

УДК: 519.71

Преобразование исходных показателей технологического процесса выплавки стали для последующего моделирования

Л. Я. Козак

ГОУ ВО «Приднестровский государственный университет»,
Молдова (Приднестровье), 5500, г. Рыбница, ул. Гагарина, д. 12

E-mail: Ludmilayaroslavovna@gmail.com

*Получено 24.05.2016, после доработки — 12.02.2017.
Принято к публикации 06.03.2017.*

Эффективность производственного процесса непосредственно зависит от качества управления технологией, которая, в свою очередь, опирается на точность и оперативность обработки контрольно-измерительной информации. Разработка математических методов исследования системных связей и закономерностей функционирования и построение математических моделей с учетом структурных особенностей объекта исследований, а также написание программных продуктов для реализации данных методов являются актуальными задачами. Практика показала, что список параметров, имеющих место при исследовании сложного объекта современного производства, варьируется от нескольких десятков до нескольких сот наименований, причем степень воздействия каждого из факторов в начальный момент не ясна. Приступить к работе по непосредственному определению модели в этих условиях нельзя — объем требуемой информации может оказаться слишком велик, причем большая часть работы по сбору этой информации будет проделана впустую из-за того, что степень влияния на параметры оптимизации большинства факторов из первоначального списка окажется пренебрежимо малой. Поэтому необходимым этапом при определении модели сложного объекта является работа по сокращению размерности факторного пространства. Большинство промышленных производств являются групповыми иерархическими процессами массового и крупносерийного производства, характеризующимися сотнями факторов. (Для примера реализации математических методов и апробации построенных моделей в основу были взяты данные Молдавского металлургического завода.) С целью исследования системных связей и закономерностей функционирования таких сложных объектов обычно выбираются несколько информативных параметров и осуществляется их выборочный контроль. В данной статье описывается последовательность приведения исходных показателей технологического процесса выплавки стали к виду, пригодному для построения математической модели с целью прогнозирования, внедрения новых видов стали и создание основы для разработки системы автоматизированного управления качеством продукции. В процессе преобразования выделяются следующие этапы: сбор и анализ исходных данных, построение таблицы слабокоррелированных параметров, сокращение факторного пространства с помощью корреляционных плеяд и метода весовых коэффициентов. Полученные результаты позволяют оптимизировать процесс построения модели многофакторного процесса.

Ключевые слова: плавка стали, исходная таблица данных, корреляционная матрица, корреляционные плеяды, матрица факторов, весовые коэффициенты

UDC: 519.71

Conversion of the initial indices of the technological process of the smelting of steel for the subsequent simulation

L. Ya. Kozak

Pridnestrovian Shevchenko state university,
12 Gagarina st., Rybnitsa, 5500, Moldova (Transnistria)

E-mail: Ludmilayaroslavovna@gmail.com

Received 24.05.2016, after completion — 12.02.2017.

Accepted for publication 06.03.2017.

Efficiency of production directly depends on quality of the management of technology which, in turn, relies on the accuracy and efficiency of the processing of control and measuring information. Development of the mathematical methods of research of the system communications and regularities of functioning and creation of the mathematical models taking into account structural features of object of researches, and also writing of the software products for realization of these methods are an actual task. Practice has shown that the list of parameters that take place in the study of complex object of modern production, ranging from a few dozen to several hundred names, and the degree of influence of each factor in the initial time is not clear. Before working for the direct determination of the model in these circumstances, it is impossible — the amount of the required information may be too great, and most of the work on the collection of this information will be done in vain due to the fact that the degree of influence on the optimization of most factors of the original list would be negligible. Therefore, a necessary step in determining a model of a complex object is to work to reduce the dimension of the factor space. Most industrial plants are hierarchical group processes and mass volume production, characterized by hundreds of factors. (For an example of realization of the mathematical methods and the approbation of the constructed models data of the Moldavian steel works were taken in a basis.) To investigate the systemic linkages and patterns of functioning of such complex objects are usually chosen several informative parameters, and carried out their sampling. In this article the sequence of coercion of the initial indices of the technological process of the smelting of steel to the look suitable for creation of a mathematical model for the purpose of prediction is described. The implementations of new types became also creation of a basis for development of the system of automated management of quality of the production. In the course of weak correlation the following stages are selected: collection and the analysis of the basic data, creation of the table the correlated of the parameters, abbreviation of factor space by means of the correlative pleiads and a method of weight factors. The received results allow to optimize process of creation of the model of multiple-factor process.

Keywords: the steel melting, the initial data sheet, the correlation matrix, the correlative pleiads, the matrix of factors, the weight factors

Citation: *Computer Research and Modeling*, 2017, vol. 9, no. 2, pp. 187–199 (Russian).

1. Введение

Практика показала, что список параметров, имеющих место при исследовании сложного объекта современного производства, варьируется от нескольких десятков до нескольких сот наименований, причем степень воздействия каждого из факторов в начальный момент не ясна. Приступать к работе по непосредственному определению модели в этих условиях нельзя — объем требуемой информации может оказаться слишком велик, причем большая часть работы по сбору этой информации будет проделана впустую из-за того, что степень влияния на параметры оптимизации большинства факторов из первоначального списка окажется пренебрежимо малой. Поэтому необходимым этапом при определении модели сложного объекта является работа по сокращению размерности факторного пространства. Большинство промышленных производств являются групповыми иерархическими процессами массового и крупносерийного производства, характеризующимися сотнями факторов. С целью исследования системных связей и закономерностей функционирования таких сложных объектов обычно выбираются несколько информативных параметров и осуществляется их выборочный контроль.

