

УДК 519.237.5

Тиндова М. Г. Анализ регионального животноводства (на примере Саратовской области)

Analysis of regional livestock production (on the example of the saratov region)

Тиндова М. Г.

к.э.н., доцент кафедры прикладной математики и системного анализа
Саратовский государственный технический университет им. Гагарина Ю.А.

Tindova M.G.

Candidat of Sciences (in Economics), Associate Professor
Department of Applied Mathematics and System Analysis
Yuri Gagarin State Technical University of Saratov

***Аннотация.** Работа посвящена изучению основных параметров животноводства в Саратовской области на основе анализа временных рядов. В качестве объекта исследования выбраны такие показатели как поголовье крупного рогатого скота, поголовье свиней, поголовье овец и коз (млн.голов); в качестве периода исследования – период с 1995 по 2018 год. В качестве инструмента исследования автор выбрал аппарат исследования временных рядов, сочетающий в себе последовательное применение компонентного и коинтеграционного моделирования. Результатом практического применения проведенного автором анализа являются представленные в работе модели развития животноводства в Саратовской области, основанные на аддитивных тенд-сезонных моделях (для поголовья крупного рогатого скота и свиней), а также ARIMA-моделях для поголовья овец и коз. Кроме того, в работе изучено влияние на поголовье скота таких показателей как расход кормов и валовый сбор зерна, а также построены модели, описывающие данное влияние на основе уравнений регрессии по отклонениям от трендов. В результате построены прогнозы развития животноводства в Саратовской области на ближайшие три года.*

***Ключевые слова:** животноводство; региональная экономика; эконометрический анализ; коинтеграционный анализ*

***Abstract.** The paper is devoted to the study of the main parameters of animal husbandry in the Saratov region based on the analysis of time series. As object of research the author selects variables such as livestock cattle, livestock pigs, sheep and goats (million heads); as the study period the author Vibram the period from 1995 to 2018. As a research tool, the author took the time series research apparatus, which combines the consistent application of component and co-integration modeling. The results of the practical application of the analysis carried out by the author are presented in the paper models of livestock development in the Saratov region, based on additive tend-seasonal models (for cattle and pigs), as well as ARIMA-models for sheep and goats. In addition, the author studies the impact of such indicators as feed consumption and gross grain harvest on livestock. The author builds a model describing this effect on the basis of the regression equations for deviations from the trends. As a result, the author makes forecasts for the development of animal husbandry in the Saratov region for the next three years.*

***Keywords:** animal husbandry; regional economy; econometric analysis; co-integration analysis*

Рецензент: Землянухин А.И. - д.ф.-м.н., профессор, Зав. кафедрой прикладной математики и системного анализа Саратовского государственного технического университета

Введение. Агропромышленный сектор РФ является основой продовольственной безопасности страны. Поэтому его динамичное развитие становится одной из основных задач стратегического планирования на всех уровнях власти.

Правительством РФ принимаются разнообразные меры, связанные с поддержкой отечественных производителей мясной и молочной продукции, к которым можно отнести: доктрину продовольственной безопасности страны, контроль качества продукции на всех этапах ее производства, субсидирование привлекаемых финансовых средств, возмещение до 25% инвестиционных затрат,

государственная программа развития объемов производства молочного скотоводства и пр.

Кроме того, многие иностранные производители, в условиях санкций по отношению к России и ответного эмбарго, с целью сохранения своих позиций на российском рынке инвестируют в производственные площадки страны, модернизируя их и увеличивая выпуск сельскохозяйственной продукции, что положительно сказывается на развитии отрасли в целом, и стимулирует увеличение объемов производства в ее отдельных секторах.

Однако положение на региональных АПК не является однозначным. Саратовская область является достаточно хорошо развитым аграрным регионом Поволжья, имеющим на своей территории несколько крупных аграрных предприятий и холдингов, занимающихся выращиванием мясной продукции. Цель статьи заключается в исследовании динамики изменения размеров поголовья скота региона, а также в построении моделей, описывающих процесс этих изменений.

