



УДК 332.334

DOI 10.18413/2712-7443-2020-44-3-319-332

Моделирование площади пашни в структуре земельного фонда математическими методами (на примере Белгородской области)

Григорьева О.И.

Департамент агропромышленного комплекса и воспроизводства
окружающей среды Белгородской области,
Россия, 308000, г. Белгород, ул. Попова, 24
E-mail: olesya.grigoreva@yandex.ru

Аннотация. Управление социально-экономическими объектами или процессами невозможно без изучения внутренних и внешних связей и зависимостей, определения факторов, влияющих на состояние и развитие объекта, выявления прогнозных значений признака-результата при влиянии признаков-факторов. Решение этих задач предполагает оценку тесноты связи, подбора конкретной математической функции. Существующие модели пространственной динамики земельного фонда направлены либо на статистическое описание, либо на пространственно-переходные описания. Автором на примере Белгородской области изучен процесс изменения площади земельных угодий в период с 1955 по 2019 гг. Предложена модель трансформации земельного фонда, основанная на механизме определения зависимости площади пашни от других земель. В результате установлена корреляционная связь между исследуемыми значениями. Определена частота связи между трансформируемыми земельными угодьями во времени. Вычислен механизм причинно-следственной связи между признаком-результатом (пашня) и признаками-факторами. Определены прогнозные значения площади пашни к 2025 г. с учетом перспективных программ развития Белгородской области.

Ключевые слова: земельный фонд, корреляционный анализ, моделирование, уравнение регрессии, факторные нагрузки, Белгородская область.

Для цитирования: Григорьева О.И. 2020. Моделирование площади пашни в структуре земельного фонда математическими методами (на примере Белгородской области). Региональные геосистемы, 44(3): 319–332. DOI 10.18413/2712-7443-2020-44-3-319-332

Modeling of arable in land fund structure using mathematical methods (on the example of Belgorod region)

Olesya I. Grigoreva

Department of agro-industrial complex and environmental reproduction Belgorod region,
24 Popova St, Belgorod, 308000, Russia
E-mail: olesya.grigoreva@yandex.ru

Abstract. There is a practice of transforming the land fund in our world. It depends on the economic and political course, contributes to the solution of management tasks, taking into account the quantitative state of land and with a forecast for the future. To solve these problems, it is necessary to assess the tightness of the connection, find a specific mathematical function and obtain an interval forecast for the value of the dependent. The existing models of the spatial dynamics of the land fund aimed either at a statistical description or at a spatial-transitional description. In this article describes the method of land fund transformation in the Belgorod region. The author constructed an equation for the dependence of the arable land area on other land holdings, also appreciated of the density and connection was made, an interval forecast of the arable land area



by 2025 was obtained. Based on the results of the established correlation, factor loads and regression analysis, an equation for the dependence of the areal characteristics of arable land and other land holdings participating in the study was constructed. The connection equation is recognized as a model, since both the parameters and the equation as a whole are statistically significant, which means that the resulting model of transformation of the land fund can be used for forecasting purposes.

Keywords: correlation analyzer, factor loads, land fund, modeling, regression equation, Belgorod region

For citation: Grigoreva O.I. 2020. Modeling of arable in land fund structure using mathematical methods (on the example of Belgorod region) *Regional Geosystems*, 44(3): 319–332 (in Russian). DOI 10.18413/2712-7443-2020-44-3-319-332

Введение

Интенсивность инфраструктурных разработок, интенсификация сельского хозяйства, чрезмерная эксплуатация природных ресурсов, загрязнение окружающей среды и инвазия видов биоты [Semwal, 2005] способствуют развитию дефицита земель и, как следствие, может спровоцировать соответствующие изменения вводимых в оборот ресурсов, что приводит к созданию «напряженной» экосистемы, к стагнации или снижению объемов производства [Sinht et al., 2017]. Во многих странах, лидирующих по производству товаров и услуг в сфере потребления, постоянно происходит процесс трансформации земельных угодий. Сложившаяся тенденция снижения площади пахотных земель в ведущих мировых странах [Hanta, Bakker, 2011; Lü et al., 2012; Yu et al., 2018] привлекает ученых к вопросам исследования закономерностей причинно-следственных связей между трансформацией земельных угодий, прогнозированием сценариев их развития и созданием соответствующих моделей. Фундаментальная проблема, с которой сталкиваются исследователи, заключается в том, что трудно найти эффективную модель, которая может включать в себя как пространственные, так и временные факторы [Feng et al., 2020a; Liu et al., 2020]. Такая модель пространственной динамики имеет решающее значение для анализа и моделирования количественного состава земель [Tang et al., 2007]. В основном модели ландшафтных процессов можно разделить на две группы: модели статистического описания [Baker, 1989; Griffith et al., 2003; Herold et al., 2003] и пространственные переходные модели [Turner, 1987; Muller, Middleton, 1994; Weng, 2002].

