp}=(x_1^{cp}, \dots, x_{n-1}^{cp}, x_n^{cp})$ , с их стандартными отклонениями, с  $n-1$  эластичностями переменной  $x_n$  по  $x$ -переменным  $x_1, \dots, x_n$ ,  $x_{ij}=x_{ij}^0-x_j$   $i=1, \dots, m$ ,  $j=1, \dots, n$ . Это позволит оценивать приращение значения  $x_n^0$  при заданном приращении значения одной независимой  $x^0$ -переменной.

Предстоит исследовать обнаруженные новые явления, объекты, проявления их свойств и разработать алгоритмические методы работы с ними, выходить на новые рубежи знаний и технологий- виртуальные базы данных [14], виртуальные лаборатории [13]. Практически важной задачей является исследование связей коэффициентов эластичности  $e_j=(x_n^{cp}/x_j^{cp})\beta_j$  с коэффициентами регрессии  $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ .

## References:

1. Zhanatauov S.U. (2018) Primenenie metoda lineynoy regressii dlya samootsenki riska bankrotstva banka. Finansovaya analitika: problemy i resheniya.
2. Zhanatauov S.U. (1987) Obratnaya model' glavnykh komponent i ee primenenie. Diss. na soiskanie uch. step.. kand. fiz.-mat. nauk:05.13.11:zashchishchena 8.12.1987: utv. 1.06.1988/Zhanatauov Sapargali Uteповich-Vychislitel'nyy tseпtr Sibirs kogo otdeleniya AN SSSR, Novosibirsk, 1987g.,302 p.
3. Zhanatauov S.U. (1980) Metod polucheniya vyborki s zadannymi sobstvennymi chislami ee korrelyatsionnoy matrity. - V kn. Matematicheskie voprosy analiza dannykh. Novosibirsk, 1980, p.62-76.
4. Zhanatauov S.U. (1989) Modelirovanie odnoy zamechatel'noy ekstremal'noy sovokupnosti //Sistem noe modelirovanie-14, -Novosibirsk. 1989. p.27- 33.
5. Zhanatauov S.U. (2013) Obratnaya model' glavnykh komponent:-monografiya. -Almaty: Kazstatin form, 2013.- 201 p.
6. Zhanatauov SU (2017) Optimization problem of modeling missing elements of the spectrum of the correlation matrix. International scientific journal Theoretical&Applied Science.2017, №10, vol.54, p.189-198. <http://www.T-Science.org>.
7. Zhanatauov SU. (2017) The optimization problem with linearized equations f-parameters (f1,f2,f3,f4,f5,f6)-spectrum. International scientific journal Theoretical &Applied



**Impact Factor:**

<b>ISRA</b> (India) = <b>1.344</b>	<b>SIS</b> (USA) = <b>0.912</b>	<b>ICV</b> (Poland) = <b>6.630</b>
<b>ISI</b> (Dubai, UAE) = <b>0.829</b>	<b>PIHHI</b> (Russia) = <b>0.207</b>	<b>PIF</b> (India) = <b>1.940</b>
<b>GIF</b> (Australia) = <b>0.564</b>	<b>ESJI</b> (KZ) = <b>4.102</b>	<b>IBI</b> (India) = <b>4.260</b>
<b>JIF</b> = <b>1.500</b>	<b>SJIF</b> (Morocco) = <b>2.031</b>	

- Science. 2017, №11, vol.55, p.251-267. <http://www.T-Science.org>.
8. Zhanatauov SU (2017) Block-diagonal correlation matrices of  $\lambda$ -samples. International scientific journal Theoretical & Applied Science. 2017, №12, vol.56, p.101-111. <http://www.T-Science.Org>
  9. Zhanatauov SU (2017) Theorem on the  $\Lambda$ -samples. International scientific journal Theoretical & Applied Science. 2017, № 9, vol.53, p.177-192. <http://www.T-Science.Org>.
  10. Zhanatauov S,U. (1988) O funktsional'nom napolnenii PPP "Spektr". Sistemnoe modelirovanie -13 .-Novosibirsk, 1988, p.3-11.
  11. Zhanatauov S.U. (1987) Dialogovyy paket programm modelirovaniya spektra neizvestnoy korrelyatsionnoy matritsy.//Dialogovye sistemy v zadachakh upravle niya. Novosibirsk, 1987.- p.157-163.
  12. Chalmers C.P. (1975) Generation of correlation matrices with a given eigen – structure.-J. Stat. Comp. Simul., 1975, vol.4, p.133-139.
  13. Zhanatauov SU (2018) Virtual database. International scientific journal Theoretical & Applied Science. 2018, № 2, vol.58, p.187-198. <http://www.T-Science.Org>.
  14. Zhanatauov S.U. (2011) Virtual'naya laboratoriya. Mater. Vseross. nauchno-praktich. konf. «Innovatsii v nauke–puti razvitiya» – Cheboksary: 2011. -p.33-44. <https://ru.wikipedia.org>

