

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПРОЦЕССОВ ИННОВАЦИОННОГО РАЗВИТИЯ СЕЛЬСКОГО ХОЗЯЙСТВА РЕСПУБЛИКИ УЗБЕКИСТАН

И. Б. Рустамова, М. М. Бабаджанова

Ташкентский государственный аграрный университет,
Ташкент, Узбекистан

В статье представлен эконометрический анализ эффективности сельскохозяйственного производства Республики Узбекистан. Методологией для определения влияния земельных, трудовых ресурсов и капитала на валовую продукцию сельского хозяйства послужила производственная функция Кобба – Дугласа. Результаты анализа параметров производственной функции привели авторов к выводу о необходимости разработки новой концепции инновационного развития и новой модели эффективного ведения сельского хозяйства, а также его развития на основе инновационных технологий и диверсификации аграрного сектора. Составленная эконометрическая модель является статистически значимой, и она может определить состояние валового продукта сельского хозяйства Республики Узбекистан. Построенная производственная функция Кобба – Дугласа по валовой продукции сельского хозяйства Республики Узбекистан и влияющим на нее факторам, а также все ее параметры, проверенные по критерию Фишера, t -критерию Стьюдента и DW -критерию Дарбина – Ватсона, показали, что функция по параметрам отвечает всем требованиям, что свидетельствует о возможности использования модели (мультипликативной модели в виде произведения переменных) при текущем анализе и будущем прогнозе валовой продукции сельского хозяйства республики. На основе результатов системного эконометрического анализа определены прогнозные показатели валового продукта до 2025 г., спрогнозированные за счет повышения эффективности инновационных процессов в сельском хозяйстве.

Ключевые слова: инновации, валовая продукция сельского хозяйства, ресурсы, производственные факторы, производственная функция Кобба – Дугласа, эконометрическая модель, коэффициент Стьюдента, критерий Фишера.

ECONOMIC ANALYSIS OF INNOVATION DEVELOPMENT PROCESSES IN AGRICULTURE OF THE REPUBLIC OF UZBEKISTAN

Iroda B. Rustamova, Mashkhura M. Babadjanova

Tashkent State Agrarian University,
Tashkent, Uzbekistan

The article provides econometric analysis of agricultural production efficiency in the Republic of Uzbekistan. As methodology for identifying the impact of land, labour resources and capital on the net output of agriculture Kobba - Douglas production function was used. The results of analyzing parameters of the production function let the authors make a conclusion about the necessity to work out a new concept of innovation development and a new model of efficient running of agriculture and its development on the basis of innovative technologies and agrarian sector diversification. The plotted econometric model is statistically reliable and it can show the state of the net output of Uzbekistan agriculture. Kobba – Douglas production function by the net output of Uzbekistan agriculture and factors affecting it, as well as all its parameters checked by Fisher criterion, Student t -criterion and Darbin – Watson DW -criterion showed that the function by parameters meet all the requirements, which testifies to the possibility to use the model (multiplying model in the form of variables' product) for the current analysis and future forecast of the net output of the Republic agriculture. On the basis of system econometric analysis the forecast

parameters of the net output up to 2025 were identified that were found by raising efficiency of innovative processes in agriculture.

Keywords: innovation, net output of agriculture, resources, production factors, Cobb – Douglas production function, econometric model, Student factor, Fisher criterion.

Сельское хозяйство является одной из основных отраслей в Республике Узбекистан, и процессы, которые в нем осуществляются, имеют определенные особенности. При анализе процессов сельскохозяйственного производства, состояния эффективного использования ресурсов в качестве основного инструмента эконометрики широко используются производственные функции (ПФ).

Сегодня многие фирмы, предприятия, отрасли, в том числе и функционирующие в аграрном секторе, сталкиваются с проблемой ограниченности экономических ресурсов, что обуславливает их рациональное использование, а это решается в первую очередь путем применения таких методов и создания таких продуктов, которые способны обеспечить экономичность производства. Другими словами, инновации становятся решающим фактором достижения увеличения объемов производства и продаж, снижения себестоимости продукции, роста фондовооруженности и производительности труда. Мировой практикой доказано, что в результате использования инновационного фактора за счет фондовооруженности обеспечивается экономический рост на 30%, за счет повышения производительности труда – на 40%, а использование инновационных технологий увеличивает темпы роста на 30% [1. – С. 9]

Помимо повышения рентабельности и других производственно-финансовых показателей деятельности предприятий, результаты внедрения инноваций отражаются в высоком социально-экономическом развитии территорий.

Современные неоклассические модели экономического роста строятся на основе производственной функции, которая используется для определения эффективности применения факторов производства и

распределения полученных доходов между ними. Попытки исследовать, в какой степени качество факторов производства (их производительность) и различные пропорции в их сочетании воздействуют на экономический рост, привели к созданию модели производственной функции Кобба – Дугласа. Ее параметры зависят не только от отрасли хозяйства, но и от технологии, используемой на отдельном предприятии. Рассмотрим эту модель на примере сельскохозяйственного производства.