В данном исследовании на примере Белгородской области мы разработали модель, описывающую статистический сценарий трансформации земельного фонда. Получение таких данных возможно путем моделирования и прогнозирования динамики земель [Singh et al., 2016; Soma et al., 2019; Feng et al., 2020b; Liu et al., 2020].

Объекты и методы исследования

Объектами исследования выбраны следующие земельные угодья в границах Белгородской области: пашня, естественные кормовые угодья (сенокосы и пастбища) (далее по тексту – ЕКУ), леса (государственный лесной фонд (ГЛФ) и земли, занятые лесами, не входящими в состав ГЛФ), водно-болотные угодья, урбанизированные земли (земли, отведенные под промышленные предприятия, застройку и дороги), а также прочие, не используемые в сельском хозяйстве земельные угодья (далее по тексту – прочие). Площади земельных угодий датированы 1955, 1965, 1975, 1985, 1995, 2005 и 2019 гг.

Основные источники информации: данные управления Федеральной службы государственной регистрации, кадастра и картографии по Белгородской области, Государственного архива Белгородской области (ГАБО), а также отчеты Федеральной службы государственной статистики (Росстат). Планируемые показатели площади земель к 2025 году (за исключением прогнозируемых значений пашни) взяты из государственных и региональных

программ Белгородской области: «Зеленая Столица», «Развитие сельского хозяйства и рыболовства», «Совершенствование и развитие транспортной системы и дорожной сети», «Развитие экономического потенциала и формирование благоприятного предпринимательского климата», «Обеспечение доступным и комфортным жильем и коммунальными услугами жителей Белгородской области», а также схемы территориального планирования.

Методы исследования: геоинформационный и статистический (корреляционный, факторный и регрессионный анализ).

Результаты и их обсуждение

В ходе анализа данных динамики земельного фонда Белгородской области [Григорьева, 2015; Дегтярь и Григорьева, 2018; Буряк, Терехин, 2019; Grigoreva et al., 2020; Григорьева и др., 2020] установлены различные функциональные зависимости переменных (рис. 1).

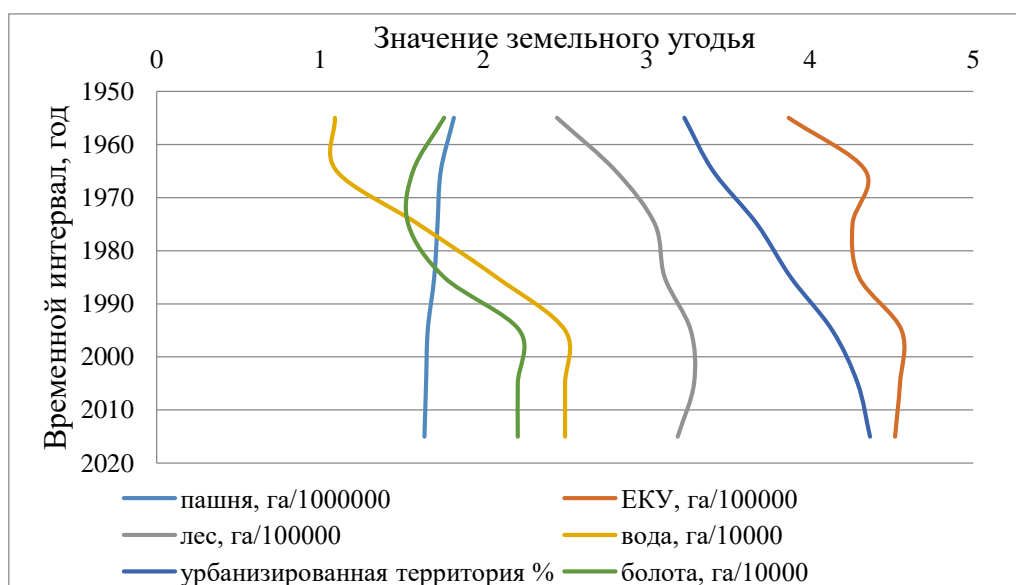


Рис. 1. Эпюры трансформации земельного фонда в период 1955–2019 гг.
Fig. 2. Plots of land transformation (1955–2019)