Дополнительной трудностью, характерной для металлургического производства, является формирование выходного показателя качества, который представляет собой комплекс химических и механических параметров. Для получения выходного показателя требуется выполнить ряд операций, связанных с анализом, отсевом и выбором из всей совокупности только тех параметров, которые будут использованы в построении математической модели.

В статье [Аверченков, Козак, Кобищанов, 2013] была предложена схема (алгоритм расчета) для получения статистической модели технологического процесса плавки стали, которая была опробована на материалах Молдавского металлургического завода (г. Рыбница, Приднестровье, Молдова).

Для дальнейшего исследования были выбраны показатели выплавки высокоуглеродистой марки стали.

2. Анализ исходных данных

Результаты пассивного эксперимента представлены в многомерной таблице, столбцы которой представляют собой набор факторов, влияющих на целевую функцию, а также представлена сама целевая функция (или параметр оптимизации); строки являются числовыми измерениями этих факторов в ходе технологического процесса, и каждая строка принадлежит одному объекту измерения. Такая таблица является результатом длительных контрольных измерений выходного показателя качества однородной продукции и сопутствующих ему факторов, например режимов работы оборудования или параметров самого изделия.

Таблица с результатами пассивного эксперимента представляет собой основу для решения достаточно сложной задачи по извлечению из нее скрытой информации, конечная цель которой — получение модели исследуемого объекта в виде уравнения многомерной регрессии. Таблица исходных данных (таблица 1) представляет собой матрицу размером $N \times M$ (5100×105), где M — факторы (столбцы), отобранные для исследования параметры технологического процесса выплавки стали, а N — строки, являющиеся данными измерений, причем каждая строка принадлежит одному объекту исследования. Такая матрица может содержать значительный объем информации, извлечение которой является сложной статистической задачей.

Все параметры были разделены на две группы: входные и выходные; для каждой группы схема обработки выполнялась по отдельности. В результате отсева осталось 1495 плавок (строк), пригодных для дальнейшей обработки. В статье освещен материал по 18 выходным параметрам (столбцам).

Первоначальная таблица исходных данных содержит довольно большой список измеряемых параметров. Для построения модели необходимо этот список параметров значительно сократить, так как с ростом числа факторов трудоемкость моделирования растет как степенная

функция и уравнение модели, имеющее очень большое количество членов, непригодно для эффективного и гибкого управления сложным объектом. Отсев факторов можно производить по двум критериям: факторы незначимые, то есть не влияющие на целевую функцию и внесенные в первоначальный список ошибочно, и факторы, коррелированные между собой, то есть имеющие сильную внутреннюю связь. Для моделирования достаточно выбрать один из этих факторов, а другой можно отбросить как не дающий дополнительной информации в будущую модель. Не существует никаких формальных критериев, позволяющих определить, какой из факторов должен быть отброшен, а какой оставлен. Выбор остается за исследователем, который может положиться на свою интуицию, опыт и знание структуры объекта.

Таблица 1. Фрагмент таблицы исходных данных

№ плавки	C, %	Mn, %	Si, %	Al, %	S, %	...	σ_b	σ_b	σ_T	σ_T	δ	Ψ
							мин, Н/мм ²	макс, Н/мм ²	мин, Н/мм ²	макс, Н/мм ²		
Химический состав в готовой заготовке						Показатели работы СПЦ						
1	0.0550	0.3001	0.0892	0.0028	0.0096		373	397	246	283	77	79
2	0.0552	0.3003	0.0799	0.0031	0.0097		391	396	268	281	76	78
3	0.0559	0.3001	0.0914	0.0038	0.0109		383	392	263	285	77	79
4	0.0578	0.3057	0.0761	0.0031	0.0119		376	387	259	272	74	77
5	0.0551	0.3096	0.0831	0.0031	0.0124		392	395	274	278	78	79
6	0.0617	0.3153	0.0832	0.0034	0.0119		382	397	259	285	78	79
7	0.0625	0.3121	0.0897	0.0032	0.0131		394	408	274	293	74	78
8	0.0577	0.3093	0.0766	0.0033	0.0081		377	385	256	269	77	78

3. Применение метода двумерного распределения

Размер таблицы исходных данных составляет более 500 000 значений. Такая длинная таблица с множеством чисел может содержать и ошибочные данные, поэтому перед дальнейшей работой все значения должны быть проверены на грубые промахи любым из известных способов, а выявленные промахи удалены, иначе статистический анализ может дать неверные выводы [Козак, 2012].

Таблица двумерного распределения дает дополнительную возможность избавиться от грубых промахов, которые невозможно выявить в одномерных выборках. Ее удобно применять для исследования распределения парной выборки (X_i, Y_i) двух случайных величин. Для этого обе выборки упорядочиваются и разбиваются на k интервалов. После этого строится таблица с числом внутренних клеток $k \times k$, строки которой соответствуют интервалам выборки X , а столбцы – интервалам выборки Y . Далее из двух оригинальных (неупорядоченных) выборок последовательно выбираются пары (X_i, Y_i) и определяются номера интервалов I_x, I_y , в которые попадают значения X_i и Y_i . На пересечении строки I_x и столбца I_y ставится отметка о попадании (увеличивается счетчик). Исчерпав обе выборки, для каждой ячейки подсчитываем количество попаданий. Таким образом, полученная таблица будет содержать дискретные частоты появления пар (X, Y) (таблица 2).