Функция Кобба – Дугласа получена в результате математического преобразования простейшей производственной функции в модель, которая показывает зависимость величины созданного продукта (y) от совокупных затрат живого труда и суммарного объема применяемых производственных фондов (x_i) [4; 8]:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (1)$$

Выбор из множества зависимостей той производственной функции, которая соответствует характеру экономического процесса, достигается путем изучения технологических, физико-биологических и агротехнических характеристик моделируемого объекта.

В сельскохозяйственном секторе уровня функция Кобба – Дугласа, отражающая связь между производством продукции и факторами, влияющими на него, имеет следующий вид [4; 8]:

$$y = a \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i}, \quad (2)$$

где y – результативный фактор;

x_i – влияющие факторы;

a, α_i – параметры функции;

Π – оператор произведения.

Параметры данной функции равны коэффициентам эластичности. Коэффициент эластичности показывает, на сколько процентов изменится результативный

фактор (y) при изменении влияющего фактора (x_i) на один процент.

Производственная функция, учитывающая взаимозаменяемость факторов, может быть использована для оценки эффективности определенных факторов производства, а также при исследовании вопросов влияния технологии, технического прогресса на экономический рост. В этом случае чаще всего используется двухфакторная мультипликативная модель производственной функции Кобба – Дугласа [5]:

$$y = A \cdot K^\alpha \cdot L^\beta, \quad (3)$$

где K – стоимость основных производственных фондов;

L – затраты труда;

A, α, β – расчетные параметры.

$$\begin{cases} n \cdot \ln(A) + \alpha \cdot \sum(\ln K) + \beta \cdot \sum(\ln L) = \sum(\ln y), \\ \ln(A) \cdot \sum(\ln K) + \alpha \cdot \sum(\ln K)^2 + \beta \cdot \sum(\ln L) \cdot (\ln K) = \sum(\ln y) \cdot (\ln K), \\ \ln(A) \cdot \sum(\ln L) + \alpha \cdot \sum(\ln L) \cdot (\ln K) + \beta \cdot \sum(\ln L)^2 = \sum(\ln y) \cdot (\ln L). \end{cases}$$

В результате решения данной системы уравнений были определены значения неизвестных параметров модели A, α, β .

Для определения эффективности сельскохозяйственного производства используется следующая производственная функция [5]:

$$y = A \cdot K^\alpha \cdot L^\beta \cdot N^\gamma, \quad (6)$$

где y – валовая продукция сельского хозяйства;

N – сельскохозяйственная посевная площадь.

В целях определения эффективности сельскохозяйственного производства в Узбекистане и влияния затрат ресурсов на валовую продукцию сельского хозяйства используем данные за 2000–2018 гг., представленные в табл. 1.

На основе данных табл. 1 построим производственную функцию для сельскохозяйственной отрасли Республики Узбекистан. Поскольку единица измерения показателей в таблице различна, сначала

Для того чтобы найти неизвестные параметры в модели (3), нужно сначала преобразовать степенную модель в линейную. Для этого следует логарифмировать левую и правую стороны модели (3). В результате логарифмизации получим следующую аддитивную линейную модель [5]:

$$\ln y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L. \quad (4)$$

Для нахождения неизвестных параметров в модели (4) используем метод наименьших квадратов, суть которого заключается в том, чтобы минимизировать сумму квадрата разницы между вычисленными значениями функции и ее фактическими значениями [8]:

$$F(x) = \sum (y_{\text{тм}} - f(x))^2 \rightarrow \min. \quad (5)$$

Далее составляем систему нормальных уравнений [8]:

рассчитаем значения логарифмированных данных. Для этого прежде всего определим связь между факторами, рассчитав коэффициенты корреляции между факторами. При расчете коэффициентов корреляции была использована следующая формула [5]:

$$r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}, \quad (7)$$

где σ_x и σ_y – соответственно среднеквадратические отклонения факторов x_i и y .

Коэффициенты корреляции между факторами, рассчитанные с помощью электронной таблицы Excel, приведены в табл. 2. Анализ полученной корреляционной матрицы, а точнее, частных коэффициентов корреляции, которые представляют собой связь между результативным фактором ($\ln Y$) и влияющими факторами ($\ln K, \ln L, \ln N$), показывает, что существует тесная связь (0,9718) между величиной валового продукта сельского хозяйства ($\ln Y$) и стоимостью основных фондов ($\ln K$).

Т а б л и ц а 1

Динамика основных сельскохозяйственных показателей Республики Узбекистан
за 2000–2018 гг.*

Год	Валовая продукция сельского хозяйства (Y), млрд сумов	Стоимость основных фондов сельского хозяйства (X ₁), млрд сумов	Численность занятых в сельском хозяйстве (X ₂), тыс. чел.	Площадь сельскохозяйственных культур (X ₃), тыс. га
2000	17 779,7	447,4	3 085,7	4 016,2
2001	18 526,5	1 332,1	3 054,0	3 687,1
2002	19 638,1	1 478,1	3 038,3	3 788,0
2003	21 071,7	2 059,9	3 055,0	4 033,6
2004	22 947,0	2 363,8	3 035,2	3 938,7
2005	24 186,2	3 401,7	2 967,4	3 899,1
2006	25 806,7	3 358,0	2 928,8	3 898,8
2007	27 380,9	5 304,7	2 990,9	3 829,4
2008	28 613,0	5 934,2	3 029,7	3 882,2
2009	30 272,6	7 139,4	2 891,8	3 891,1
2010	32 361,4	8 256,3	3 120,9	4 001,9
2011	34 497,2	10 313,7	3 232,5	3 906,2
2012	36 981,0	11 252,3	3 254,2	3 935,2
2013	39 532,7	13 205,3	3 392,3	3 973,7
2014	42 300,0	16 203,9	3 524,9	4 012,2
2015	45 176,4	18 590,7	3 604,5	4 027,2
2016	44 297,3	16 529,0	3 408,7	3 993,3
2017	46 074,4	17 660,0	3 440,6	4 002,0
2018	47 851,5	18 791,1	3 472,4	4 010,6