Согласно приведенному выше рисунку графические выражения связей для переменных «пашня» и «урбанизированная территория» подобны линейным функциям, для переменной «лес» – параболической функции, «ЕКУ» и «болота» – синусоидой, «вода» – функции ошибок. Таким образом, выявлен дисгармоничный характер изменения площади земельных угодий в период 1955–2019 гг. Наличие данного факта определило создание модели трансформации земельных угодий.

На рис. 2 представлен процесс моделирования динамики земельного фонда, состоящий из трех блоков. Первый блок содержит адресные сведения входной информации о количественном состоянии земельных угодий на территории Белгородской области. Второй блок содержит этапы процесса статистической обработки информационных потоков. Третий – результирующий этап создания модели трансформации земельного фонда.

На первом этапе осуществлен сбор и консолидация статистических сведений информационного банка федеральных и региональных структур, а также космических снимков серии *Landstat*. При этом в случаях выявления различий в площадных характеристиках между статистическими сведениями и оцифрованными значениями приоритет отдавался данным космических снимков. Консолидация полученного массива данных позволила сформировать исходную матрицу значений количественных показателей земельного фонда.

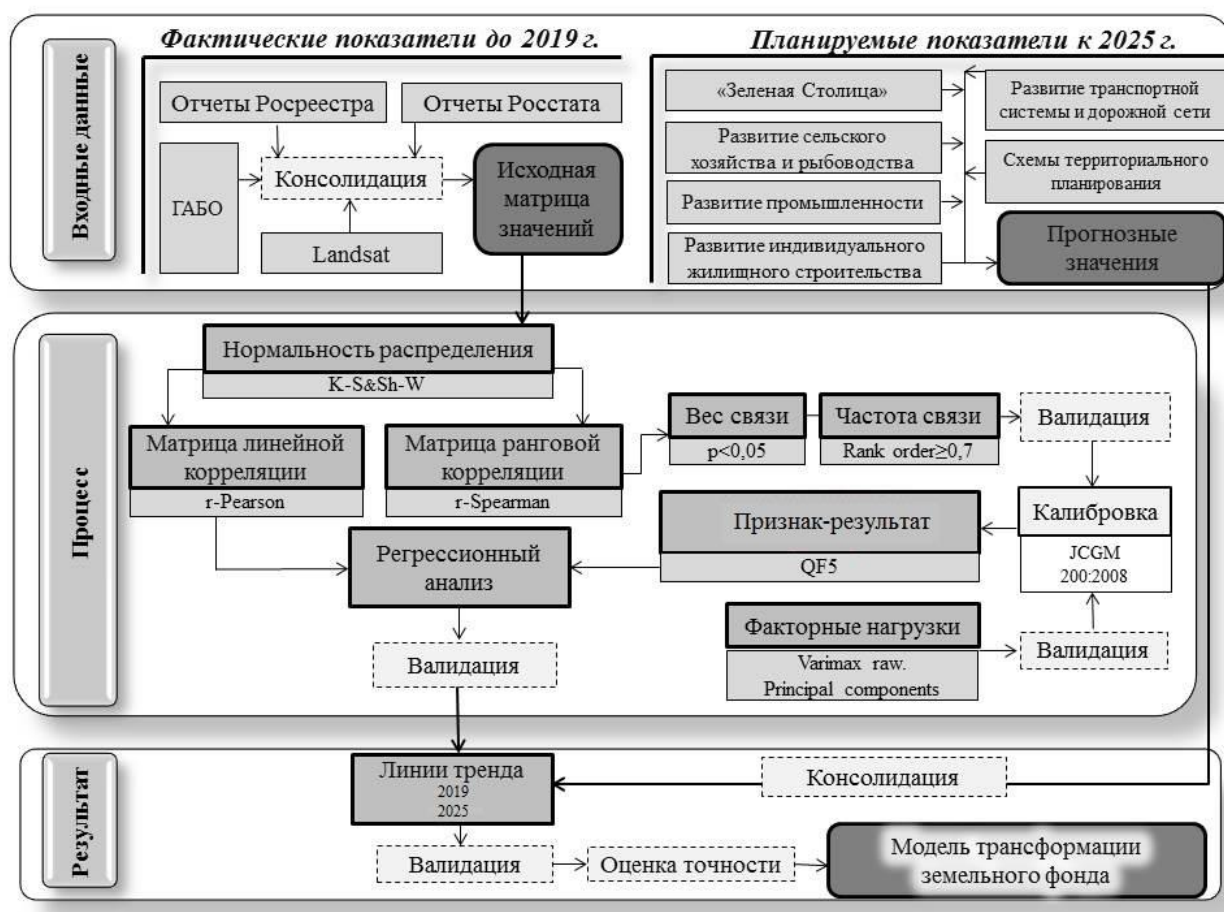


Рис. 2. Блок-схема моделирования динамики земельного фонда
 Fig. 2. Scheme of modeling of the land dynamics

Во втором блоке средствами программного продукта *STATISTICA.10* осуществлен процесс установления наличия связи, её частоты и веса, а также причинно-следственных связей между признаками-факторами и признаком-результатом.

Гипотеза о нормальности (симметричности) распределения исходных матричных значений проверена коэффициентами *Колмогорова-Смирнова* и *Shapiro-Wilks*. В нашем примере установлены случаи, свидетельствующие о ненормальности распределения, и в результате построена матрица коэффициентов ранговой корреляции Спирмена.

Для определения круга факторов и их степени влияния на признак-результат (объект управления) рассчитаны показатели корреляции. Наличие связи между площадными значениями динамики земельных угодий Белгородской области в период 1955–2019 гг. подтверждена результатами ранговой корреляционной матрицы. Большинство корреляций в полученной матрице положительны, некоторые имеют высокие значения. Например, переменные «пашня» и «урбанизированные земли» за все временные периоды, используемые в анализе, коррелированы на уровне от 0,77–0,92. Некоторые корреляции очень слабые – на уровне 0,02–0,05 (например, между пашней и водно-болотными угодьями). Для более детальной визуализации каждому коэффициенту корреляционной матрицы (*p-value*) присвоен ранг весового значения. Так, коэффициенту корреляции $r = 0,1–0,5$, где связь считается слабой, присвоен вес, равный 1. Для $r = 0,51–0,7$ средней связи – вес, равный 2, для $r = 0,71–0,99$ сильной связи – вес, равный 3. При значениях r в пределах 0–0,1 (связи ничтожно малы) им присвоен вес, равный 0 (табл. 1).