В качестве объекта исследования рассмотрим y_1 – поголовье крупного рогатого скота в Саратовской области за период с 1995 по 2018 год, млн.голов; y_2 – поголовье свиней, млн.голов; y_3 – поголовье овец и коз, млн.голов (рисунок 1), а также x_1 – валовый сбор зерна, млн.тонн и x_2 – расход кормов, ц\1 голову крупного рогатого скота, на территории Саратовской области за тот же промежуток времени [1].

Первоначальный анализ показателя y_i , основанный на сравнении уровней временного ряда, показывает, что в целом за указанный временной интервал наблюдается сокращение поголовья всех видов скота в Саратовской области: крупного рогатого в 2,26 раза или на 55,8%; свиней – в 1,57 раза или на 36,4%; овец и коз – в 1,7 раза (41,2%).

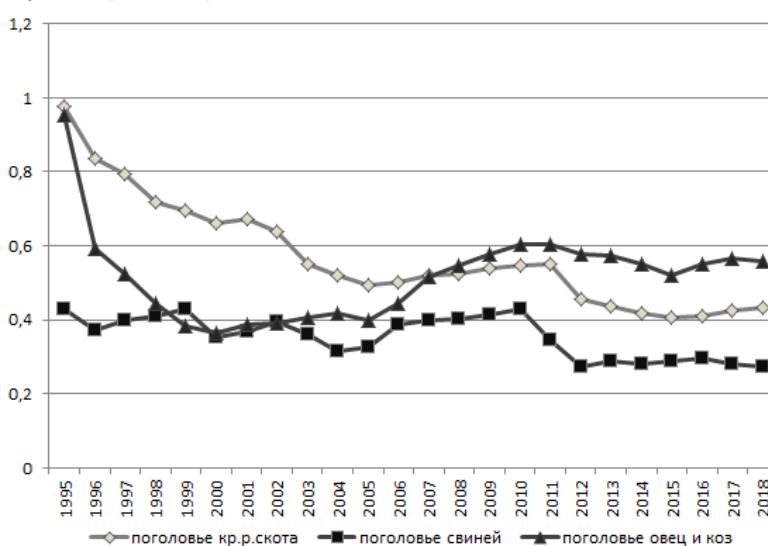


Рисунок 1. Поголовье скота в Саратовской области (1995 – 2018), млн. голов

Если рассмотреть показатели устойчивости временных рядов, т.е. показатели динамики изменения уровней ряда при минимальном влиянии на них

неблагоприятных условий [2], то можно увидеть, что индекс устойчивости по ряду y_1 равен $i_{y_1} = \frac{\bar{y}_{\text{благ}}}{\bar{y}_{\text{неблаг}}} = 0,56$, где $Y_{\text{благ}}$ и $Y_{\text{неблаг}}$ – уровни ряда выше и ниже среднего значения, что говорит о том, что для поголовья крупного рогатого скота характерно устойчивое снижение в каждом следующем уровне по сравнению с предыдущим. Размах варьирования составил $R_{y_1} = 1,23$, что говорит о том, что временной ряд изменения поголовья крупного рогатого скота не сильно подвержен внешним факторам.

Аналогично для рядов y_2 и y_3 : $i_{y_2} = 0,77$ и $R_{y_2} = 0,81$; $i_{y_3} = 0,88$ и $R_{y_3} = 2,45$, что говорит об усилении отрицательных тенденций в размерах поголовья скота, а также об увеличении воздействия внешних факторов.

