

IMPACT ASSESSMENT REGIONAL FACTORS DETERMINING THE CONDITIONS OF FORMATION AND USE OF THE AGRARIAN PRODUCTION POTENTIAL

The uncertainty level of the environmental activities of agricultural enterprises is quite high due to the special conditions of the agrarian sector. In addition to natural conditions, which are key for agricultural production, a significant role is played by socio-economic factors of the republican, regional and district levels. Their influence, varying in size depending on the region, creates conditions in which the agrarian production potential is used and developed. The subject of the article is determining the influence level of these factors using modern econometric methods.

Keywords: agrarian; potential; factor; influence; analysis; multicolumnarity; principal component method.

А. В. Мозоль
кандидат экономических наук
А. А. Мозоль
магистр экономических наук
БГЭУ (Минск)

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ РЕГИОНАЛЬНЫХ ФАКТОРОВ НА УСЛОВИЯ ФОРМИРОВАНИЯ И ИСПОЛЬЗОВАНИЯ АГРАРНОГО ПРОИЗВОДСТВЕННОГО ПОТЕНЦИАЛА

Уровень неопределенности внешней среды для деятельности сельскохозяйственных предприятий достаточно высок вследствие особых условий функционирования аграрной сферы. Кроме природных условий, которые являются ключевыми для сельскохозяйственного производства, существенную роль играют социально-экономические факторы республиканского, областного и районного уровней. Их влияние, различное по своей величине в зависимости от региона, формирует условия, в которых используется и развивается аграрный производственный потенциал. Определение уровня влияющих воздействий данных факторов при помощи современных эконометрических методов явилось предметом исследования данной статьи.

Ключевые слова: аграрный; потенциал; фактор; уровень влияния; анализ; мультиколлинеарность; метод главных компонент.

В соответствии с современными представлениями производственный потенциал аграрных формирований определяется не только ресурсными факторами, но и условиями, в которых последние функционируют. Для сельского хозяйства, на наш взгляд, наиболее существенными являются природно-климатические факторы, однако огромную роль играют макро- и мезоэкономические условия, которые определяются уровнем развития промышленного производства, объемом розничной торговли, объемом строительных работ и т.д. Вследствие дифференцированного уровня развития регионов республики (областей), степень влияния формирующих условия хозяйствования в аграрной сфере факторов различна. Еще большая разница отмечается на уровне отдельных районов, что обуславливает необходимость корректировки величины оценки аграрного производственного потенциала, а также результатов его использования. В этой связи целью настоящего исследования явилась разработка и апробация методики оценки условий формирования производственного потенциала сельскохозяйственных предприятий, опре-

деляемых основными индикаторами уровня развития регионов при помощи современных эконометрических методов. На результативность любого процесса оказывает влияние множество факторов, количество которых может достигать сотен и тысяч. С целью получения адекватных и актуальных индикаторов развития процесса его описывают только значимыми факторами, а эти факторы в свою очередь объединяют в группы по направлениям анализа. Но такой прием не исключает возможность многократного влияния одних и тех же факторов, вошедших в разные группы выборки, на результативный показатель. Снижение вероятности двойного и тройного учета влияния одних и тех же факторов на исследуемые процессы достигается при использовании метода главных компонент, который используется для оценки моделей большого размера, а также для оценки параметров модели, если в ней входят мультиколлинеарные переменные.

Теоретико-методической предпосылкой построения базы данных, включающей частные индикаторы региональной динамики, может послужить многомерная матрица исходных данных (X). Она трехмерная и включает три признака: время, регион и признак-показатель [1, 2]. Объем численных данных, присутствующих в матрице, определяется произведением количества каждого из ее элементов в представленном измерении, что позволяет определить масштабы матрицы X

$$X = \begin{pmatrix} x_{11}(t) & x_{12}(t) & \cdots & x_{1n}(t) \\ x_{21}(t) & x_{22}(t) & \cdots & x_{2n}(t) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{p1}(t) & x_{p2}(t) & \cdots & x_{pn}(t) \end{pmatrix}, \quad (1)$$

где $t = 1, 2, \dots, T$ и $x_{ij}(t)$, ($i = 1, 2, \dots, p$; $j = 1, 2, \dots, n$) — значение j -го показателя в i -м объекте в момент времени t . Учитывая специфику формирования статистической отчетности по регионам в качестве единицы времени используется год.