Для удобства данную таблицу расширяют, добавляя столбец слева, в который записывают среднее значение \bar{X}_j интервала I_j выборки X ; строку сверху, содержащую среднее значение \bar{Y}_l интервала I_l выборки Y ; два столбца справа и еще одну строку снизу. В предпоследнем и последнем столбцах для каждой строки подсчитываются сумма частот по строкам и среднее значение \bar{Y}_j , последняя же строка содержит суммы частот по столбцам. Таким образом, предпоследний столбец последней строки будет содержать общее число элементов двумерной выборки.

Таблица 2. Таблица двумерного распределения

\bar{X}_j	\bar{Y}_i									$\sum_{l=1}^k n_{jl}$	\bar{Y}_j
	52.7	56.2	59.7	63.2	66.7	70.2	73.7	77.2	80.7		
140		5	1							6	58.8
164		6	4	2	2					14	59.7
188	4	5	7	5	2					23	59.1
212	2	8	11	10	5	1				37	60.7
236	3	4	9	4	4	2				26	60.8
260	1	2	3	5	7	4	3	1		26	65.6
286				4	5	3	4	1	1	21	69.5
308						6	5	5		13	74.9
332								4	6	10	79.3
$\sum_{j=1}^k n_{jl}$	10	30	35	30	25	16	12	11	7	176	–

Для двумерной таблицы грубым промахом считаются пары, попавшие в клетку, отстоящую от основного массива данных одновременно не менее чем на одну пустую клетку по горизонтали и по вертикали. Другими словами, если в таблице двумерного распределения есть одиноко стоящая заполненная клетка, вокруг которой есть хотя бы по одной пустой клетке, то это двумерное выделяющееся значение [Аверченков, Козак, 2013].

Стандартные статистические пакеты не позволяют реализовать данный метод. Применение других методов отсева промахов требует соблюдения нормального закона распределения, что невозможно гарантировать в исследуемых данных.

Применение пакета *MathModel* (разработчики НИИ «Математическое моделирование», г. Тирасполь, Молдова) позволяет провести всю цепочку работ над экспериментальными данными, начиная от очистки данных от грубых промахов, отбора информативных параметров до получения различных статистических математических моделей и оценки качества путем сравнения их информационных емкостей.

Данные измерения могут быть записаны в файле на диске в любом из трех форматов: двоичный (*.prq), текстовый (*.txt) или файл баз данных (*.dbf). В файле с двоичным форматом первые два числа целого типа и должны содержать количество строк и столбцов данных в таблице измерений [Долгов, Федорченко, 2000].

Программа реализует достаточное количество методов статистического моделирования по пассивным данным, но есть ряд недостатков:

- 1) при создании нового проекта нет возможности вручную ввести значения для вычислений;
- 2) ограничено количество параметров для расчетов, которое не должно превышать 50;
- 3) программа не позволяет сохранять промежуточные данные, так как не использованы базы данных;
- 4) не предусмотрена сетевая версия программного продукта.

4. Построение корреляционной таблицы

Для понижения размерности факторного пространства путем сокращения сильно коррелированных факторов предлагается использовать метод корреляционных плеяд, получаемых на основе анализа корреляционной матрицы (таблица 3).

Корреляционная матрица представляет собой симметричную относительно главной диагонали квадратную матрицу размером $M \times M$, где M — число исследуемых факторов. Главная диагональ матрицы заполнена единицами (или нулями) для удобства дальнейшего анализа. Недиagonальные элементы представляют собой меру тесноты связи между любой парой факторов.

Таблица 3. Фрагмент таблицы корреляции

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
X_1	1	0.43	-0.2	-0.16	0.41	0.29	0.24	0.52	-0.17	-0.08
X_2	0.43	1	-0.52	-0.2	0.52	0.87	0	0.15	-0.12	0.02
X_3	-0.2	-0.52	1	0.51	-0.31	-0.03	-0.08	-0.13	0.3	-0.13
X_4	-0.16	-0.2	0.51	1	-0.59	0.1	0	-0.07	0.14	-0.05
X_5	0.41	0.52	-0.31	-0.59	1	0.39	0.07	0.12	-0.23	0
X_6	0.29	0.87	-0.03	0.1	0.39	1	0.03	0.14	-0.02	-0.1
X_7	0.24	0	-0.08	0	0.07	0.03	1	0.66	-0.1	-0.11
X_8	0.52	0.15	-0.13	-0.07	0.12	0.14	0.66	1	-0.05	-0.11
X_9	-0.17	-0.12	0.3	0.14	-0.23	-0.02	-0.1	-0.05	1	0.26
X_{10}	-0.08	0.02	-0.13	-0.05	0	-0.1	-0.11	-0.11	0.26	1

В качестве мер тесноты связи использовались:

- коэффициент корреляции или корреляционное отношение (если сравнивались количественные величины при альтернативной группировке);
- коэффициент ассоциации или тетрафорический коэффициент (если сравнивались качественные величины дихотомического признака);
- таблица контингентности (если сравнивались качественные признаки, принимающие более двух вариантов значений);
- модифицированный индекс Фехнера (используется в случае подозрения на несоблюдение нормального закона распределения);
- коэффициенты точечной и точечно-бисериальной корреляции (если сравниваются количественные и качественные величины).