* Составлено по данным Государственного комитета статистики Республики Узбекистан.

Т а б л и ц а 2

Матрица коэффициентов корреляции между валовой продукцией сельского хозяйства Республики Узбекистан и влияющими на нее факторами

	Валовая продукция сельского хозяйства (Y ln Y), млрд сумов	Стоимость основных фондов сельского хозяйства (ln K), млрд сумов	Численность занятых в сельском хозяйстве (ln L), тыс. чел.	Площадь сельскохозяйственных культур (ln N), тыс. га
Валовая продукция сельского хозяйства (Y ln Y), млрд сумов	1			
Стоимость основных фондов сельского хозяйства (ln K), млрд сумов	0,9718	1		
Численность занятых в сельском хозяйстве (ln L), тыс. чел.	0,8039	0,7014	1	
Площадь сельскохозяйственных культур (ln N), тыс. га	0,5367	0,4177	0,5646	1

Очень высок коэффициент корреляции (0,8039) между величиной валовой продукции сельского хозяйства (ln Y) и количеством занятых в сельском хозяйстве (ln L). Средняя корреляция (0,5367) наблюдается между величиной валовой продукции сельского хозяйства (ln Y) и посевной площадью (ln N).

Коэффициенты парной корреляции показывают связь между влияющими фак-

торами (т. е. между ln K и ln L, ln K и ln N, ln L и ln N). Как видно из табл. 2, связь между стоимостью основных фондов (ln K) и количеством занятых в сельском хозяйстве (ln L) находится на уровне 0,7014, т. е. чуть выше среднего. Связь между стоимостью основных фондов (ln K) и посевной площадью (ln N) довольно слабая (0,4177). Также существует средняя связь (0,5646) между численностью занятых в сельском

хозяйстве ($\ln L$) и посевной площадью ($\ln N$).

В целом можно отметить, что существуют прямые связи между исследуемыми факторами сельскохозяйственного производства Республики Узбекистан. Таким образом, наличие связи между факторами

послужит основой для создания производственной функции Кобба – Дугласа для сельскохозяйственной отрасли, которая имеет следующий вид (составлено по данным Государственного комитета статистики Республики Узбекистан):

$$\ln y = \ln (-10,1003) + 0,244255 \ln K + 0,902269 \ln L + 1,332751 \ln N,$$

$$(4,5487) \quad (0,0156) \quad (0,2682) \quad (0,6111) \quad (8)$$

$$R^2 = 0,9801; F_{\text{расчет}} = 246,816.$$

Итак, мы определили значения неизвестных параметров A , α , β линейной производственной функции (8). Теперь, потенцируя (потенцирование – действие, обратное логарифмированию по некоторому основанию, т. е. возведение в степень с этим основанием) левую и правую части модели (8), преобразуем ее в степенную функцию. При этом все логарифмы исчезают, коэффициенты перед переменными переходят в степень переменных, а сумма аддитивной модели (8) преобразуется в мультипликативную модель в виде произведения переменных:

$$y = 0,00041 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751},$$

$$(4,54) \quad (0,01) \quad (0,26) \quad (0,61) \quad (9)$$

$$R^2 = 0,9801; F_{\text{расчет}} = 246,816.$$

Коэффициент 0,00041 показывает влияние неучтенных факторов. Коэффициент 0,244255, рассчитанный по стоимости основных фондов сельского хозяйства, является коэффициентом эластичности, который показывает, что увеличение стоимости основных фондов сельского хозяйства на один процент приводит к увеличению валовой продукции сельского хозяйства в среднем на 0,24%.

Увеличение числа занятых в сельском хозяйстве на один процент приводит к увеличению валовой продукции сельского хозяйства в среднем на 0,90%. Увеличение посевных площадей на один процент свидетельствует о среднем увеличении валовой продукции сельского хозяйства на 1,33%.

Если рассмотреть коэффициенты эластичности каждого фактора в модели, то в производстве валовой сельскохозяйственной продукции доля основных фондов страны составила 9,85%, занятых – 36,39%, а доля посевной площади – 53,76%. Это свидетельствует о том, что 90,15% развития сельского хозяйства в стране в основном происходит за счет применения экстенсивных факторов производства, т. е. за счет увеличения числа занятых в сельскохозяйственном производстве и расширения площадей сельскохозяйственных культур. В свою очередь это диктует необходимость перехода на интенсивный путь развития сельского хозяйства.