Отбор показателей-признаков был произведен по регионам Беларуси на основе учета базовых факторов производства (табл. 1). Количество используемых для эмпирического анализа показателей обусловлено имеющимся объемом статистических данных. База данных формировалась в соответствии с пространственно-временной выборкой, значения показателей которой рассчитывались по каждому региону (7 регионов (области и г. Минск) Республики Беларусь). В соответствии с формулой (1) размерность матрицы X составила 42×6 . Источниками формирования базы данных послужили данные Национального статистического комитета Республики Беларусь [3–9].

Таблица 1. Показатели-признаки развития регионов Беларуси

№	Показатель-признак	Обозначение	Единица измерения
1	Индекс промышленного производства	x_1	%
2	Строительство жилых домов	x_2	%
3	Оборот розничной торговли	x_3	%
4	Объем платных услуг населению	x_4	%
5	Инвестиции в основной капитал	x_5	млрд руб.
6	Иностранные инвестиции	x_6	тыс. дол. США

Источник: составлено авторами.

Ключевую роль играют единицы измерения признаков-показателей. Они приведены либо в процентах, либо в стоимостном выражении, что определяет проблему обеспечения их сопоставимости, поэтому целесообразно их стандартизировать, т.е. преобразовать в нормированные значения по формуле:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{\sigma_j}, \quad i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n, \quad (2)$$

где \bar{x}_j — среднее значение j -го частного показателя, вычисляемого по формуле:

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^m x_{ij}}{m}, \quad j = 1, 2, \dots, n, \quad (3)$$

σ_j — среднеквадратическое отклонение j -го частного показателя, и

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}, \quad j = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

Для каждого j -го частного показателя было рассчитано \bar{x}_j — среднее значение по формуле (3), а также σ_j — среднеквадратические отклонения j -х частных показателей по формуле (4).

Нормированные показатели становятся безразмерными, что дает возможность получать суммарную характеристику, учитывающую значение показателей, измеренных в разных единицах [10].

Расчет матрицы факторных нагрузок требует наличия корреляционной матрицы, так как степень зависимости между исходными показателями устанавливается с помощью коэффициентов парной корреляции. Из матрицы со стандартизованными значениями частных показателей, коэффициенты парной корреляции образуют симметричную к своей главной диагонали корреляционную матрицу, причем элементы, расположенные на главной диагонали равны единице. Из матрицы со стандартизованными значениями частных показателей $Z = (z_{ij})$, и размерности $m \times n$, коэффициенты парной корреляции образуют симметричную к своей главной диагонали корреляционную матрицу R размерности $n \times n$, причем элементы, расположенные на главной диагонали, равны единице. В векторной записи корреляционная матрица определяется как:

$$R = \frac{1}{n-1} Z' Z, \quad (5)$$

где Z' — транспонированная матрица размерности $n \times m$.

Для определения собственных значений корреляционной матрицы, было решено характеристическое уравнение решению характеристического уравнения 6-го порядка:

$$|R - \lambda E| = 0, \quad (6)$$

где E — единичная матрица порядка n .

Вычисленная по формуле (5) корреляционная матрица выглядит следующим образом (табл. 2):

Таблица 2. Корреляционная матрица

1	0,3432	0,5292	0,5682	0,0798	-0,0315
0,3432	1	0,5614	0,6641	-0,3779	0,0321
0,5292	0,5614	1	0,8187	-0,3752	-0,3193
0,5682	0,6641	0,8187	1	-0,3587	-0,1123
0,0798	-0,3779	-0,3752	-0,3587	1	0,5869
-0,0315	0,0321	-0,3193	-0,1123	0,5869	1

Источник: составлено авторами.

Существование вещественных положительных корней $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ гарантируется структурным построением корреляционной матрицы, а именно ее симметричностью к своей главной диагонали и принадлежностью коэффициентов корреляции к интервалу $[-1; 1]$. В результате получена матрица собственных значений (табл. 3).

Таблица 3. Собственные значения

0,1441	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
0,0	0,2526	0,0	0,0	0,0	0,0
0,0	0,0	0,3541	0,0	0,0	0,0
0,0	0,0	0,0	0,7977	0,0	0,0
0,0	0,0	0,0	0,0	1,4673	0,0
0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,9843

Источник: составлено авторами.

Достоверность расчетов подтверждается формулой

$$\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n = n. \quad (7)$$

а именно при суммировании полученных собственных значений, результатом стал порядок корреляционной матрицы $n = 6$ (табл. 4).

Таблица 4. Матрица собственных векторов

-0,00334	-0,00713	-0,00912	-0,00258	0,007146	-0,00759
0,001115	0,007186	0,001447	0,001485	-0,00129	-0,00616
-0,00629	0,002796	0,00503	-0,00692	-0,00369	-0,01184
0,007703	0,001809	0,003715	-0,00211	-0,00239	-0,01251
0,006706	0,00754	0,007581	-0,00663	0,00554	0,008607
-0,00592	-0,00437	0,004365	0,001193	0,003072	0,007858

Источник: составлено авторами.

