

ВЛИЯНИЕ ВНЕСЕНИЯ УДОБРЕНИЙ НА УРОЖАЙНОСТЬ ЗЕРНОВЫХ КУЛЬТУР В СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОМ СЕКТОРЕ РЕСПУБЛИКИ ТАДЖИКИСТАН

М. А. Гоибов

Институт экономики и системного анализа развития сельского хозяйства
Таджикской академии сельскохозяйственных наук, Душанбе, Таджикистан

С. Дж. Зайниддинзода

Научно-исследовательский экономический институт Министерства экономического
развития и торговли Республики Таджикистан, Душанбе, Таджикистан

Сельское хозяйство является основой таджикской экономики. За период после обретения независимости были проведены различные исследования и разработки в этой области. На данный момент задача правительства – динамичное развитие сельскохозяйственного сектора. В статье проведен эконометрический анализ динамики урожайности зерновых культур за период 1993–2020 гг., которая сопряжена с количеством внесенных удобрений. Основной целью данного исследования является проверка наличия зависимости между внесением минеральных и органических удобрений и урожайностью зерновых культур. Посредством применения множественной линейной регрессии выявлена зависимость урожайности зерновых культур от количества внесенных органических и минеральных удобрений в сельскохозяйственном секторе страны. Для определения достоверности и точности применения множественной линейной регрессии использованы статистические тесты, такие как распределение Фишера и Стьюдента, Голдфелда – Квандта и Дарбина – Уотсона. По результатам проведения теста Голдфелда – Квандта доказано, что в данной модели отсутствует гетероскедастичность. С применением критерия Дарбина – Уотсона было установлено, что у данной модели отсутствует автокорреляция. Взаимосвязь между результативным и факторными параметрами свидетельствует о том, что для устойчивого процесса производства сельскохозяйственной продукции необходимо обеспечить целенаправленное внесение необходимых для зерновых культур удобрений.

Ключевые слова: сельское хозяйство, эконометрический анализ, посевная площадь.

THE IMPACT OF FERTILIZER APPLICATION ON THE YIELD OF GRAIN CROPS IN THE AGRICULTURAL SECTOR OF THE REPUBLIC OF TAJIKISTAN

Manuchehr A. Goibov

Institute for Economics and System Analysis of Agricultural Development of the Tajik
Academy of Agricultural Sciences, Dushanbe, Tajikistan

Saidmurod J. Zainiddinzoda

Research Economic Institute of the Ministry of Economic Development
and Trade of the Republic of Tajikistan, Dushanbe, Tajikistan

Agriculture is the basis of the Tajik economy. Since independence, various studies and developments have been carried out in this area. At the moment, the task of the government is the dynamic development of the agricultural sector. The article presents an econometric analysis of the dynamics of grain crop yields for the period 1993–2020, which is associated with the amount of fertilizers applied. The main purpose of this work is to check whether there is a relationship between the application of mineral and organic fertilizers and the yield of grain crops. Through the application of multiple linear regression the dependence of the grain crops yields on the amount of organic and

mineral fertilizers applied in the agricultural sector of the country was revealed. Statistical tests, such as the Fisher and Student, Goldfeld – Quandt and Darbin – Watson distributions, were used to determine the reliability and accuracy of the application of multiple linear regression. According to the results of the Goldfeld – Quandt test, it is proved that there is no heteroscedasticity in this model. Using the Darbin – Watson criterion, it was found that this model lacks autocorrelation. The relationship between the dependent variable and independent parameters indicates that for a sustainable process of agricultural production, it is necessary to ensure the targeted application of fertilizers necessary for grain crops.

Keywords: agriculture, econometric analysis, sown area.

Введение

Сельское хозяйство является основой экономики Таджикистана. Его доля в валовом внутреннем продукте на 2021 г. составляла 24,1%. Необходимо отметить, что удельный вес сельскохозяйственного сектора в структуре ВВП за годы независимости сократился в 1,6 раза – с 36,5% в 1991 г. до 22,6% в 2020 г. К 2021 г. количество дехканских хозяйств составило 167 009 единиц. Общий объем производства сельскохозяйственной продукции за указанный период достиг 3 976,9 млн сомони, из них продукции сектора растениеводства – 28 743,9 млн сомони и сектора животноводства – 11 025,5 млн сомони.

В структуре сельскохозяйственного сектора страны растениеводство занимает значимое место¹. Главной задачей растениеводства является выращивание зерновых культур, хлопка, овощей, картофеля и других культур.