Таблица 1
Table 1

Интерпретация корреляционной матрицы динамики земельного фонда в весовом эквиваленте
Interpretation of the correlation matrix of land dynamics in weight equivalent

| Связи | Значение веса коэффициента корреляции по годам | | | | | | | |
|---|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| | 1955 г. | 1965 г. | 1975 г. | 1985 г. | 1995 г. | 2005 г. | 2019 г. | Сумма |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| Блок «Пашня» | | | | | | | | |
| СП-ЕКУ | 3 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 19 |
| СП-Л | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 10 |
| СП-В | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 5 |
| СП-У | 3 | 2 | 3 | 2 | 2 | 2 | 2 | 16 |
| СП-Б | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 4 |
| СП-Пр | 1 | 1 | 2 | 2 | 3 | 2 | 2 | 13 |
| Итого: | | | | | | | | 66 |
| Блок «Урбанизированные земли» | | | | | | | | |
| СУ-П | 3 | 2 | 3 | 2 | 2 | 2 | 2 | 16 |
| СУ-ЕКУ | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| СУ-Л | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 14 |
| СУ-В | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| СУ-Б | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 7 |
| СУ-Пр | 1 | 2 | 2 | 3 | 2 | 2 | 2 | 14 |
| Итого: | | | | | | | | 65 |
| Блок «Лесные угодья» | | | | | | | | |
| СЛ-П | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 10 |
| СЛ-ЕКУ | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| СЛ-В | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 10 |
| СЛ-У | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 14 |
| СЛ-Б | 2 | 2 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 5 |
| СЛ-Пр | 1 | 1 | 2 | 2 | 1 | 2 | 2 | 11 |
| Итого: | | | | | | | | 57 |
| Блок «Естественные кормовые угодья» | | | | | | | | |
| СЕКУ-П | 2 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 18 |
| СЕКУ-Л | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| СЕКУ-В | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| СЕКУ-У | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| СЕКУ-Б | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 6 |
| СЕКУ-Пр | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 10 |
| Итого: | | | | | | | | 55 |
| Блок «Прочие, не пригодные в сельском хозяйстве земли» | | | | | | | | |
| СПР-П | 1 | 1 | 2 | 2 | 3 | 2 | 2 | 13 |
| СПР-ЕКУ | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 10 |
| СПР-Л | 1 | 1 | 2 | 2 | 1 | 2 | 2 | 11 |
| СПР-В | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| СПР-У | 1 | 2 | 2 | 3 | 2 | 2 | 2 | 14 |
| СПР-Б | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| Итого: | | | | | | | | 55 |