На рис. 1 приведен график, который показывает реальную величину валовой продукции сельского хозяйства и величину, рассчитанную на основе модели. Коэффициент детерминации, рассчитанный по модели (9), составляет 0,9801. Это означает, что 98,01% валовой продукции сельского хозяйства в стране зависит от факторов, включенных в модель (стоимости основных фондов, количества занятых в сельскохозяйственном производстве и посевной площади). Остальные 1,99% являются результатом влияния неучтенных факторов.

Проверим соответствие производственной функции (9), составленной по аграрному сектору Республики Узбекистан, изучаемому процессу, или его статистическую значимость. Используя F -критерий Фишера, можно уточнить адекватность модели, т. е. ее можно проверить на соот-

ветствие реальному экономическому процессу [3. – С. 11]:

$$F_{\text{расчет}} = \frac{R^2(n-m-1)}{(1-R^2)m}, \quad (10)$$

где R^2 – коэффициент корреляции;

n – число наблюдений;

m – число влияющих факторов в модели.

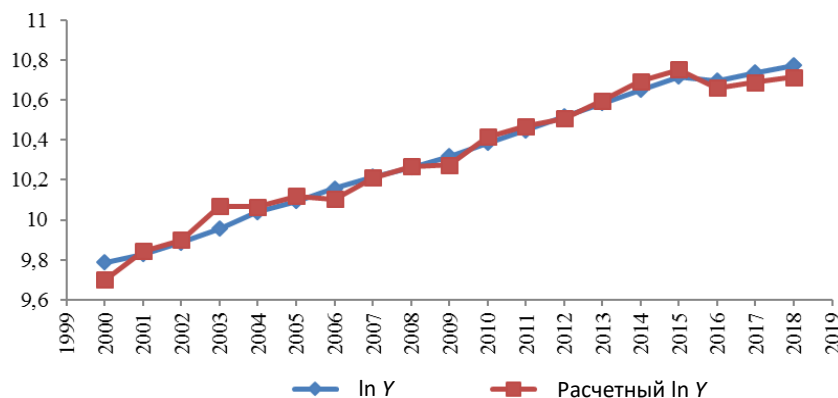


Рис. 1. График реальной и расчетной величины валовой продукции сельского хозяйства и значения, рассчитанного на основе модели

Рассчитанный критерий Фишера сравнивается с табличным значением. Чтобы найти значения критерия Фишера в таблице, необходимо определить строки k_1 и столбцы k_2 : $k_1 = n - m - 1$ и $k_2 = m$.

Если $F_{\text{расчет}} > F_{\text{табл}}$, то построенная эконометрическая модель называется статистически значимой или соответствующей (адекватной) изучаемому процессу. Если $F_{\text{расчет}} < F_{\text{табл}}$, то построенная эконометрическая модель является статистически незначимой или несоответствующей исследуемым процессам.

По рассчитанным значениям $k_1 = n - m - 1 = 19 - 3 - 1 = 15$ и $k_2 = 3$ определяем его табличное значение, которое составляет 3,29.

Из этого следует, что $F_{\text{расчет}} > F_{\text{табл}}$, т. е. $F_{\text{расчет}} = 246,816 > F_{\text{табл}} = 3,29$.

Таким образом, составленная эконометрическая модель является статистически значимой, и она может определить состояние валового продукта сельского хозяйства Республики Узбекистан. Кроме того, полученная модель может быть использована для прогнозирования будущих значений валовой стоимости продукции сельскохозяйственного производства в стране.

Чтобы проверить полную адекватность составленной производственной функции (9), проверим достоверность включенных в модель факторов.

Для этого используем t -критерий Стьюдента, который рассчитывается по следующей формуле [3. – С. 12]:

$$t_R = \frac{R\sqrt{n-k-1}}{1-R^2}, \quad (11)$$

где t_R – сравнение со значениями в таблице;

$(n - k - 1)$ – количество степеней свободы.

На основе значения $t_{a_j} = \frac{a_i}{\sigma_{a_j}}$ с числом

степеней свободы $n - 2$ и t -распределением определяется достоверность коэффициентов регрессии [3. – С. 12].

Значения критерия Стьюдента, рассчитанные по параметрам производственной функции (9), имеют следующий вид:

$$\begin{aligned} t_{\ln K} &= 15,6406 \quad \text{prob} = 0,0000; \\ t_{\ln L} &= 3,3640 \quad \text{prob} = 0,0043; \\ t_{\ln N} &= 2,1808 \quad \text{prob} = 0,0455. \end{aligned}$$

Чтобы проверить достоверность вычисленных параметров, обратимся к таблице значений критериев Стьюдента. Если

$t_{расчет} > t_{табл}$, то коэффициенты регрессии являются достоверными, в противном случае они считаются незначимыми. Полученное значение $t = 2,1009$ превышает табличное значение для 95%-ного доверительного уровня. Это означает, что все факторы производственной функции (9) отвечают требованиям (при достоверности $\alpha = 0,05$ вероятность этих факторов составляет менее 0,05).