Другими словами, для заполнения корреляционной матрицы необходимо найти меры тесноты связи между всеми парами факторов по принципу «каждый с каждым». Затем заполняют верхний треугольник матрицы и зеркально отображают его на нижний треугольник.

Непосредственный анализ корреляционной матрицы представляет значительную трудность, так как корреляционные связи между факторами образуют деревья, цепи, циклы и другие фигуры графов. Для выделения главных зависимостей следует прибегнуть к одному из методов анализа таких матриц, простейшим из которых является метод корреляционных пляяд [Аверченков, Козак, 2013; Долгов, 2011].

5. Сокращение факторного пространства

Для анализа корреляционной матрицы строится граф. Его построение начинают с отыскания в матрице наибольшего по модулю численного значения используемой меры тесноты связи $|r_{ij}| = \max$. На графе изображаются две вершины с обозначениями факторов x_i и x_j , соединенных линией-ребром, длина которого обратно пропорциональна силе связи. В матрице вычеркиваются два столбца с соответствующими номерами i и j . Далее в строках с номерами i и j ищется следующий наибольший по модулю элемент, например $|r_{il}|$, на графе дорисовывается новый узел и вычеркивается столбец с номером l . В строках i, j и l выбирается следующий максимальный по модулю элемент. Процедура рисования графа продолжается до тех пор, пока все столбцы не будут вычеркнуты, а все факторы отображены на графе.

Внутри каждой пляяды связь между факторами признается тесной, а между пляядами — слабой. Это означает, что если от каждой пляяды выбрать по одному представителю, то новое количество факторов, сокращенное до количества пляяд, будет нести практически всю информацию, что и раньше. Причем факторы в новой таблице исходных данных будут слабо коррелированные между собой, что является одним из главных требований всех факторных планов проведения экспериментов (а также условием перехода к математическому моделированию).

После выбора порогового значения коэффициента корреляции (0.55) были выделены 15 плеяд.

В нашем исследовании был разработан программный продукт, позволяющий вычерчивать не весь граф, а сразу выделять плеяды и отображать их в графическом и описательном виде (рис. 1).

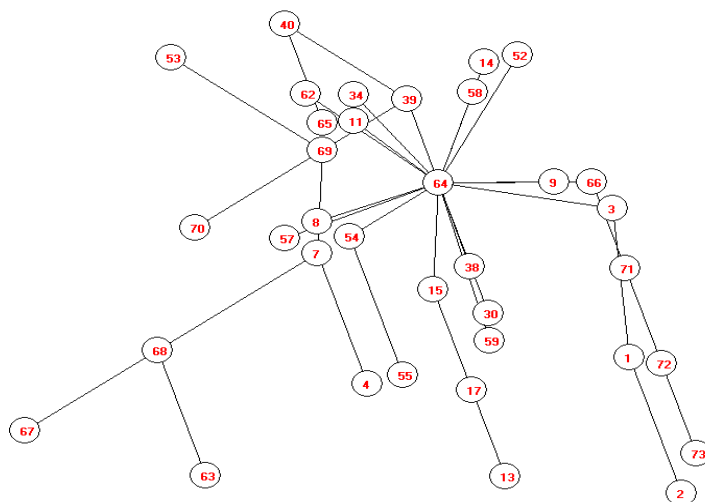


Рис. 1. Пример одной из плеяд, получившейся в результате эксперимента

Задача выбора одного фактора из плеяды — неформальная задача, и решать ее надо всеми возможными методами, с учетом мнения специалистов (в нашем случае — технологов процесса выплавки стали). Лучше всего результат достигается с помощью экспертных методов.

Метод опроса в значительной степени определяется особенностями исследуемого процесса и числом экспертов, располагающих необходимой информацией, а также временем и средствами, имеющимися в распоряжении исследовательской группы. Метод весовых коэффициентов важности (ВКВ) является в нашем исследовании оптимальным. Так, в выявленных плеядах содержится много разнородных представителей, что, в свою очередь, представляет трудность для выявления одного наиболее важного. Он обладает меньшей неопределенностью и более удобен для эксперта с психологической точки зрения [Козак, Шестопап, 2013].

Десяти экспертам были предложены таблицы-анкеты (рис. 2), представляющие собой квадратную матрицу, столбцы и строки которой соответствуют каждому из n объектов. В клетки с номерами для i -й строки и для j -го столбца заносятся 2 (если эксперт предпочитает объект i объекту j), 1 (если оба объекта имеют равное предпочтение) и 0 (если эксперт предпочитает объект j объекту i).

Использовались следующие расчеты:

$$b_i(k) = \frac{p_i(k)}{\sum_{i=1}^n p_i(k)}, \tag{1}$$

где $p_i(k)$ — итерированная важность k -го порядка для i -го объекта, n — число сравниваемых объектов.