Окончание табл. 1
End of table 1

| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|---------------------------|---|---|---|---|---|---|---|-----------|
| Блок «Земли под водой» | | | | | | | | |
| С _{В-П} | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 5 |
| С _{В-ЕКУ} | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| С _{В-Л} | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 10 |
| С _{В-У} | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| С _{В-Б} | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| С _{В-Пр} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Итого: | | | | | | | | 36 |
| Блок «Земли под болотами» | | | | | | | | |
| С _{Б-П} | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 4 |
| С _{Б-ЕКУ} | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 6 |
| С _{Б-Л} | 2 | 2 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 5 |
| С _{Б-В} | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| С _{Б-У} | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 7 |
| С _{Б-Пр} | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 7 |
| Итого: | | | | | | | | 36 |

Примечание: С – связь между земельными угодьями: П – пашня, ЕКУ – естественные кормовые угодья, Л – лесные угодья, В – земли под водой, У – урбанизированные земли, Б – болота, Пр – прочие, не используемые в сельском хозяйстве земли.

В целом, исходя из полученных значений, представленных в табл. 1, свидетельствующих о степени корреляционной связи между переменными, можно сделать вывод о наличии частой связи (общий вес связи равен 66) между изменением площади пашни и всех других исследуемых угодий. В данном блоке вес связи между пашней и ЕКУ наиболее значителен. За временной период с 1955 по 2019 гг. общий вес этой связи равен 19, что в анализируемой матрице является наивысшим. Этот факт позволяет свидетельствовать о наличии тесной связи между взаимозависимым изменением площади пашни и естественных кормовых угодий. Также высокий вес (16) указывает на тесную связь между изменением площади пашни и урбанизированной территорией. Менее значительный вес (10 и 13) позволяет предположить существование взаимозависимого изменения площади пашни и лесных угодий, а также площади пашни и прочих, не пригодных в сельском хозяйстве земель. На протяжении анализируемого периода были отмечены очень слабые, практически нулевые значения корреляционной связи между изменениями площади пашни и земель под водно-болотными угодьями, что говорит о низкой степени зависимости данных переменных.

Также тесная связь (на уровне 65) установлена для площадей урбанизированной территории со всеми другими угодьями. В данном блоке отмечена тесная связь с изменением площади лесных угодий (вес равен 14) и прочих земель (вес равен 14). Незначительные изменения характерны для связи с водно-болотными угодьями.

Менее значительные связи отмечены для лесных угодий (на уровне 57), естественных кормовых угодий (на уровне 55) и прочих земель (на уровне 55). Их взаимосвязь также хорошо рассматривается в представленной выше таблице. Наименьшей связью (на уровне 36) с другими угодьями обладают водно-болотные угодья. Отметим, что связь полностью отсутствует между изменением площади земель под водными угодьями и прочими не пригодными в сельском хозяйстве землями. На основании этого можно предположить, что на протяжении ряда лет не были отмечены факты динамики площади данных земель за счет друг друга.

Установив наличие корреляционной связи между исследуемыми переменными, а также частоту данной связи, следующим шагом мы определили влияние признаков-факторов на признак-результат. Факторный анализ, выполненный методом главных компонент,

также подтвердил положительную корреляционную связь. Иллюстрирующий график собственных значений (рис. 3), построенный критерием каменистой осыпи, указывает на наличие двух основных факторов. При этом доля дисперсии, объясненная первым фактором, равна 48 %, вторым – 16 %. Остальные факторы содержат низкий уровень дисперсии.