Определение собственных векторов корреляционной матрицы, которые соответствуют ее собственным значениям, осуществлялось решением матричного уравнения

$$(R - \lambda_j E) \cdot U_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, n, \quad (8)$$

где $U_j = (u_{1j}, u_{2j}, \dots, u_{nj})'$, $j = 1, 2, \dots, n$ — собственный вектор (вектор-столбец) матрицы R , соответствующий собственному значению λ_j .

Каждый столбец — собственный вектор (вектор-столбец) матрицы, соответствующий одному из собственных значений.

Также необходимо рассчитать матрицу нормированных собственных векторов V (где $V = (V_1, V_2, \dots, V_j, \dots, V_n)$) (табл. 5), где каждый из векторов (столбцов) получается преобразованием ненормированных векторов U_j из табл. 4 по формуле (9):

$$V_j = \frac{U_j}{|U_j|}, \quad (9)$$

где $|U_j|$ — норма вектора U_j , т.е. $U_j = \sqrt{u_{1j}^2 + u_{2j}^2 + \dots + u_{nj}^2}$.

300

Таблица 5. Матрица нормированных собственных векторов

-0,2414	-0,5180	-0,6434	-0,2496	0,6747	-0,3303
0,0806	0,5221	0,1021	0,1438	-0,1217	-0,2679
-0,4549	0,2031	0,3549	-0,6700	-0,3484	-0,5152
0,5569	0,1314	0,2621	-0,2043	-0,2254	-0,5445
0,4848	0,5477	0,5349	-0,6426	0,5231	0,3745
-0,4279	-0,3172	0,3079	0,1156	0,2901	0,3420

Источник: составлено авторами.

В результате проведенных выше расчетов возможно определить матрицу факторных нагрузок A в соответствии с формулой:

$$A = V \cdot \Lambda^{1/2}, \quad (10)$$

где

$$\Lambda^{1/2} = \begin{pmatrix} \sqrt{\lambda_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{\lambda_2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{\lambda_n} \end{pmatrix}. \quad (11)$$

Матрица факторных нагрузок выглядит следующим образом (табл. 6).

Таблица 6. Матрица факторных нагрузок

	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6
x_1	-0,0916	-0,2603	-0,3829	-0,2229	0,8173	-0,5705
x_2	0,0306	0,2624	0,0607	0,1285	-0,1475	-0,4628
x_3	-0,1727	0,1021	0,2112	-0,5984	-0,4220	-0,8901
x_4	0,2114	0,0660	0,1560	-0,1825	-0,2730	-0,9406
x_5	0,1840	0,2753	0,3183	-0,5740	0,6337	0,6470
x_6	-0,1624	-0,1594	0,1832	0,1032	0,3514	0,5907

Источник: составлено авторами.

Все элементы матрицы являются частными коэффициентами корреляции, отражающими связь исходных показателей и главных компонент. Следовательно, значения принадлежат промежутку $[-1;1]$. Для каждого столбца матрицы справедливо условие о том, что сумма квадратов элементов в столбце равна соответствующему собственному значению. Это в свою очередь доказывает справедливость проведенных расчетов.

Принципиальное значение имеет оценка взаимосвязей исходных показателей с выделенными главными компонентами, что позволяет дать им содержательное экономическое объяснение [11, 12].

Как ранее отмечалось, число исходных признаков равно числу главных компонент. Понятно, что не все главные компоненты могут быть использованы для экономически доступной интерпретации выявленных закономерностей экономического развития регионов. Поэтому целесообразно отобрать те главные компоненты, суммарная доля дисперсии которых в общей дисперсии более 75 %. Основой выбора таких главных компонент служат величины собственных значений матрицы факторных нагрузок. А именно

выбор осуществляется по тем собственным значениям, для которых выполняется условие $\lambda_s \geq 1$. Эта особенность метода главных компонент имеет методологическое значение, заключающееся в возможности сжатия исходной системы данных без существенной потери ее информативности [13, 14].

Главные компоненты и их процент в общей дисперсии приведены в табл. 7.

Таблица 7. Процент общей дисперсии главных компонент

Компонента	% общей дисперсии
F_1	2,4
F_2	4,2
F_3	5,9
F_4	13,3
F_5	24,5
F_6	49,7

Источник: составлено авторами.

Таким образом, на основании полученных результатов в табл. 3 по величине собственных значений определяем те главные компоненты, которые оказывают наиболее существенное влияние на экономическое развитие регионов. Это компоненты F_5 и F_6 .