1. Компонентный анализ временных рядов. Для выявления основных тенденций указанных временных рядов используем тест Фостера-Стюарта: поскольку $t_D = \frac{D-0}{\sigma_D} = \frac{11-0}{2,373} = 4,6 > t_{\text{кр}} = 2,059$, то в ряду y_1 есть основной тренд и т.к. $t_S = \frac{S-\mu}{\sigma_S} = \frac{18-5,63}{1,79} = 6,9 > t_{\text{кр}} = 2,059$, то в ряду присутствуют периодические колебания. В данных формулах значения μ – мат. ожидание величины S , σ_S – среднеквадратическая ошибка величины S и σ_D – среднеквадратическая ошибка величины D , находятся из таблиц Фостера-Стюарта [3], а $t_{\text{кр}}$ – из таблицы Стьюдента при $\alpha=5\%$ и $n=25$.

Аналогично для рядов y_2 и y_3 : $t_D=6,9$ и $t_S=2,52$ в первом случае и $t_D=6,9$ и $t_S=1,37$ – во втором, что говорит об отсутствии периодической составляющей в формировании поголовья овец и коз в Саратовской области.

Для выбора формы основных тенденций временных рядов y_i , сравним линейную, квадратичную, показательную и логарифмическую функции. В результате лучшими функциями оказались следующие:

- для крупного рогатого скота:

квадратичная функция $y_1 = 1,23 - 0,086 \cdot t + 0,002 \cdot t^2$, где все параметры значимы по критерию Стьюдента, а коэффициент детерминации $R^2=0,754$ значим по критерию Фишера [4];

- для поголовья свиней:

логарифмическая функция $y_2 = 0,694 - 0,134 \cdot \ln t$, $R^2=0,624$ и все показатели значимы по критериям Стьюдента и Фишера;

- для овец и коз:

квадратичная функция $y_3 = 1,463 - 0,152 \cdot t + 0,005 \cdot t^2$, $R^2=0,498$ и все показатели значимы.

В квадратичных моделях b_0 показывает начальные условия развития процесса, т.е. поголовье крупного рогатого скота в 1995 году в Саратовской области составляло 0,954 млн.голов, а поголовье овец и коз – 1,46 млн.голов; параметр b_1 – постоянный темп роста, другими словами, с каждым годом в среднем поголовье крупного рогатого скота сокращалось на 86 тыс.голов, а поголовье овец

и коз – на 152 тыс.голов; параметр b_2 – темп прироста или ускорение, т.е. сокращение поголовья крупного рогатого скота увеличивается ежегодно на 2 тыс.голов, а для поголовья овец и коз это значение составляет 5 тыс.голов.

В логарифмической модели параметр $b_1 = -0,134$ говорит о том, что каждые 2,7 года поголовье свиней сокращается на 134 тыс.голов.

Проведём анализ адекватности выбранных моделей с помощью исследования их ошибок на независимость, случайность и нормальность распределения:

- нормальность остатков может быть проверена с помощью показателей асимметрии и эксцесса [5]:

- - для крупного рогатого скота: $\hat{A} = -0,14$; $\sigma_{\hat{A}} = 0,092$; $|\hat{A}| < 2\sigma_{\hat{A}} = 0,185$ и $\hat{\varepsilon} = 1,4$; $\sigma_{\hat{\varepsilon}} = 0,9$; $|\hat{\varepsilon} + \frac{6}{n+1}| = 1,6 < 2\sigma_{\hat{\varepsilon}} = 1,8$, следовательно, остатки распределены нормально;

- - для свиней: $|\hat{A}| = 0,17 < 2\sigma_{\hat{A}} = 0,185$ и $|\hat{\varepsilon} + \frac{6}{n+1}| = 1,8 < 2\sigma_{\hat{\varepsilon}} = 1,8$, т.е. распределение нормально;

- - для овец и коз: $|\hat{A}| = 0,183 < 0,185$, $|\hat{\varepsilon} + \frac{6}{n+1}| = 1,13 < 1,8$ и распределение нормально;

- независимость остатков можно проверить с помощью критерия Дарбина-Уотсена [6]:

- - для крупного рогатого скота: $d_L = 1,29$ и $d_U = 1,45$, $4 - d_U = 2,55$ и $4 - d_L = 2,71$, фактическое значение $dw = 1,81$ принадлежит интервалу $[d_U, 4 - d_U]$, следовательно, гипотеза о независимости случайных отклонений принимается;

- - для свиней: $dw = 1,59 \in [d_U = 1,45; 4 - d_U = 2,55]$, т.е. остатки независимы;

- - для овец и коз: $dw = 0,88 \in [0; d_L = 1,29]$, т.е. гипотеза о независимости остатков отклоняется, другими словами в ряду остатков есть автокорреляция;

- случайность остатков можно проверить с помощью критерия медианных серий [7]:

- - для крупного рогатого скота: число серий $v(25) = 9$, протяжённость самой длинной серии $k_{max}(25) = 4$, тогда $\begin{cases} v(25) > \left[\frac{1}{2}(25 + 1 - 1,96\sqrt{25 - 1}) \right]; \\ k_{max}(25) \leq [1,43 \cdot \ln(25 + 1)] \end{cases}; \begin{cases} 9 > 8 \\ 4 \leq 4 \end{cases}$ и, следовательно, ряд остатков можно считать случайным;

- - для поголовья свиней, а также овец и коз аналогично.

Тест Фостера-Стюарта показал наличие периодической составляющей в исследуемых рядах, изучение же автокорреляционной функции позволило выявить период $\tau = 8$. Анализ рисунка 1 позволяет предположить аддитивный способ включения компонентов в моделирование уровней исследуемых временных рядов: $y_i = D + S + E$, где D – тренд, S – период, E – ошибка.

Для моделирования сезонных колебаний могут быть использованы модель с индексом сезонности и тренд-сезонная модель [8]. Построив обе модели и сравнив

их ошибки аппроксимации, мы получили, что для ряда y_1 необходимо использовать аддитивную тренд-сезонную модель с квадратичным трендом. В итоге скорректированные индексы сезонности для ряда y_1 составили: $K_{S1}=0,007$, $K_{S2}=-0,025$, $K_{S3}=0,024$, $K_{S4}=0,02$, $K_{S5}=0,022$, $K_{S6}=0,002$, $K_{S7}=-0,01$ и $K_{S8}=-0,039$, а модель прогноза приняла вид:

$$y_{t1}^1 = 1,234 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2, y_{t2}^1 = 1,203 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2,$$

$$y_{t3}^1 = 1,252 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2, y_{t4}^1 = 1,248 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2,$$

$$y_{t5}^1 = 1,249 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2, y_{t6}^1 = 1,229 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2,$$

$$y_{t7}^1 = 1,218 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2, y_{t8}^1 = 1,188 - 0,086 \cdot t + 0,0023 \cdot t^2.$$

Ошибка аппроксимации данной модели составляет 11%. Исходные данные, прогноз и экстраполяция на 3 уровня представлена на рисунке 2А.

Вид аддитивной тренд-сезонной модели для ряда y_2 – поголовья свиней – имеет вид: $y_{t1}^1 = 0,589 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t2}^1 = 0,711 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t3}^1 = 0,743 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t4}^1 = 0,707 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t5}^1 = 0,670 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t6}^1 = 0,644 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t7}^1 = 0,654 - 0,124 \cdot \ln t$, $y_{t8}^1 = 0,639 - 0,124 \cdot \ln t$,

где скорректированные индексы сезонности были равны $K_{S1}=-0,08$, $K_{S2}=0,041$, $K_{S3}=0,073$, $K_{S4}=0,037$, $K_{S5}=0,001$, $K_{S6}=-0,025$, $K_{S7}=-0,016$, $K_{S8}=-0,031$. Здесь ошибка аппроксимации составила $A=13\%$, а экстраполяция на 3 уровня, составленная на основе полученной модели, представлена на рисунке 2Б.