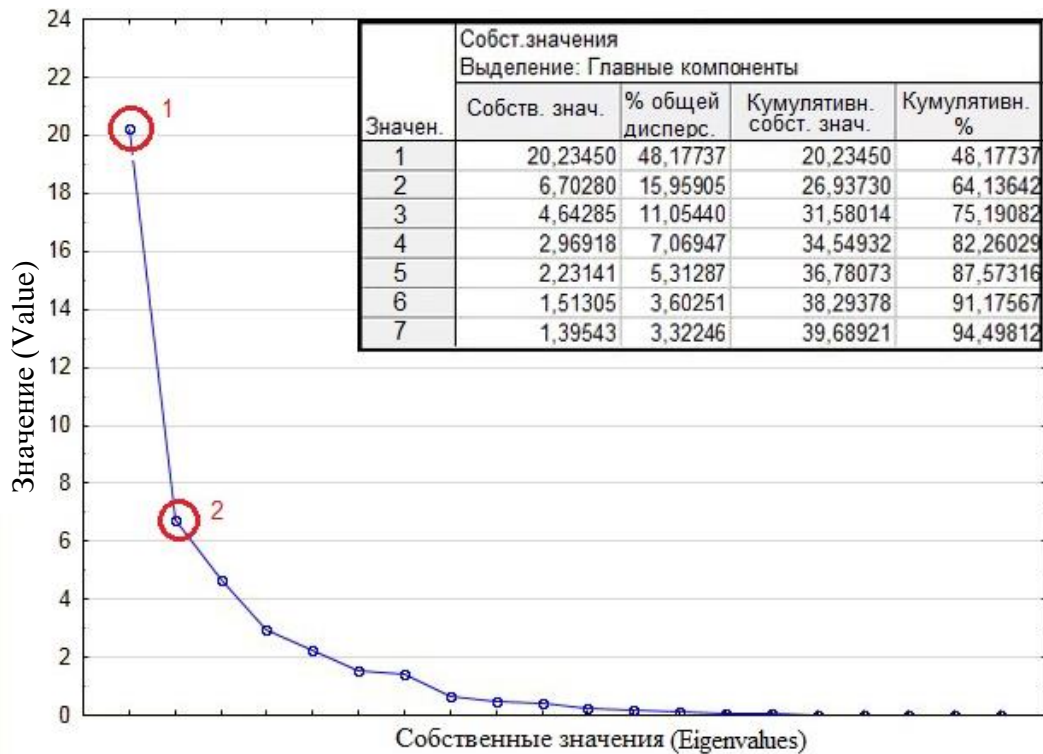


Рис. 3. График собственных значений факторных нагрузок
Fig. 3. Graph of eigenvalues of factor loads

В табл. 2 отображены результаты факторного анализа. Здесь четко отслеживаются существенные нагрузки первого фактора для всех переменных, кроме переменных, связанных с водно-болотными угодьями, на которые, в свою очередь, влияет фактор 2.

Таблица 2
Table 2

Среднеквадратические факторные нагрузки для переменных
Factor loadings for the variables

| Переменные | Фактор 1 | Фактор 2 |
|--|----------|----------|
| Пашня | 0,822353 | 0,180051 |
| Урбанизированная территория | 0,816432 | 0,184899 |
| Лесные угодья | 0,760799 | 0,235172 |
| ЕКУ | 0,737344 | 0,270031 |
| Прочие, не используемые в сельском хозяйстве земли | 0,72754 | 0,281265 |
| Земли под водой | 0,381850 | 0,621676 |
| Болота | 0,314207 | 0,704455 |



В полученной структуре факторных нагрузок выделение второго фактора обусловлено тем, что переменные «земли под водой» и «болота» в меньшей степени зависимы от других переменных, а в отдельных случаях связь вообще отсутствует (см. табл. 1). Выделение первого фактора обусловлено тесной взаимосвязью переменных, так как на протяжении всего анализируемого временного ряда наблюдается взаимозависимая связь в изменении площадных характеристик земельных угодий. Данный фактор является доминирующим, так как имеет больший вес собственных значений, при этом переменные «пашня» и «урбанизированная территория» имеют наивысшие значения.