В результате был осуществлен переход от 6 исходных показателей к 2 обобщающим характеристикам (главным компонентам), объясняющим около 75 % вариации исходной информации. Оставшиеся 4 главные компоненты не получили аналитического применения, так как их вклад в суммарную вариацию исходной информации оказался не более 25 %.

Далее по величине максимальных значений матрицы факторных нагрузок (см. табл. 6), взятых по модулю, выбираем наиболее существенные факторы. Для компоненты F_5 это показатели x_1 и x_5 , а для компоненты F_6 — x_3 и x_4 (табл. 8).

Таблица 8. Главные компоненты и их экономическая интерпретация

Компонента	Показатель, формирующий главную компоненту	\sum дисперсия, %	Экономическая интерпретация
F_5	Индекс промышленного производства ($x_1, 0,8173$); объем инвестиций в основной капитал ($x_5, 0,6337$)	72,9	Экономический потенциал
F_6	Оборот розничной торговли ($x_1, -0,8901$); объем платных услуг населению ($x_4, -0,9406$)	56,2	Территориальная экономическая эволюция регионов республики

Источник: составлено авторами.

Проведенные расчеты позволяют сделать вывод, что вклад компоненты F_5 определяется показателями «Индекс промышленного производства» и «Объем инвестиций в основной капитал». Согласно данным табл. 8, участвующие в формировании первой главной компоненты (F_5) признаки на 72,9 % определяют величину дисперсии исходных показателей. При этом вклад F_5 в суммарной вариации исходных показателей, определяющих экономическое развитие Беларуси в срезе ее регионов, составил 24,5 % (см. табл. 7). Поскольку в данной главной компоненте присутствуют показатели, характеризующие динамику объема одной из ресурсных составляющих производственного потенциала и относительную результативность функционирования главнейшей отрасли национальной экономики, она определена как фактор экономического потенциала.

Показатели, участвующие в формировании второй главной компоненты, полностью отражают величину конечного потребления материальных благ населением и могут быть определены как фактор развития сферы услуг и сферы обращения. Вместе с тем динамика показателей отражает изменение структуры экономики, поэтому может характеризоваться как структурный фактор, и на 56,2 % определяют суммарную дисперсию исходной системы показателей, объясняемой F_6 (на 49,7 %). Исходя из этого шестая главная компонента находит объяснение роли сферы услуг и сферы обращения как фактора в территориальной экономической эволюции регионов республики.

Формирование, использование и развитие производственного потенциала аграрной сферы обусловлено целым рядом закономерностей, складывающихся под влиянием достаточно большого количества факторов. В этой связи целесообразно продолжить формирование соответствующей методической базы, основанной на применении методологии многомерного статистического анализа. Наиболее эффективным и подходящим методом для решения подобных задач является метод главных компонент. Данный подход широко применяется при исследовании влияния институциональных факторов на экономический рост, выявлении скрытых и обосновании явных закономерностей макроэкономического развития хозяйственных систем, установлении зависимостей экономических показателей регионов и т.д. Главными его достоинствами является возможность получить несколько главных компонент (факторов), которые, с одной стороны, являются определяющими в развитии конкретного процесса, с другой стороны, включают в себя множество исходных показателей, для которых определена степень влияния на данный компонент.

Источники

1. Харисова, А. Ф. Применение метода главных компонент для анализа производственных показателей на предприятиях [Электронный ресурс] / А. Ф. Харисова, Л. П. Бакуменко // Экономика и менеджмент инновационных технологий. — 2017. — № 2. — Режим доступа: <http://ekonomika.s nauka.ru/2017/02/13907/>. — Дата доступа: 24.11.2018.
Harisova, A. F. Application of the principal component method for the analysis of performance indicators in enterprises [Electronic resource] / A. F. Harisova, L. P. Bakumenko // Economics and management of innovative technologies. — 2017. — № 2. — Mode of access: <http://ekonomika.s nauka.ru/2017/02/13907/>. — Date of access: 24.11.2018.
2. Кухаренко, С. И. Анализ параметров бизнес-процессов социально-экономической системы методом главных компонент / С. И. Кухаренко, В. Г. Плужников, С. А. Шишикина // Вестн. Южно-Урал. гос. ун-та. Сер. Экономика и менеджмент. — 2015. — Т. 9, вып. 4. — С. 57–62.
Kykharenko, S. I. Analysis of the parameters of business processes of the socio-economic system by the method of main components / S. I. Kykharenko, V. G. Plyzhnikov, S. A. Shishikina // Bull. of the South Ural State Univ. Ser. Economics and Management. — 2015. — T. 9, iss. 4. — P. 57–62.
3. Статистический ежегодник Республики Беларусь 2012 / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. — Минск, 2012. — 715 с.
4. Статистический ежегодник Республики Беларусь 2013 / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. — Минск, 2013. — 578 с.
5. Статистический ежегодник Республики Беларусь 2014 / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. — Минск, 2014. — 534 с.
6. Статистический ежегодник Республики Беларусь 2015 / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. — Минск, 2015. — 524 с.
7. Статистический ежегодник Республики Беларусь 2016 / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. — Минск, 2016. — 519 с.
8. Статистический ежегодник Республики Беларусь 2017 / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. — Минск, 2017. — 506 с.
9. Национальный статистический комитет Республики Беларусь [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://www.belstat.gov.by>. — Дата доступа: 01.12.2018.