Величины $p_i(k)$ (рис. 3) можно найти по следующим формулам:

$$p_i(1) = \sum_{j=1}^n a_{ij}, \tag{2}$$

$$p_i(2) = \sum_{f=1}^n \Psi_f \cdot p_f(1), \quad f = \overline{1, n}, \tag{3}$$

Факторы влияния		Факторы	Факторы j														P _i (1)	Ранг	
i			4	5	7	8	11	12	13	14	15	27	36	55	60	71	77		
4	Вес шихты	Металло-шихта	4	1	2	0	0	0	2	2	2	2	2	2	2	2	0	21	3
5	Вес шихты		5	0	1	2	0	0	2	2	2	2	2	2	2	2	0	21	3
7	Сталь годный		7	2	0	1	0	1	2	2	2	2	2	2	2	2	0	22	2
8	Сталь годный	ДСП	8	2	2	2	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	0	27	1
11	Длительность		11	2	2	1	0	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	14	8
12	Длительность		12	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	9	12
13	Длительность		13	0	0	0	0	1	1	1	2	0	1	1	1	1	1	11	11
14	Длительность		14	0	0	0	0	2	2	0	1	2	0	1	1	1	1	12	9
15	Расход ЭЭ		15	0	0	0	0	2	2	2	0	1	2	2	2	2	2	19	5
27	Деломит+изве	УКП	27	0	0	0	0	1	1	1	2	0	1	2	2	2	16	6	
36	Плав. шпат Са		36	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0	1	1	1	9	12	
55	СаО ком+пор.		55	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0	1	1	2	12	9	
60	Графит	МНЛЗ	60	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0	1	0	1	8	14	
71	№ в серии		71	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0	1	0	1	8	14	
77	Работа ЭМП в		77	2	2	2	2	1	1	1	1	0	0	1	0	1	16	6	
			9	9	8	3	16	21	19	18	11	14	21	18	22	22	14	225	
																	Сумма	225	

Рис. 2. Пример опросного листа для входных параметров для каждого эксперта

Факторы	пси															P _i (2)	bi(1)	bi(2)	Коеф	
i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15					
4	1	1	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	310	0,093	0,117	0,645	
5	1	1	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	310	0,093	0,117		
7	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	374	0,098	0,141		
8	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	423	0,120	0,159		
11	2	2	2	2	1	0	0	0	2	2	0	0	0	0	2	152	0,062	0,057		
12	2	2	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2	0	0	2	50	0,040	0,019		
13	2	2	2	2	2	0	1	2	2	2	0	2	0	0	2	79	0,049	0,030		
14	2	2	2	2	2	0	0	1	2	2	0	1	0	0	2	114	0,053	0,043		
15	2	2	2	2	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	249	0,084	0,094		
27	2	2	2	2	0	0	0	0	2	1	0	0	0	0	1	198	0,071	0,075		
36	2	2	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2	0	0	2	50	0,040	0,019		
55	2	2	2	2	2	0	0	1	2	2	0	1	0	0	2	114	0,053	0,043		
60	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	2	16	0,036	0,006			
71	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	2	16	0,036	0,006			
77	2	2	2	2	0	0	0	0	2	1	0	0	0	0	1	198	0,071	0,075		
																	2653			

Рис. 3. Пример вычислений $p_i(k)$ и $b_i(k)$ по данным каждого эксперта

где

$$\Psi_f = \begin{cases} 2, & \text{если } p_f(1) < p_i(1); \\ 1, & \text{если } p_f(1) = p_i(1); \\ 0, & \text{если } p_f(1) > p_i(1). \end{cases}$$

Правильность заполнения матрицы и вычисления величин (1)–(3) легко проверить по следующему равенству:

$$\sum_{i=1}^n p_i(1) = n^2. \tag{4}$$

В отличие от других методов экспертных оценок метод ВКВ позволяет оценить внутреннюю непротиворечивость ответов экспертов (5). Для каждой l -й таблицы можно определить

коэффициент внутренней непротиворечивости ответов l -го эксперта (коэффициент его компетентности по данному вопросу):

$$q_l = \frac{n^3 - \left\{ \sum_{i=1}^n p_i(2) \right\}_l}{\frac{1}{3}(n^3 - n)}. \quad (5)$$

Мнения экспертов были объединены в таблицу консолидации для вычисления расчетных коэффициентов (рис. 4), значения каждой ячейки (на пересечении № эксперта и № фактора) представляют собой значение $b_i(2)$ по каждому эксперту в отдельности (рис. 3). Кроме того, был определен коэффициент внутренней непротиворечивости эксперта (q_l), который не должен быть меньше 0.5.

№ эксперта, l	Факторы, i															Коеф. непротиворечивости, q _l
	4	5	7	8	11	12	13	14	15	27	36	55	60	71	77	
1	0,117	0,117	0,141	0,159	0,057	0,019	0,030	0,043	0,094	0,075	0,019	0,043	0,006	0,006	0,075	0,64
2	0,069	0,090	0,119	0,153	0,119	0,035	0,051	0,090	0,153	0,051	0,019	0,026	0,008	0,008	0,008	0,68
3	0,096	0,114	0,146	0,146	0,003	0,051	0,003	0,009	0,014	0,036	0,036	0,064	0,079	0,021	0,180	0,91
4	0,129	0,129	0,129	0,129	0,050	0,010	0,039	0,064	0,079	0,010	0,003	0,019	0,028	0,000	0,183	0,95
5	0,061	0,045	0,096	0,096	0,096	0,045	0,173	0,143	0,143	0,017	0,017	0,017	0,017	0,017	0,017	0,82
6	0,048	0,002	0,103	0,160	0,080	0,029	0,135	0,135	0,068	0,017	0,048	0,007	0,048	0,017	0,103	0,63
7	0,010	0,002	0,161	0,054	0,072	0,005	0,018	0,118	0,118	0,054	0,141	0,091	0,037	0,027	0,091	0,68
b _{i_cp(2)}	0,076	0,071	0,128	0,128	0,068	0,028	0,064	0,086	0,096	0,037	0,040	0,038	0,032	0,014	0,094	
S ² (b _{il(2)})*10 ⁻⁴	17,078	29,909	5,574	15,814	13,510	3,038	41,228	25,065	22,995	5,767	21,897	8,985	6,633	0,880	48,378	
G	0,181															
Gтабл(5%;6;15)	0,203															