Учитывая вес и частоту связи (см. табл. 1), факторную нагрузку (см. табл. 2), а также социально-экономическую картину Белгородской области, нами выбрана переменная «пашня» в качестве основной доминанты для дальнейшего прогнозирования и моделирования трансформации земельного фонда. Ежегодно пашня трансформировалась за счет урбанизированной территории, за исключением одного временного периода. Также пашня подвергалась ежегодной трансформации за счет ЕКУ, в меньшей степени трансформация связана с лесными массивами, а также нарушенными и прочими землями, не используемыми в сельском хозяйстве.

Таким образом, на базе корреляционного анализа выявлено наличие статистически значимых связей в конкретных условиях места (земельное угодье) и времени. Полученный механизм причинно-следственных связей между признаками-факторами и признаком-результатом позволит осуществить управление результативным признаком, в нашем примере – пашней, воздействуя на уровень факторных нагрузок.

Прогнозирование возможных значений пахотных земель при том или ином количественном уровне других земельных угодий основано на использовании модели связи между этими переменными. Аналитическая форма изучаемой зависимости выражена уравнением регрессии, отражающим основную тенденцию связи, характерной для изучаемой статистической совокупности. В третьем блоке модели методами множественного регрессионного анализа установлена зависимость изменения площади пашни от других угодий в виде линейной функции следующего вида (линия тренда):

$$Y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k + \varepsilon \quad (1)$$

где: Y – расчетное теоретическое значение признака-результата; b_0, b_1, \dots, b_k – параметры уравнения регрессии; x_1, x_2, \dots, x_k – значения независимых переменных; ε – случайная величина. Значения параметров уравнения регрессии рассчитаны методом наименьших квадратов.

При изучении множественной корреляционной зависимости наряду с оценкой совокупного влияния всего набора факторов (анализируемых переменных) выполнена валидация значений влияния каждой объясняющей переменной. Таким образом, частные коэффициенты корреляции позволили измерить влияние конкретного фактора (табл. 3).

В результате переменную «болота» можно исключить из уравнения регрессии, так как ее значения ничтожно малы, доля дисперсии почти нулевая, следовательно, данный фактор не оказывает существенного влияния на конечный результат. Переменная «застройка» – наиболее весомый признак-фактор, имеет долю дисперсии $R^2 = 0,77$, а это значит, что самостоятельное (т.е. учтен только один фактор в уравнении) влияние этого фактора на результат (пашню) составляет 77 %, остальные 13 % – влияние других факторов.

Таким образом, элиминировав незначимые переменные и оценив коэффициенты детерминации уравнений регрессии с различным набором переменных, мы получили модель уравнения регрессии, оценивающую прогнозные значения признака-результата при том или ином уровне признака-фактора.

$$Y = 2067,79 + 1,96x_1 - 3,721x_2 - 0,917x_3 - 0,667x_4 + 0,495x_5 \quad (2)$$

Таблица 3
Table 3

Матрица парных коэффициентов корреляции (R) и детерминации (R^2), $\frac{R}{R^2}$
Matrix of paired correlation (R) and determination coefficients (R^2), $\frac{R}{R^2}$