По данным Агентства по статистике при Президенте Республики Таджикистан, в 2020 г. доля растениеводства в валовой продукции сельского хозяйства составляла 73%, животноводства – 27%. Вместе с тем развитие растениеводства сопряжено с природно-климатическими условиями, а также с уровнем развития науки и технологий. При этом основная проблема, с которой сталкивается данный подсектор, – это недостаточное применение минеральных и органических удобрений [4].

Необходимо отметить, что в 2020 г. под зерновые культуры было отведено 45,7% общей посевной площади. По сравнению с

1991 г. посевная площадь под зерновые культуры увеличилась на 17,5%.

Как видно из рис. 1, за последние 28 лет наблюдается положительная тенденция по урожайности зерновых культур. Урожайность зерновых культур с одного гектара по сравнению с 1993 г. увеличилась в 2,17 раза.

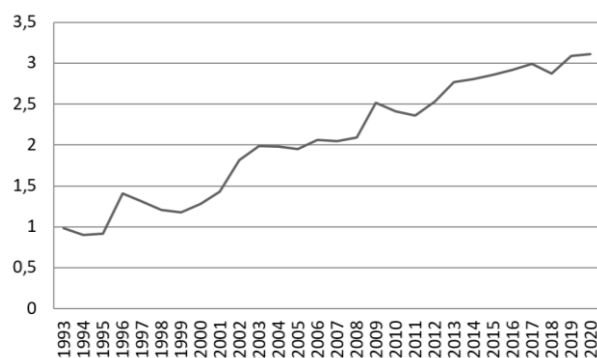


Рис. 1. Урожайность зерновых культур, 1993–2020 гг. (в ц с га)

Рис. 1 и 2 составлены по данным статистических сборников «Таджикистан: 25 лет государственной независимости» и «Таджикистан: 30 лет государственной независимости».

Применение минеральных и органических удобрений имело отрицательную тенденцию до 2000 г., однако затем наблюдается положительный рост. Согласно отчетам, основанным на данных Агентства по статистике при Президенте Республики Таджикистан, внесение минеральных удобрений в среднем возросло на 5% в номинальном выражении в год (рис. 2).

Внесение органических удобрений с 1993 г. увеличилось с 0,4 до 4,1 тонн на один гектар в 2020 г. В связи с этим в данной статье сделана попытка определения взаимосвязи урожайности зерновых культур и количества внесенных минеральных и органических удобрений.

¹ URL: http://ncz.tj/system/files/ArticleAttachments/Национальная%20стратегия%20развития%20Республики%20Таджикистан%20на%20период%20до%202030%20года_0.pdf

Для проведения анализа использовались данные Агентства по статистике при Президенте Республики Таджикистан.

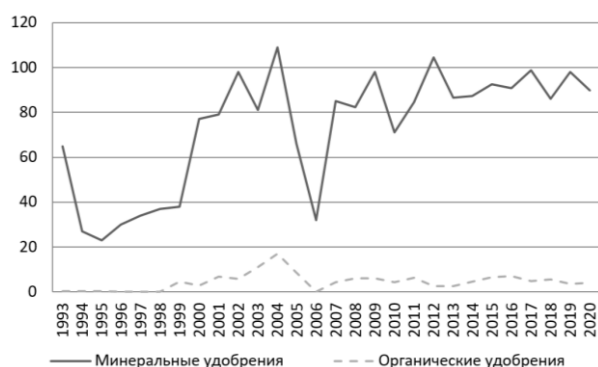


Рис. 2. Внесение удобрений под зерновые культуры, 1993–2020 гг. (в кг/га)

В рамках данной регрессионной модели в качестве зависимой переменной исследовалась урожайность зерновых культур с одного гектара за период с 1993 по 2020 г., а в качестве независимых переменных – внесение минеральных (килограмм на один гектар) и органических (тонн на один гектар) удобрений за период 1993–2020 гг.

Результаты расчетов модели

Коэффициенты	β	Стандартная ошибка	T-статистика	P-значение (статистическая значимость)
Константа	525,833	286,331	1,836	0,078*
Минеральные удобрения	23,617	4,600	5,134	0,001**
Органические удобрения	-42,126	32,381	-1,301	0,205

*, ** – высокая статистическая значимость на уровне 0,10% и 0,001% соответственно.

Анализ проводился с использованием программ SPSS и Excel. По результатам расчетов модели видно, что коэффициент «минеральные удобрения» статистически значим. Коэффициент «органические удобрения» не показал статистическую значимость. Таким образом, за указанный период увеличение внесенных минеральных удобрений на один килограмм способствовало росту урожая зерновых с одного гектара на 23,6 кг.