Чтобы проверить наличие автокорреляции в остатках, используем критерий Дарбина – Уотсона (DW):

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^T (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2} = \frac{0,053092}{0,030130} = 1,762.$$

Если в остатках нет автокорреляции, то результативный коэффициент будет в пределах 2, при положительной автокорреляции DW будет стремиться к нулю, а при отрицательной – к 4.

При отсутствии автокорреляции проверяется соответствие рассчитанного критерия DW верхнему (DW_U) и нижнему (DW_L) значениям критерия Дарбина – Уотсона по таблице. В нашем примере рассчитанный критерий DW равен 1,762.

Рассмотрим табличные значения Дарбина – Уотсона: нижнее значение крите-

рия Дарбина – Уотсона $DW_L = 0,97$, а верхнее – $DW_U = 0,68$.

Как видно, рассчитанное значение критерия Дарбина – Уотсона $DW_X = 1,762$ больше табличного нижнего ($DW_L = 0,97$) и верхнего ($DW_U = 0,68$) значений. Это подтверждает отсутствие автокорреляции в остатках результативных факторов.

Построенная производственная функция Кобба – Дугласа по валовой продукции сельского хозяйства Республики Узбекистан и влияющим на нее факторам, а также все ее параметры, проверенные по критерию Фишера, t -критерию Стьюдента и DW -критерию Дарбина – Уотсона, показали, что функция отвечает всем требованиям, что свидетельствует о возможности использования модели (9) при текущем анализе и будущем прогнозе валовой продукции сельского хозяйства республики.

Исходя из вышеизложенного рассчитаем эффективность факторов, применяемых в сельскохозяйственном производстве. Для этого используем средние и предельные показатели.

Сначала рассчитаем среднюю эффективность каждого влияющего фактора – среднюю фондоотдачу, среднюю производительность труда и средний продукт с каждого гектара. Затем рассчитаем предельную производительность тех же факторов.

В сельскохозяйственном производстве Республики Узбекистан:

– средняя фондоотдача:

$$\begin{aligned} \frac{y}{K} &= 0,000041 \cdot K^{0,244255-1} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751} = 0,000041 \cdot K^{-0,75575} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751} = \\ &= 0,000041 \cdot \frac{L^{0,902269} \cdot N^{1,332751}}{K^{0,75575}}; \end{aligned}$$

– средняя производительность труда:

$$\begin{aligned} \frac{y}{L} &= 0,000041 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269-1} \cdot N^{1,332751} = 0,000041 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{-0,09773} \cdot N^{1,332751} = \\ &= 0,000041 \cdot \frac{K^{0,244255} \cdot N^{1,332751}}{L^{0,09773}}; \end{aligned}$$

– средний продукт на гектар:

$$\frac{y}{N} = 0,000041 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751-1} = 0,000041 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{0,332751}.$$

– предельная фондоотдача:

$$\frac{\partial y}{\partial K} = 0,000041 \cdot 0,244255 \cdot K^{0,244255-1} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751} = 0,000010014 \cdot K^{-0,75575} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751} =$$

$$= 0,000010014 \cdot \frac{L^{0,902269} \cdot N^{1,332751}}{K^{0,75575}};$$

– предельная производительность труда:

$$\frac{\partial y}{\partial L} = 0,000041 \cdot 0,902269 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269-1} \cdot N^{1,332751} = 0,00003699 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{-0,09773} \cdot N^{1,332751} =$$

$$= 0,00003699 \cdot \frac{K^{0,244255} \cdot N^{1,332751}}{L^{0,09773}};$$

– предельный продукт на гектар:

$$\frac{\partial y}{\partial N} = 0,000041 \cdot 1,332751 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{1,332751-1} = 0,0000456 \cdot K^{0,244255} \cdot L^{0,902269} \cdot N^{0,332751}.$$

Динамика средних и предельных значений ресурсов, используемых в сельском хозяйстве, за 2000–2018 гг. представлена в табл. 3.

Т а б л и ц а 3

Динамика средних и предельных значений ресурсов, используемых в сельском хозяйстве, за 2000–2018 гг.

Год	Средняя фондоотдача, y/K	Средняя производительность труда, y/L	Средний продукт на гектар, y/N	Предельная фондоотдача, $\partial y / \partial K$	Предельная производительность труда, $\partial y / \partial L$	Предельный продукт на гектар, $\partial y / \partial N$
2000	1,0011498	1,0008733	1,0008456	1,0002807	1,0007879	1,0009405
2001	1,00100026	1,0008968	1,0008762	1,0002442	1,000809	1,0009746
2002	1,00099322	1,0009039	1,0008797	1,0002425	1,0008155	1,0009785
2003	1,00097075	1,0009231	1,0008922	1,000237	1,0008327	1,0009923
2004	1,00095337	1,0009236	1,0008945	1,0002328	1,0008333	1,000995
2005	1,00091708	1,0009328	1,0009019	1,0002239	1,0008415	1,0010032
2006	1,00091682	1,0009325	1,0009003	1,0002238	1,0008413	1,0010013
2007	1,00087915	1,0009421	1,0009139	1,0002147	1,00085	1,0010165
2008	1,00087375	1,0009471	1,0009186	1,0002133	1,0008544	1,0010218
2009	1,00085575	1,0009529	1,0009186	1,0002089	1,0008596	1,0010217
2010	1,00085647	1,0009601	1,0009313	1,0002091	1,0008661	1,0010358
2011	1,00084086	1,0009617	1,0009396	1,0002053	1,0008676	1,0010451
2012	1,00083654	1,0009649	1,0009428	1,0002043	1,0008705	1,0010486
2013	1,00083098	1,00097	1,0009515	1,0002029	1,0008751	1,0010583
2014	1,00082243	1,0009761	1,0009609	1,0002008	1,0008806	1,0010687
2015	1,00081622	1,0009798	1,0009667	1,0001993	1,0008839	1,0010752
2016	1,0008175	1,0009763	1,0009576	1,0001996	1,0008807	1,0010651
2017	1,00081444	1,0009781	1,0009603	1,0001989	1,0008824	1,0010681
2018	1,00081166	1,0009799	1,0009628	1,0001982	1,000884	1,0010709