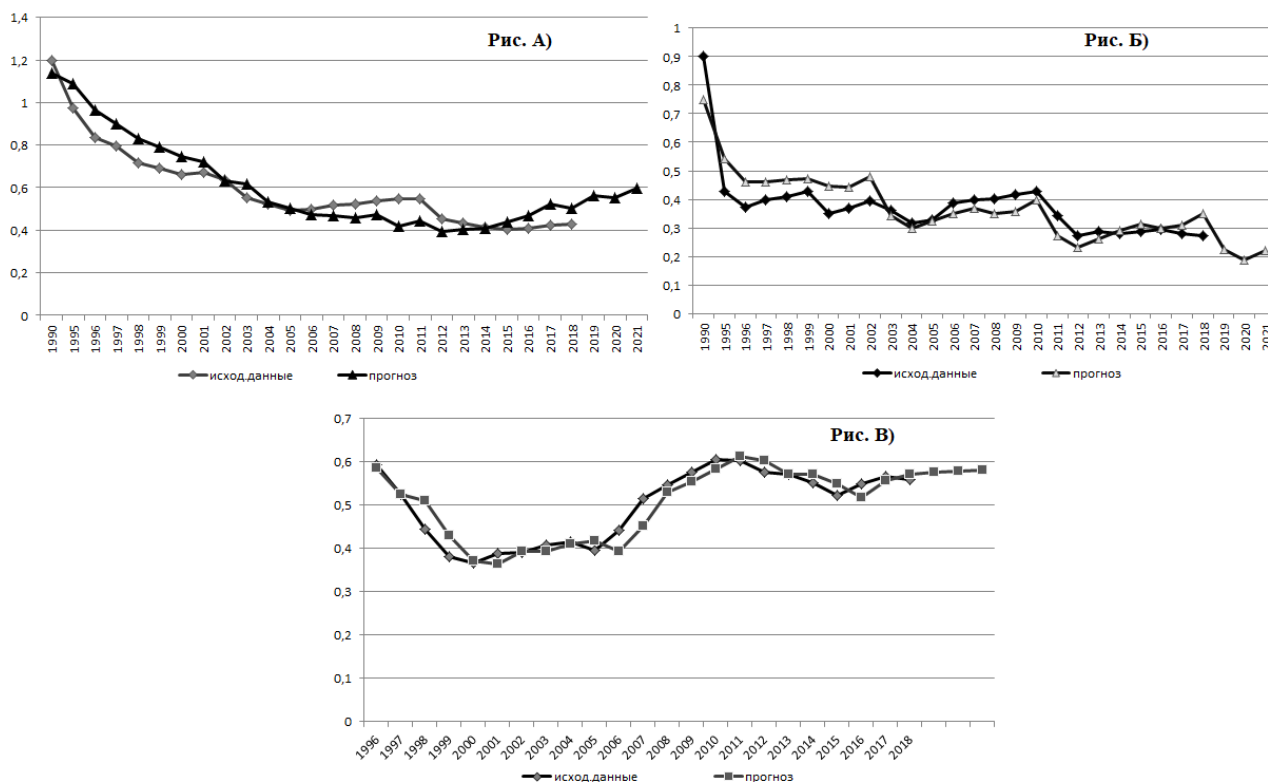


Рис. 2. Исходные данные, прогноз и экстраполяция на 3 уровня:
 А) поголовье крупного рогатого скота; Б) поголовье свиней;
 В) поголовье овец и коз

2. ARIMA-модели. Для ряда u_3 – ряда поголовья овец и коз – проведенный анализ показал отсутствие периодической составляющей, поэтому для моделирования необходимо использовать адаптивные методы прогнозирования, в частности, ARIMA-модели [9].

Для построения ARIMA-модели (p, d, q) требуется выбрать d – порядок разностей, т.е. порядок интегрируемости ряда; p – порядок авторегрессии; q – порядок скользящего среднего [10].