Для подтверждения достоверности результатов расчетов модели необходимо проведение нескольких тестов [1].

Найденное значение F (Фишера) составляет 16,174. При сравнении его с кри-

Результаты оценки взаимозависимости

Для определения зависимости между урожайностью зерновых культур и количеством внесенных удобрений была построена множественная линейная регрессионная модель [3] со следующей спецификацией:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon_t,$$

где Y_t – изменение объема посевных площадей в году t (зависимая переменная);

β_0 – точка пересечения;

$\beta_1 x_1$ – изменения в количестве внесенных минеральных удобрений на один гектар в году t (независимая переменная);

$\beta_2 x_2$ – изменения в количестве внесенных органических удобрений на один гектар в году t (независимая переменная);

ε_t – термин случайной ошибки в году t .

Рассматриваемый период в данном анализе охватывает 28 лет (1993–2020 гг.), соответственно, сделано 28 наблюдений (таблица).

тическим значением из таблицы распределения Фишера $F_{кр}$ ($\alpha = 0,001$, $df = 2$) = 5,453 видно, что найденное значение больше критического в 3 раза. Это означает, что модель качественная.

Для проверки статистической значимости коэффициентов рассматриваются значения T -статистики из таблицы. При сравнении значения с таблицей распределения Стьюдента ($t = 0,00975$, $DF = 28$), критическое значение которого составляет 3,6739, видно, что показатели T -статистики данной модели выше критического значения. Соответственно, результаты оценки статистически значимы.

Для проверки гетероскедастичности случайных ошибок регрессионной модели используется тест Голдфелда – Квандта [2]. При выборке на основе разбивки общего количества наблюдений на три подгруппы проведем расчеты регрессионной модели первой и третьей отсортированных групп, а также рассчитаем суммы квадратов остатков. В данном случае в алгоритме проведения теста Голдфелда – Квандта GQ – отношение большей суммы квадратов остатков к меньшей. Соответственно, полученный результат GQ , или наблюдаемый F , равен 1,46423. Находим критический F ($n = 10$, $\alpha = 0,001$), который равен 3,78704. Поскольку наблюдаемый F меньше критического ($F_{кр}$), гипотеза об отсутствии гетероскедастичности принимается, т. е. гетероскедастичность не обнаружена.

Далее перейдем к тестированию последовательной корреляции ошибок или автокорреляции временных рядов регрессионной модели. Проблема автокорреляции возникает, когда значения ошибок в регрессионной модели коррелируют во вре-

мени или зависят друг от друга [3]. Наличие автокорреляции в данных показывает смещение в оценке по методу наименьших квадратов (OLS). Тест Дарбина – Уотсона на автокорреляцию зависит от двух величин: количества наблюдений и числа параметров для проверки. Статистика Дарбина – Уотсона находится в диапазоне от 0 до 4.

Как видно из рис. 3, шкала значений статистики от 0 до dl представляет собой положительную последовательную автокорреляцию. Значения между dl и du ; $4-du$ и $4-dl$ указывают на то, что серийную корреляцию определить невозможно. Значение между du и $4-du$ показывает отсутствие автокорреляции. Любое значение между du и $4-du$ показывает область, в которой нет автокорреляции. Тест Дарбина – Уотсона показал результат 2,170, который находится между критическими значениями du и $4-du$ из таблицы ($n = 28$, $k = 2$, $dl = 1,036$; $du = 1,325$, $4-du = 2,675$, $4-dl = 2,964$) и свидетельствует о том, что автокорреляция не обнаружена.

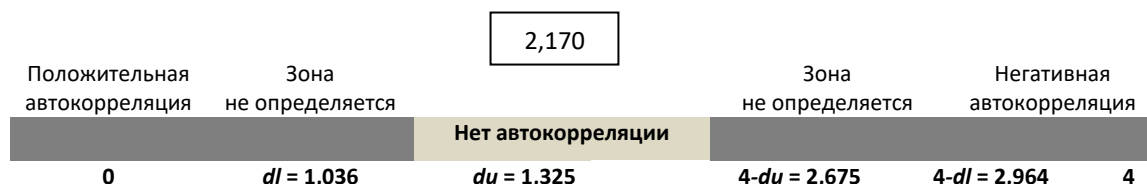


Рис. 3. Шкала значений статистики

В случае отсутствия автокорреляции регрессионная модель для оценки взаимосвязи между внесением количества минеральных и органических удобрений и урожайностью зерновых культур с одного гектара считается оптимальной, т. е. отсутствие связи между случайными остатками свидетельствует о том, что модель правильно сформулирована и учтены все предикторы.