Из табл. 3 видно, что в период с 2000 по 2018 г. значения средних и предельных показателей фондоотдачи снижались. Это свидетельствует о том, что основные фонды в сельском хозяйстве республики своевременно не обновлялись и недостаточно

внедрялись новая сельскохозяйственная техника и технологии (рис. 2). Безусловно, в этом случае сложно говорить об инновационном развитии сельского хозяйства. Вместе с тем количество занятых в сельском хозяйстве и площадь сельскохозяй-

ственных культур в Республике Узбекистан продолжают увеличиваться, что пока-

зывает экстенсивное развитие сельского хозяйства.

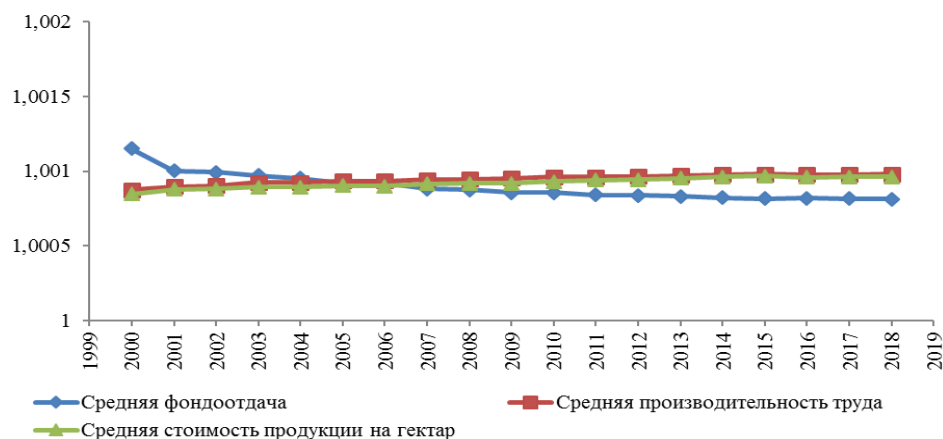


Рис. 2. Динамика средних показателей развития сельского хозяйства Республики Узбекистан

Средние темпы роста производительности труда с 2013 по 2018 г. замедлялись. Для предотвращения этого необходимо перенаправить сельскохозяйственных работников в перерабатывающие сельскохозяйственную продукцию отрасли или другие сектора экономики. Уровень использования сельскохозяйственных земель в

стране также требует наиболее эффективного их использования.

Предельные показатели использования ресурсов в сельском хозяйстве (дополнительные затраты ресурсов на производство дополнительной единицы сельскохозяйственной продукции) имеют тенденцию к снижению, особенно показатели фондоотдачи (рис. 3).

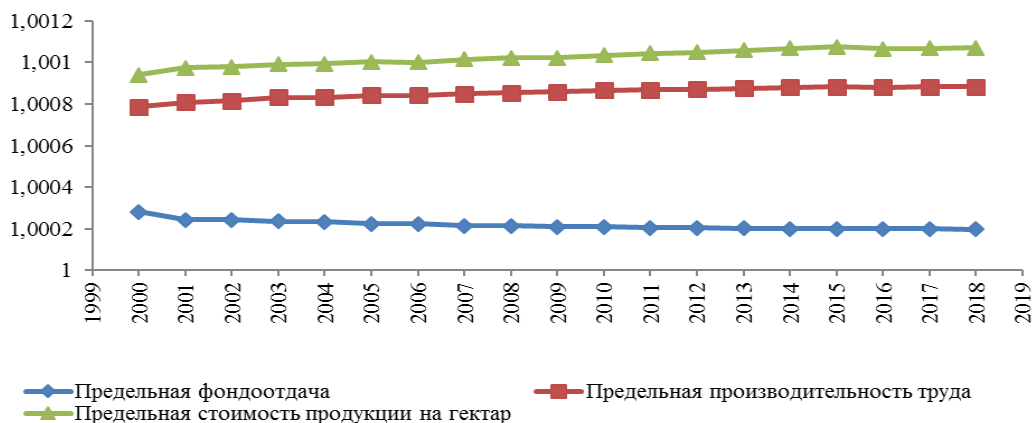


Рис. 3. Динамика предельных показателей развития сельского хозяйства Республики Узбекистан

Как уже было отмечено, проведенные расчеты свидетельствуют о том, что сельское хозяйство республики развивается в основном за счет привлечения дополнительных ресурсов. Однако, как мы видим из мировой практики, сельское хозяйство во многих странах развивается интенсивно во многом благодаря внедрению иннова-

ций, которые позволяют расширять производство не за счет количества, а за счет качества использования ресурсов.