Для определения параметра d необходимо определить порядок разностного ряда, при котором этот ряд будет стационарным. В нашем случае стационарными оказался ряд, составленный по первым разностям (данный факт был установлен двухвыборочным F-тестом для дисперсии), поэтому $d=1$.

Для определения параметра p необходимо составить автокорреляционную функцию по интегрируемому ряду. Наибольшее значение автокорреляционной функции соответствует $\tau=1$: $f(\tau=1)=0,85$, $f(\tau=2)=0,35$, $f(\tau=3)=0,12$, $f(\tau=4)=0,14$, то $p=1$. А поскольку остатки ряда независимы, что было показано выше, то $q=0$. Таким образом, необходимо построить ARIMA-модель $(1,1,0)$, т.е. модель вида $\varphi_1(B)\nabla^1 y_t = \psi_0(B)\varepsilon_t$. В результате применения пакета программ Statistica получаем уравнение: $y_t = 1,198 \cdot y_{t-1} + 0,196 \cdot y_{t-2} + \varepsilon_t$. Здесь $R^2=0,911$ и все параметры значимы по критериям Фишера и Стьюдента, ошибка аппроксимации $A=4,5\%$.

Проверим адекватность полученной модели на основе анализа остатков [11]: т.к. автокорреляция остатков $f=0,17$ входит в интервал $\pm \frac{t_{\alpha}}{\sqrt{n}} = \pm \frac{2,059}{\sqrt{25}} = \pm 0,412$, то остатки независимы. Другими словами, модель адекватна и может быть использована для прогнозов: исходные данные, прогноз и экстраполяция на 3 уровня представлена на рисунке 2В.

3. Коинтеграционный анализ временных рядов. Дальнейший анализ сосредоточим на изучении влияния на поголовье скота таких показателей как x_1 – валовый сбор зерна, млн.тонн и x_2 – расход кормов на 1 голову, ц.

Поскольку сбор зерна сегодня обеспечивает кормами на следующий год, то будем рассматривать связи $y_i(t)$, $x_2(t)$ и $x_1(t-1)$.

Проверим гипотезу о наличии коинтеграции между рядами y_1 , x_1 и x_2 на основе критерия Ингла-Грэнджера. С этой целью строим линейную регрессию зависимости поголовья крупного рогатого скота от валового сбора зерна и расхода кормов на 1 голову: $y_{1t} = -2,1 - 0,02 \cdot x_{1t} + 0,1 \cdot x_{2t} + \varepsilon_t$, параметр b_2 данного уравнения значим при $\alpha=5\%$, $R^2=0,578$ и он значим по критерию Фишера. Определяя остатки по данной регрессии, строим зависимость вида: $\Delta \varepsilon_t = a + b \cdot \varepsilon_{t-1} = -0,02 + 0,63\varepsilon_{t-1}$. Расчетное значение t-статистики для параметра b равно $(4,71)$; критическое значение критерия Ингла-Грэнджера при $\alpha=5\%$ равно $1,9439$ [3]. Таким образом, гипотеза об отсутствии коинтеграции между рядами отклоняется, т.е. с вероятностью 95% можно говорить о совпадении динамики изучаемых временных рядов.

Аналогично для рядов y_2 и u_3 :

- для поголовья синей: $y_{2t} = -1,44 - 0,01 \cdot x_{1t} + 0,07 \cdot x_{2t} + \varepsilon_t$, $R^2=668$,

$$\Delta \varepsilon_t = -0,02 + 0,23\varepsilon_{t-1}, t_b = 1,97;$$

- для поголовья овец и коз: $y_{3t} = -6,95 + 0,02 \cdot x_{1t} + 0,27 \cdot x_{2t} + \varepsilon_t$, $R^2=774$,