Выводы и рекомендации

По результатам расчетов множественной регрессионной модели и на базе проведенных тестов, которые свидетельствуют о ее высоком качестве, можно сделать вывод, что

урожайность зерновых культур в сельском хозяйстве находится в прямой зависимости от количества внесенных минеральных удобрений. Результаты проведенного эконометрического анализа, охватывающие период 1993–2020 гг., показали, что увеличение внесенных минеральных удобрений на один килограмм привело к повышению урожайности зерновых культур на 23,6 килограмма. Следовательно, целенаправленное внесение необходимых для зерновых культур удобрений является важным фактором для обеспечения устойчивого процесса производства сельскохозяйственной продукции.

Список литературы

1. Bower K. M. When to Use Fisher's Exact Test. In American Society for Quality // Six Sigma Forum Magazine. – 2003. – N 2. – P. 35–37.
2. Goldfeld S. M., Quandt R. E. Some Tests for Homoscedasticity // American Statistical Association Journal. – 1965. – N 60. – P. 539–547.
3. Judge G. G., Griffiths W. E., Hill R. C., Lutkepohl H., Lee T. C. The Theory and Practice of Econometrics. – 2nd ed. – New York : John Wiley & Sons, 1985.
4. Xin Li, Jie Shang. Decision-Making Behavior of Fertilizer Application of Grain Growers in Heilongjiang Province from the Perspective of Risk Preference and Risk Perception // Mathematical Problems in Engineering. – 2021. – Vol. 2021 (5). – URL: <https://doi.org/10.1155/2021/6667558>

References

1. Bower K. M. When to Use Fisher's Exact Test. In American Society for Quality. *Six Sigma Forum Magazine*, 2003, No. 2, pp. 35–37.
2. Goldfeld S. M., Quandt R. E. Some Tests for Homoscedasticity. *American Statistical Association Journal*, 1965, No. 60, pp. 539–547.
3. Judge G. G., Griffiths W. E., Hill R. C., Lutkepohl H., Lee T. C. The Theory and Practice of Econometrics. 2nd ed. New York, John Wiley & Sons, 1985.
4. Xin Li, Jie Shang. Decision-Making Behavior of Fertilizer Application of Grain Growers in Heilongjiang Province from the Perspective of Risk Preference and Risk Perception. *Mathematical Problems in Engineering*, 2021, Vol. 2021 (5). Available at: <https://doi.org/10.1155/2021/6667558>

Сведения об авторах

Манучехр Амонуллоевич Гоибов

доктор сельскохозяйственных наук,
заведующий отделом изучения
инновационных процессов
в агропромышленном комплексе
Института экономики и системного анализа
развития сельского хозяйства Таджикской
академии сельскохозяйственных наук.
Адрес: Институт экономики и системного
анализа развития сельского хозяйства
Таджикской академии сельскохозяйственных
наук, 734020, Душанбе, ул. Хаёти Нав, д. 306.
E-mail: goibovm@mail.ru

Саидмурод Джумамурод Зайниддинзода

кандидат экономических наук, и. о. директора
Научно-исследовательского экономического
института Министерства экономического
развития и торговли Республики Таджикистан.
Адрес: Научно-исследовательский
экономический институт Министерства
экономического развития и торговли
Республики Таджикистан, 734013,
Душанбе, ул. Айни, д. 14а.
E-mail: s.zayniddinzoda@mail.ru

Information about the authors

Manuchehr A. Goibov

Doctor of Agricultural Sciences (PhD), Head
of the Department for the Study of Innovative
Processes in the Agro-Industrial Complex
of the Institute for Economics and System
Analysis of Agricultural Development
of the Tajik Academy of Agricultural Sciences.
Address: Institute for Economics and System
Analysis of Agricultural Development
of the Tajik Academy of Agricultural Sciences,
306 Hayoti Nav Str., Dushanbe, 734020,
Republic of Tajikistan.
E-mail: goibovm@mail.ru

Saidmurod J. Zayniddinzoda

PhD, Acting Director
of the Research Economic Institute
of the Ministry of Economic Development
and Trade of the Republic of Tajikistan.
Address: Research Economic Institute
of the Ministry of Economic Development
and Trade of the Republic of Tajikistan,
14a Ayni Str., 734013, Dushanbe,
Republic of Tajikistan.
E-mail: s.zayniddinzoda@mail.ru