Рис. 4. Расчет коэффициента непротиворечивости

Коэффициент непротиворечивости ответов (коэффициент компетентности) не достиг допустимого значения у трех экспертов ($q_l < 0.5$), поэтому мнения этих экспертов пришлось исключить из дальнейшего рассмотрения.

В конечном виде факторы были ранжированы по усредненным значениям весовых коэффициентов важности b_{il} 2-го порядка с учетом условия нормировки (рис. 5).

X i	b _{i_cp(2)}	n(r)	ранг	γ	$\tilde{n}(r)$	$\frac{(n(r) - \tilde{n}(r))^2}{\tilde{n}(r)}$
8	0,1283	12,830	1	12,830	12,830	0,000
7	0,1278	12,776	2	0,006	9,813	0,894
15	0,0957	9,570	3	0,267	8,389	0,166
77	0,0937	9,373	4	0,226	7,506	0,465
14	0,0860	8,599	5	0,249	6,885	0,426
4	0,0758	7,577	6	0,294	6,416	0,210
5	0,0712	7,121	7	0,303	6,045	0,192
11	0,0682	6,820	8	0,304	5,741	0,203
13	0,0641	6,410	9	0,316	5,485	0,156
36	0,0403	4,034	10	0,503	5,266	0,288
55	0,0383	3,825	11	0,505	5,075	0,308
27	0,0371	3,711	12	0,499	4,908	0,292
60	0,0319	3,193	13	0,542	4,758	0,515
12	0,0277	2,773	14	0,581	4,623	0,741
71	0,0139	1,389	15	0,821	4,502	2,152
	0,0667		ср=	0,387	$\chi^2 =$	7,008
					$\chi^2_{табл} =$	21,03
					(5%; 15-3=12)	

Рис. 5. Ранжирование параметров по величине ВКВ

Любые выводы, сделанные любым экспертным методом, не могут быть приняты во внимание, если не доказана значимость коэффициента конкордации (согласия экспертов) (6).

Вычисление коэффициента конкордации (рис. 6) производится по следующей зависимости:

$$W = \frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{l=1}^m p_{il}(1) - m n \right]^2}{\frac{1}{3} m \left[m (n^3 - n) - \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^m (t_{il}^3 - t_{il}) \right]}, \quad (6)$$

где t_{il} — число повторений (одинаковых значений) величин $p_{il}(1)$ (2), (3), сделанных l -м экспертом.

№ эксперта, l	(t il) ³ - t il															
	4	5	7	8	11	12	13	14	15	27	36	55	60	71	77	
1	6,00		0,00	0,00	0,00	6,00	0,00	6,00	0,00	6,00			6,00			
2	0,00	6,00	6,00	6,00		0,00	6,00				0,00	0,00	24,00			
3	0,00	0,00	6,00		6,00	0,00		0,00	0,00	6,00		0,00	0,00	0,00	0,00	
4	60,00				0,00	6,00	0,00	0,00	0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
5	0,00	6,00	24,00				0,00	6,00		210,00						
6	24,00	0,00	6,00	0,00	0,00	0,00	6,00		0,00	6,00		0,00				
7	0,00	0,00	0,00	6,00	0,00	0,00	0,00	6,00			0,00	6,00	0,00	0,00		
	90,00	12,00	42,00	12,00	6,00	12,00	12,00	18,00	0,00	228,00	0,00	6,00	30,00	0,00	0,00	468,00
W=	0,271															
χ^2	26,561															
χ^2 таблич 0,05 (5%; 15-3)	23,68															

Рис. 6. Вычисление расчетных коэффициентов

Однако коэффициент конкордации нельзя искать без предварительной очистки экспертных данных от факторов, мнения по которым резко разошлись, и от мнения экспертов, которое по большинству факторов не совпадает с мнением остальных экспертов. Согласно исследованиям, проделанным в [Долгов, 2011], при достаточно большом количестве экспертов (более 10) их мнение, выраженное в количественной форме, можно считать распределенным по нормальному закону. По данным таблиц ответов экспертов вычисляются весовые коэффициенты важности, которые заносятся в сводную таблицу. Она является основой для вычисления средних величин $\bar{b}_i(k)$ и дисперсий $S^2 \{b_{il}(k)\}$.