$$\Delta \varepsilon_t = -0,03 + 0,23\varepsilon_{t-1}, t_b = 2,01.$$

Множественные коэффициенты корреляции между исследуемыми рядами составляют: $r_{y_1x_1x_2} = 0,577$, $r_{y_2x_1x_2} = 0,669$ и $r_{y_3x_1x_2} = 0,744$; парные же равны: $r_{y_1x_1} = -0,366$, $r_{y_1x_2} = 0,574$, $r_{y_2x_1} = -0,441$, $r_{y_2x_2} = 0,662$, $r_{y_3x_1} = -0,364$, $r_{y_3x_2} = 0,743$, $r_{x_1x_2} = -0,548$.

Для моделирования регрессионной зависимости между исследуемыми показателями воспользуемся уравнением регрессии по отклонениям от трендов [9]:

$$\varepsilon_{ty_1} = a + b\varepsilon_{tx_1} + c\varepsilon_{tx_2} = 0,007 - 0,02\varepsilon_{tx_1} + 0,05\varepsilon_{tx_2}.$$

Коэффициент детерминации здесь $R^2=0,417$ и он значим по критерию Фишера. Однако коэффициент b незначим; он говорит о том, что случайные отклонения по ряду y_1 – ряду поголовья крупного рогатого скота – в 0,02 раз ниже случайных колебаний в ряду x_1 – ряду валового сбора зерна; параметр c значим и он говорит, что случайные изменения в поголовье скота в 0,05 раз выше чем колебания в ряду x_2 – ряду расхода кормов.

Данное уравнение можно использовать для прогноза переменной y_1 в зависимости от предполагаемого изменения переменных x_1 и x_2 .

Ранее получили, что $\hat{y}_1 = 1,23 - 0,086 \cdot t + 0,002 \cdot t^2$, кроме того имеем $\hat{x}_1 = 2,96 + 0,02 \cdot t$, $\hat{x}_2 = 27,5 - 0,007 \cdot t$, тогда $y_{1t} = 0,08 - 0,086 \cdot t + 0,002 \cdot t^2 - 0,02 \cdot x_1 + 0,05 \cdot x_2$

Где параметр $b_1=-0,086$ говорит о том, что воздействие всех факторов, кроме валового сбора зерна и расхода кормов, на поголовье крупного рогатого скота приведёт к его среднегодовому абсолютному снижению на 86 тыс.голов. Параметр $b_2=0,002$ показывает скорость данного процесса, т.е. ежегодно данное влияние приводит к увеличению сокращения поголовья крупного рогатого скота на 2 тыс.голов. Параметр $b_3=-0,02$ показывает, что если валовой сбор зерна повысится на 1 млн.тонн, то поголовье сократится на 20 тыс.голов; параметр $b_4=0,05$ говорит о том, что если расходкормов на 1 голову увеличится на 1 ц, то поголовье увеличится на 5 тыс.голов.

Проводя аналогичные рассуждения для других рядов получаем:

- для поголовья свиней: $\varepsilon_{ty_2} = 0,003 - 0,01\varepsilon_{tx_1} + 0,04\varepsilon_{tx_2}$,

$$\hat{y}_2 = 0,694 - 0,134 \cdot \ln t \text{ и тогда}$$

$$y_{2t} = -0,37 + 0,0005 \cdot t - 0,134 \cdot \ln t - 0,01 \cdot x_1 + 0,04 \cdot x_2;$$

- для овец и коз: $\varepsilon_{ty_3} = 0,03 - 0,02\varepsilon_{tx_1} + 0,18\varepsilon_{tx_2}$,

$$\hat{y}_3 = 1,463 - 0,152 \cdot t + 0,005 \cdot t^2 \text{ и тогда}$$

$$y_{3t} = -3,4 - 0,15 \cdot t + 0,005 \cdot t^2 - 0,02 \cdot x_1 + 0,18 \cdot x_2.$$

Составим прогноз развития поголовья скота в Саратовской области на основе построенных моделей:

- для 2019 года: $x_{1t}=3,48$, $x_{2t}=27,32$, а $y_{1t}=0,49$, $y_{2t}=0,26$ и $y_{3t}=0,93$, т.е. если валовый сбор зерна составит 3,48 млн.тонн и расход кормов на 1 голову составит 27,32 центнера, то поголовье крупного рогатого скота составит 0,49 млн.голов, поголовье свиней – 0,26 млн.голов, поголовье овец и коз – 0,92 млн.голов;

- для 2020 года: $x_{1t}=3,5$, $x_{2t}=27,31$, $y_{1t}=0,51$, $y_{2t}=0,26$ и $y_{3t}=1,04$;

- для 2021 года: $x_{1t}=3,52$, $x_{2t}=27,30$, $y_{1t}=0,53$, $y_{2t}=0,25$ и $y_{3t}=1,16$.

Погрешность моделей по отклонениям от линейных трендов составляет около 8,5%.

4. Выводы. Проведенный в работе анализ показывает, что несмотря на общую тенденцию к сокращению поголовья скота в Саратовской области, на коротком промежутке планирования прогнозируется увеличение поголовья скота всех видов. Данный факт получен при моделировании разными инструментами: с помощью тренд-сезонных моделей, ARIMA-моделей и моделей по отклонениям от трендов.

Кроме того, результаты моделирования прогнозируют увеличение доли овец и коз в общей массе поголовья скота. Корреляционный анализ также выявил тенденции к увеличению поголовья овец и коз с возрастанием расхода кормов на 1 голову ($r=74\%$).

Данные результаты согласуются с общими тенденциями развития сельского хозяйства в Саратовской области, в частности, возможностями кормовой базы (недостаточное количество сенокосов), а также национальными традициями домохозяйств (увеличение доли мусульманского населения в сельских поселениях [1]).

Проведенное исследование показало, что без дополнительных усилий по развитию отрасли подобная ситуация будет сохраняться.

Библиографический список

1. Регионы России. Социально-экономические показатели // Стат. сб. / Госкомстат России [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/region_stat/sep_region.html (дата обращения: 15.06.2020)
2. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ: в 2-х кн.- Пер. с англ. – М.: Финансы и статистика. 1987. – 351 с.
3. Сажин Ю.В. Анализ временных рядов и прогнозирование: учебник / Саранск: Изд-во Мордов. ун-та. 2013. 192 с.
4. Тиндова М.Г., Кузнецова О.С. Эконометрика / Саратов. 2015.
5. Боговиз А.В., Бурмистрова И.К., Кублин И.М., Санинский С.А., Тинякова В.И. Мотивация отечественных производителей сельскохозяйственной техники в условиях импортозамещения // Экономика сельского хозяйства России. 2016. №10. С.10-17.

6. *Кублин И.М., Тиндова М.Г., Тинякова В.И.* Исследование производства мясной и молочной продукции в Саратовской области // АПК: Экономика, управление. 2018. №3. С. 45-53.
7. *Носов В.В.* Теория экономического анализа / Саратов. 2003.
8. *Юлдашев Р.Т., Фирсов Ю.В.* Организационное моделирование как процесс преобразования знаний // Управление риском. 2014. №3(71). С.50-56.
9. *Тиндова М.Г.* Экономико-математическое моделирование / Саратов. 2013
10. *Davidson R., MacKinnon J.G.* (2004). *Econometric Theory and Methods.* Oxford University Press, Oxford
11. *Жичкин К.А.* Источники ущерба при нецелевом использовании земель сельскохозяйственного назначения и их фиксация при определении размера потерь // В сборнике: Инновационное развитие аграрной науки и образования. Сборник трудов Международной научно-практической конференции, посвященной 90-летию чл.-корр. РАСХН, Заслуженного деятеля науки РФ и РД, профессора М.М. Джамбулатова. 2016. С. 252-261.