В свою очередь для эффективного внедрения инноваций необходимо прежде всего проанализировать состояние инновационного развития аграрного сектора и выявить проблемные моменты в осуществ-

лении инновационных процессов. Прогнозируемые значения инновационных процессов в сельском хозяйстве на основе мно-

гофакторной эконометрической модели показаны на рис 4.

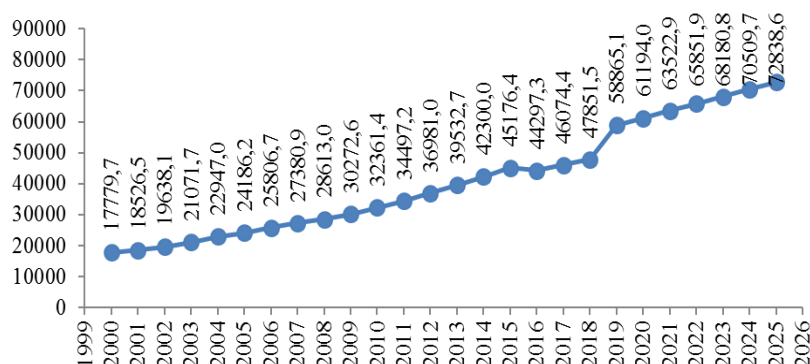


Рис. 4. Динамика валовой продукции сельского хозяйства Республики Узбекистан за 2000–2018 гг. и прогнозные значения на 2023–2025 гг. (в млрд сумов)

Результаты расчетов по программе EViews 10.

Как видно из рис. 4, стоимость валовой продукции сельского хозяйства в Республике Узбекистан неуклонно росла с 2000 по 2015 г. В 2015 г. по сравнению с 2000 г. объем сельскохозяйственной продукции увеличился на 27 396,7 млрд сумов, или в 2,54 раза. Однако к 2016 г. данный показатель составил 44 297,3 млрд сумов, сократившись на 879,1 млрд сумов, или на 2%. В 2018 г. валовой продукт сельского хозяйства увеличился на 3 554,2 млрд сумов по сравнению с 2016 г. и на 1 777,1 млрд сумов по отношению к 2017 г.

В течение прогнозного периода валовая продукция сельского хозяйства Республики Узбекистан имеет тенденцию к увеличению. Среднегодовой рост валовой продукции составляет 2,3 трлн сумов. Это в 3,3 раза больше, чем в 2000 г., и в 2,25 раза больше по сравнению с 2010 г. Основными причинами такого роста являются внедрение инновационных технологий в аграрный сектор страны, использование новых

методов производства (кластеров) и ряд других факторов.

Таким образом, результаты проведенных исследований и анализ параметров построенной производственной функции Кобба – Дугласа (мультипликативная модель в виде произведения переменных) по сельскому хозяйству показывают, что необходимы диверсификация сельскохозяйственной отрасли республики, развитие на основе инновационных технологий, а также разработка новых моделей эффективного функционирования сельского хозяйства и новых концепций инновационного развития. Инновационное развитие сельского хозяйства в республике требует проведения научных исследований в наиболее востребованных областях сельского хозяйства. Это в свою очередь приведет к увеличению валовой продукции сельского хозяйства и повышению благосостояния сельского населения.

Список литературы

1. Ашурметова Н. А., Рустамова И. Б. Виды инноваций и анализ их использования в экономике Узбекистана // Вестник Российского экономического университета имени Г. В. Плеханова. – 2019. – № 3 (105). – С. 39–48.

2. Вавилова Н. В. Моделирование экономического роста на основе производственных функций // Сборник научных трудов ВНАУ. Серия Экономические науки. – 2012. – Т. 3. – № 1 (56). – С. 171–174.
3. Зарова Е. В. Методы Data mining в обработке и анализе статистических данных (решения в R) : монография. – М. : Инфра-М, 2021.
4. Кетова К. В. Построение производственных функций экономической системы региона // Дневник науки. – 2020. – № 6. – URL: http://dnevniknauki.ru/images/publications/2020/6/physics/Ketova_Vavilova_Larin.pdf
5. Кирилюк И. Л. Модели производственных функций для российской экономики // Компьютерное исследование и моделирование. – 2013. – Т. 5. – № 2. – С. 293–312.
6. Кузнецова И., Петухова М., Шелковников С. Эконометрический анализ влияния человеческого капитала на экономическую эффективность сельскохозяйственного производства // Экономика, труд, управление в сельском хозяйстве. – 2020. – № 1. – С. 23–28.
7. Нечаев В., Тюпаков К., Сайфетдинова Н. Эффективность экономического и технико-технологического потенциала в растениеводстве // Экономика сельского хозяйства России. – 2021. – № 6. – С. 70–84.
8. Пелевина А. Б., Оберемко Е. В. Эконометрический анализ и моделирование на предприятиях сельского хозяйства // Современные условия взаимодействия науки и техники : сборник статей Всероссийской научно-практической конференции. – Уфа, 2019.
9. Novales A., Fernández E., Ruiz J. Economic Growth. Theory and Numerical Solution Methods. – Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2014.