10. Читая, Г. О. Факторный анализ промышленного развития макрорегионов России / Г. О. Читая // Вопр. статистики. — 2006. — № 2.
- Chitaya, G. O. Factor analysis of industrial development of macroregions in Russia / G. O. Chitaya // Statistics Iss. — 2006. — № 2.*
11. Бараков, В. С. Многофакторная модель эмпирического анализа экономического развития макрорегионов с учетом потенциала модернизации / В. С. Бараков // Вестн. Волгоград. гос. ун-та. Сер. 3, Экономика. Экология. — 2013. — № 1 (22). — С. 72–76.
- Barakov, V. S. Multifactor model of empirical analysis of economic development of macroregions, taking into account the potential for modernization / V. S. Barakov // Bull. of Volgograd State Univ. Ser. 3, Economy. Ecology. — 2013. — № 1 (22). — P. 72–76.*
12. Мокеев, В. В. Об использовании метода главных компонент для анализа деятельности предприятия / В. В. Мокеев, К. Л. Соломахо // Вестн. Южно-Урал. гос. ун-та. — 2013. — № 3. — С. 41–45.
- Mokeev, V. V. On the use of the method of principal components for the analysis of the enterprise / V. V. Mokeev, K. L. Solomaho // Bull. of the South Ural State Univ. — 2013. — № 3. — P. 41–45.*
13. Малинецкий, Г. Г. Современные проблемы нелинейной динамики / Г. Г. Малинецкий, А. В. Потапов. — М. : УРСС, 2000. — 213 с.
- Malinetskiy, G. G. Modern problems of nonlinear dynamics / G. G. Malinetskiy, A. V. Potapov. — Moscow : URSS, 2000. — 213 p.*
14. Кахранер, Д. Численные методы и программное обеспечение / Д. Кахранер, К. Моулер, С. Нэш. — М. : Мир, 1998. — 351 с.
- Kahaner, D. Numerical methods and software / D. Kahaer, K. Moyler, S. Nesh. — Moscow : Mir, 1998. — 351 p.*
15. Терещенко, О. В. Многомерный статистический анализ данных в социальных науках / О. В. Терещенко, Н. В. Курилович, Е. И. Князева. — Минск : БГУ, 2012. — 239 с.
- Tereschenko, O. V. Multivariate statistical data analysis in social sciences / O. V. Tereschenko, N. V. Kurilovich, E. I. Knyazeva. — Minsk : BSU, 2012. — 239 p.*
16. Тихомиров, Н. П. Эконометрика / Н. П. Тихомиров, Е. Ю. Дорохина. — М. : Изд-во Рос. экон. акад., 2002. — 640 с.
- Tikhomirov, N. P. Econometrics / N. P. Tikhomirov, E. U. Dorohina. — Moscow : Publ. House of Russ. Econ. Acad., 2002. — 640 p.*

Статья поступила в редакцию 20.12.2018 г.

УДК 330.45:519.8:633(476)

*K. Nikitina
BSEU (Minsk)*

OPTIMIZATION OF CROP STRUCTURE BASED ON FODDER BASE IN ORGANIC FARMING

The article is dedicated to the development of an optimization model of the structure of crop production, involving a phased transition to organic farming for the planned period, based on fodder base of cattle. The design of the optimality criterion was carried out from the standpoint of such a kind of crop rotation, which contributes to the growth of soil fertility on a fixed total area of farming. The linear optimization model for the enterprise in question includes 300 variables and 66 constraints in the form of equations and inequalities, as well as constraints on the nonnegativity of variables. The computer implementation of the model was carried out using the Octave program code.

Keywords: crop production; organic farming; crop rotation; humus layer in the soil; optimality criterion; model constraints; fodder base; optimal structure of crop production.