Для выделения факторов, вызывающих непримиримые разногласия экспертов, можно воспользоваться критерием Кохрена. Если расчетное значение критерия больше $G_{\text{табл}}$, то фактор, которому принадлежит максимальная дисперсия, должен быть изъят из дальнейших расчетов и вопрос о его роли должен решаться дополнительным исследованием. При невыполнении неравенства считается, что ни по какому объекту эксперты не высказали противоречивых суждений [Долгов, Козак, Шестопал, 2010; Долгов, Федорченко, 2000].

Для проверки значимости коэффициента конкордации (6) формируется критерий χ^2 Пирсона:

$$\chi^2 = m(n-1)W, \quad (7)$$

который сравнивается с табличным значением $\chi^2_{\text{табл}}(q, \nu = n-1)$, и при выполнении условия $\chi^2 > \chi^2_{\text{табл}}$ (рис. 6) найденный коэффициент конкордации W признается значимым, т. е. эксперты высказались в основном согласованно, противоречий в их мнениях нет, и можно принять за окончательное решение ранжирование $\bar{b}_i(2)$ (рис. 4), которое для удобства восприятия лучше представлять как гистограмму, построенную в порядке убывания числовых значений $\bar{b}_i(2)$, взятых в виде процентов (рис. 7).

При этом вопрос о границе (критерии) значимости ранжируемых факторов решает сам исследователь исходя из конкретной задачи — общего ответа на этот вопрос нет. В первом приближении можно лишь рекомендовать в качестве такого критерия средний процент:

$$n(r) = \bar{b}_{\text{cp}}(2) \cdot 100, \% \quad (8)$$

Ранжирование объектов сравнения обязательно включает в себя процедуру проверки правильности полученных результатов (коэффициент конкордации, критерий Кохрена), однако нередко бывают случаи, когда две (или более) группы экспертов дали несовпадающие или противоположные ответы на одни и те же вопросы. Необходим критерий, оценивающий объективность ранжировки, полученной в результате экспертизы. Таким критерием может стать закон Г. Ципфа, который по своей сути является информационным законом самой общей природы, отражающим закономерности самоорганизующихся систем. Закон Ципфа объективно отражает степень упорядочения по рангам любых явлений природы. Установлено, что любая ранжировка, согласно закону Ципфа, носит гиперболический характер. При объективно правильной ранжировке она должна подчиняться выражению

$$\tilde{n}(r) = \frac{A}{r^\gamma}, \quad (9)$$

где $\tilde{n}(r)$ — число теоретических элементов системы, принадлежащих к виду ранга r ; A, γ — некоторые константы, которые подбираются по результатам ранжировки.

Если рассчитанная по зависимости (9) кривая пройдет через середины вершин столбцов гистограммы ранжирования (рис. 7), то это означает объективную правильность ранжировки по результатам экспертизы.

По полученным данным построена гистограмма усредненных значений весовых коэффициентов важности в порядке убывания. Более весомыми считаются значения больше среднего (= 6,667 %).

Полученные расчетные значения критерия Кохрена G ($G = 0.181 < G_{\text{табл}}(5\%, 6, 15) = 0.203$), коэффициента конкордации ($W = 0.271$) и критерия Пирсона (7) ($\chi^2 = 26.56 < \chi^2_{\text{табл}}(5\%, 15 - 3) = 23.68$) при сравнении с табличными значениями подтвердили гипотезу о согласованности и непротиворечивости мнений остальных экспертов. Полученное ранжирование было принято за окончательное решение.

Перечисленные выше критерии позволили выделить по одному представителю из каждой плеяды, затем была выполнена повторная процедура корреляции и процедура выбора одного представителя из вновь сформированных 10 плеяд.

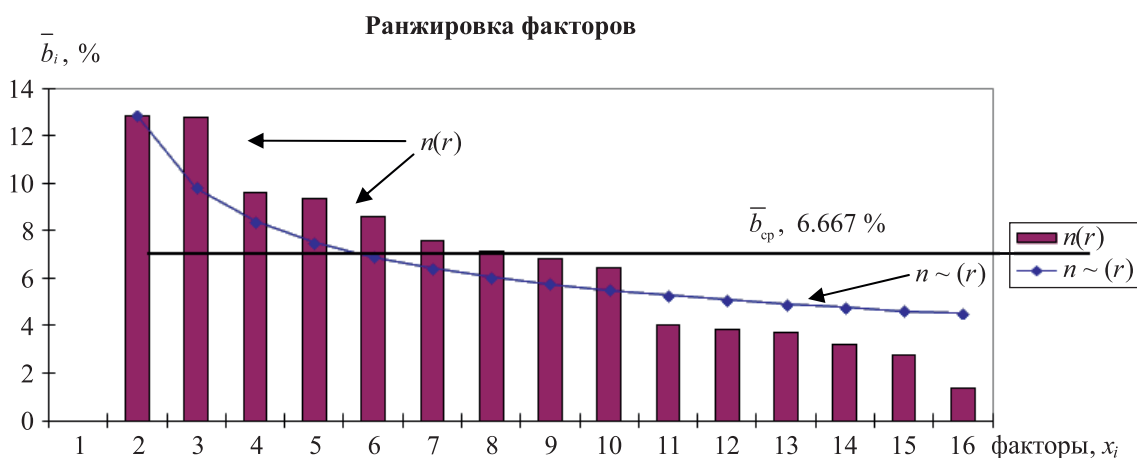


Рис. 7. Гистограмма ранжируемых факторов, см. пояснения в тексте

6. Заключение

В результате было получено конечное количество слабо коррелированных параметров (C, Mn, Si, Al, P, S, N, Ca и т. д.), которые будут использованы для построения обобщенного отклика с помощью обобщенной функции желательности Харрингтона–Менчера. Это в дальнейшем позволит получить математическую модель с целью прогнозирования, внедрения новых видов стали и создание основы для разработки системы автоматизированного управления качеством продукции.