References

1. Ashurmetova N. A., Rustamova I. B. Vidy innovatsiy i analiz ikh ispolzovaniya v ekonomike Uzbekistana [Types of Innovations and Analysis of their Use in the Economy of Uzbekistan]. *Vestnik Rossiyskogo ekonomicheskogo universiteta imeni G. V. Plekhanova* [Vestnik of the Plekhanov Russian University of Economics], 2019, No. 3 (105), pp. 39–48. (In Russ.).
2. Vavilova N. V. Modelirovanie ekonomicheskogo rosta na osnove proizvodstvennykh funktsiy [Modeling Economic Growth Based on Production Functions]. *Sbornik nauchnykh trudov VNAU. Seriya Ekonomicheskie nauki* [Collection of scientific papers of VNAU. Series of Economic Sciences], 2012, Vol. 3, No. 1 (56), pp. 171–174. (In Russ.).
3. Zarova E. V. Metody Data mining v obrabotke i analize statisticheskikh dannykh (resheniya v R), monografiya [Data Mining Methods in the Processing and Analysis of Statistical Data (solutions in R), monograph]. Moscow, Infra-M, 2021. (In Russ.).
4. Ketova K. V. Postroenie proizvodstvennykh funktsiy ekonomicheskoy sistemy regiona [Construction of Production Functions of the Economic System of the Region]. *Dnevnik nauki* [Science Diary], 2020, No. 6. (In Russ.). Available at: http://dnevniknauki.ru/images/publications/2020/6/physics/Ketova_Vavilova_Larin.pdf
5. Kirilyuk I. L. Modeli proizvodstvennykh funktsiy dlya rossiyskoy ekonomiki [Production Function Models for the Russian Economy]. *Kompyuternoe issledovanie i modelirovanie* [Computer Research and Modeling], 2013, Vol. 5, No. 2, pp. 293–312. (In Russ.).
6. Kuznetsova I., Petukhova M., Shelkovnikov S. Ekonometricheskii analiz vliyaniya chelovecheskogo kapitala na ekonomicheskuyu effektivnost selskokhozyaystvennogo proizvodstva [Econometric Analysis of the Impact of Human Capital on the Economic Efficiency of Agricultural Production]. *Ekonomika, trud, upravlenie v sel'skom khozyaystve* [Economics, Labor, Management in Agriculture], 2020, No. 1, pp. 23–28. (In Russ.).
7. Nechaev V., Tyupakov K., Sayfetdinova N. Effektivnost ekonomicheskogo i tekhniko-tekhnologicheskogo potentsiala v rastenievodstve [Efficiency of Economic and Technical-

Technological Potential in *plant growing*]. *Ekonomika selskogo khozyaystva Rossii* [Agricultural Economics of Russia], 2021, No. 6, pp. 70–84. (In Russ.).

8. Pelevina A. B., Oberemko E. V. *Ekonometricheskiy analiz i modelirovanie na predpriyatiyakh selskogo khozyaystva* [Econometric Analysis and Modeling at Agricultural Enterprises]. *Sovremennye usloviya vzaimodeystviya nauki i tekhniki, sbornik statey Vserossiyskoy nauchno-prakticheskoy konferentsii* [Modern Conditions for the Interaction of Science and Technology. Collection of articles of the All-Russian scientific-practical conference]. Ufa, 2019. (In Russ.).

9. Novales A., Fernández E., Ruiz J. *Economic Growth. Theory and Numerical Solution Methods*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2014.

Сведения об авторах

Ирода Бахрамжановна Рустамова

доктор экономических наук, профессор
кафедры «Агробизнес и туризм»
Ташкентского государственного
аграрного университета.
Адрес: Ташкентский государственный
аграрный университет, 100140, Республика
Узбекистан, Ташкент-140, Микрорайон
ТашГРЭС, ул. Университетская, д. 2а.
E-mail: irodarustamova@mail.ru

Машхура Мадияровна Бабаджанова

ассистент кафедры
«Агробизнес и туризм»
Ташкентского государственного
аграрного университета.
Адрес: Ташкентский государственный
аграрный университет, 100140, Республика
Узбекистан, Ташкент-140, Микрорайон
ТашГРЭС, ул. Университетская, д. 2а.
E-mail: mashhura2010@mail.ru

Information about the authors

Iroda B. Rustamova

Doctor of Economics, Professor
of the Department for Agribusiness
and Tourism of the Tashkent State
Agricultural University.
Address: Tashkent State Agricultural
University, 2a Universitetskaya Str.,
Residential District TashGRES,
Tashkent-140, Republic Uzbekistan.
E-mail: irodarustamova@mail.ru

Mashkhura M. Babadjanova

Assistant of the Department
for Agribusiness and Tourism
of the Tashkent State Agricultural
University.
Address: Tashkent State Agricultural
University, 2a Universitetskaya Str.,
Residential District TashGRES,
Tashkent-140, Republic Uzbekistan.
E-mail: mashhura2010@mail.ru