В проведенном исследовании это позволило исключить из исходной таблицы данных строки с выплавкой стали, несоответствующие стандартам [Козак, 2015]. В дальнейшем на основании представленных данных будут построены математические модели с целью прогнозирования, внедрения новых видов стали и создания основы для разработки системы автоматизированного управления качеством продукции. Полученные результаты позволяют оптимизировать процесс построения модели многофакторного процесса (на примере данных выплавки высокоуглеродистой марки стали).

Список литературы (References)

- Аверченков А. В., Козак Л. Я., Кобищанов В. В.* Математическое моделирование сложных технологических объектов большой размерности факторного пространства в условиях пассивного эксперимента // Вестник Брянского государственного технического университета. — 2013. — № 3 (39). — С. 86–94.
Averchenkov A. V., Kozak L. Ya., Kobishchanov V. V. Matematicheskoye modelirovaniye slozhnykh tekhnologicheskikh ob'ektov bol'shoy razmernosti faktornogo prostranstva v usloviyakh passivnogo eksperimenta [Mathematical modeling of complex technological objects of large dimension of factor space in the conditions of passive experiment] // Announcer of the Bryansk state technical university. — 2013. — No. 3 (39). — P. 86–94 (in Russian).
- Аверченков А. В., Козак Л. Я.* Средства реализации процедуры сокращения факторного пространства // Информационные системы и технологии. — 2013. — № 6 (80). — С. 5–10.
Averchenkov A. V., Kozak L. Ya. Sredstva realizatsii protsedury sokrashcheniya faktornogo prostranstva [Means of implementation of the factorial space reduction procedures] // Information systems and technologies. — 2013. — No. 6 (80). — P. 5–10 (in Russian).
- Долгов Ю. А.* Статистическое моделирование: Учебник для вузов. — Тирасполь: Изд-во Приднестр. ун-та, 2011. — 349 с.
Dolgov Yu. A. Statisticheskoye modelirovaniye [Statistical Modeling: Textbook for universities]. — Tiraspol: Publishing house Pridnestr. University Press, 2011. — 349 p. (in Russian).
- Долгов Ю. А., Козак Л. Я., Шестопал О. В.* Схема математического моделирования технологического процесса плавки стали // Радиоэлектронные и компьютерные системы. — 2010. — № 7. — С. 157–160.
Dolgov Yu. A., Kozak L. Ya., Shestopal O. V. Skhema matematicheskogo modelirovaniya tekhnologicheskogo protsessa plavki stali [Scheme mathematical modeling of technological process of melting steel] // Radioelectronic and computer systems. — 2010. — No.7. — P. 157–160 (in Russian).
- Долгов Ю. А., Федорченко С. Г.* Математическая модель технологического процесса по результатам пассивного эксперимента // Технология и конструирование в электронной аппаратуре. — 2000. — № 2. — С. 42–48.
Dolgov Yu. A., Fedorchenko S. G. Matematicheskaya model' tekhnologicheskogo protsessa po rezul'tatam passivnogo eksperimenta [Mathematical model of technological process on results a passive experiment] // Technology and constructing in an electronic apparatus. — 2000. — No. 2. — P. 42–48 (in Russian).
- Козак Л. Я.* Формирование комплексного показателя качества плавки высокоуглеродистой марки стали // Радиоэлектронные и компьютерные системы. — 2012. — № 5. — С. 175–180.
Kozak L. Ya. Formirovaniye kompleksnogo pokazatelya kachestva plavki vysokouglerodistoy marki stali [The formation of integrated quality of high-melting steel grades] // Radioelectronic and computer systems. — 2012. — No. 5. — P. 175–180 (in Russian).

Козак Л. Я., Шестопал О. В. Процедура выделения значимых факторов при моделировании технологических процессов // Радиоэлектронные и компьютерные системы. — 2013. — № 5 (64). — С. 267–270.

Kozak L. Ya., Shestopal O. V. Protседura vydeleniya znachimykh faktorov pri modelirovanii technologicheskikh protsessov [The selection procedure of significant factors in modeling process] // Radioelectronic and computer systems. — 2013. — No. 5 (64). — P. 267–270 (in Russian).

Козак Л. Я. Математическое моделирование сложных технологических объектов с большой размерностью факторного пространства в условиях пассивного эксперимента: Автореферат [Электронный ресурс]. URL: <http://www.tu-bryansk.ru/doc/autoref/kozak.pdf> (дата обращения: 20.05.2015).

Kozak L. Ya. Matematicheskoye modelirovaniye slozhnykh tekhnologicheskikh ob'yektov s bol'shoй razmernost'yu faktornogo prostranstva v usloviyakh passivnogo eksperimenta: Avtoreferat [Research abstract: Mathematical modeling of complex technological objects with large dimensions of the factor space in a passive experiment] [Electronic resource]. Available at: <http://www.tu-bryansk.ru/doc/autoref/kozak.pdf> (accessed: 20/05/2015) (in Russian).