| Переменные | пашня | ЕКУ | лесные угодья | земли под водой | земли под болотами | урбанизированные территории | прочие |
|-----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|
| пашня | $\frac{1}{1}$ | $\frac{0,7409}{0,5489}$ | $\frac{-0,8077}{0,6523}$ | $\frac{-0,7859}{0,6176}$ | $\frac{0,313}{0,0979}$ | $\frac{-0,8805}{0,7752}$ | $\frac{-0,659}{0,434}$ |
| ЕКУ | $\frac{0,7409}{0,5489}$ | $\frac{1}{1}$ | $\frac{-0,5571}{0,3103}$ | $\frac{-0,5263}{0,2769}$ | $\frac{0,0387}{0,0014}$ | $\frac{-0,6182}{0,3821}$ | $\frac{-0,7795}{0,6076}$ |
| лесные угодья | $\frac{-0,8077}{0,6523}$ | $\frac{-0,5571}{0,3103}$ | $\frac{1}{1}$ | $\frac{0,665}{0,442}$ | $\frac{-0,3325}{0,1105}$ | $\frac{0,7155}{0,5119}$ | $\frac{0,7073}{0,5002}$ |
| земли под водой | $\frac{-0,7859}{0,6176}$ | $\frac{-0,5263}{0,2769}$ | $\frac{0,665}{0,442}$ | $\frac{1}{1}$ | $\frac{0,1923}{0,0369}$ | $\frac{0,8635}{0,7456}$ | $\frac{0,4463}{0,1991}$ |
| земли под болотами | $\frac{0,313}{0,097}$ | $\frac{0,0387}{0,0014}$ | $\frac{-0,3325}{0,1105}$ | $\frac{0,1923}{0,0369}$ | $\frac{1}{1}$ | $\frac{-0,1753}{0,0307}$ | $\frac{-0,2545}{0,0647}$ |
| урбанизированные территории | $\frac{-0,8805}{0,7752}$ | $\frac{-0,6182}{0,3821}$ | $\frac{0,7155}{0,5119}$ | $\frac{0,8635}{0,7456}$ | $\frac{-0,1753}{0,0307}$ | $\frac{1}{1}$ | $\frac{0,5706}{0,3255}$ |
| прочие | $\frac{-0,659}{0,4342}$ | $\frac{-0,7795}{0,6076}$ | $\frac{0,7073}{0,5002}$ | $\frac{0,4463}{0,1991}$ | $\frac{-0,2545}{0,0647}$ | $\frac{0,5706}{0,3255}$ | $\frac{1}{1}$ |

Следующий шаг в построении модели – это оценка качества полученного уравнения связи. Поскольку уравнение регрессии построено на основе выборочных данных, то осуществлена оценка статистической значимости параметров уравнения и уравнения в целом. Основные оценочные показатели уравнения, показатели корреляции, а также результаты расчета параметров уравнения регрессии и оценка их значимости приведены в табл. 4.

Таблица 4
Table 4

Показатели корреляции и оценка линейного уравнения регрессии
Correlation indicators and estimation of linear regression equation

| Оценка корреляции и уравнения регрессии в целом | | | | |
|---|-----------|------------------|----------------|------------|
| <i>Multiple R</i> | R^2 | $F(5;15)_{расч}$ | <i>p-level</i> | $F_{теор}$ |
| 0,95 | 0,89 | 23,82 | 0 | 2,90 |
| Оценка параметров уравнения регрессии | | | | |
| Параметры | b_{0-k} | $t(15)_{расч}$ | <i>p-level</i> | $t_{крит}$ |
| свободный член b_0 | 2067,79 | 3,43 | 0,004 | 2,97 |
| независимые переменные (x_{1-k}): | | | | |
| ЕКУ | 1,96 | 2,39 | 0,03 | 2,145 |
| лесные угодья | -3,721 | -2,47 | 0,03 | 2,145 |
| земли под водой | -0,917 | -0,06 | 0,95 | – |
| урбанизированные территории | -0,667 | -2,43 | 0,03 | 2,145 |
| прочие | 0,495 | 0,96 | 0,35 | 0,692 |



Коэффициент множественной корреляции *Multiple R* равен 0,95, что свидетельствует о сильной положительной взаимосвязи. Величина R^2 , равная 0,89, означает, что на 89 % варьирование величины пашни (Y) зависит от учтенных в исследовании независимых переменных (x_{1-k}), и только на 11 % – варьирование происходит под влиянием случайных не учтенных факторов. Статистическая значимость уравнения в целом оценена на основе F -критерия Фишера [Фишер, 1958]. $F_{расч}$, равный 23,82, значительно превышает $F_{теор}$, равный 2,90, следовательно, в целом уравнение регрессии статистически значимо. Таким образом, в уравнение связи включены именно те факторы, которые играют определяющую роль в изменении значения признака-результата (пашни).

Оценка статистической значимости параметров рассчитана с использованием t -статистики [Pearson, Hartley, 1962] как отношение значение параметра к его стандартной среднеквадратической ошибке. Сравнив фактическое значение t -статистики с табличным (с учетом уровня значимости α , равного 0,05, и числа степеней свободы, равного 15) имеем $t_{расч} > t_{крит}$ для всех параметров регрессии. Следовательно, все параметры статистически значимы.

Таким образом, величина площади пашни статистически связана с площадью естественно-кормовых угодий, урбанизированных территорий, лесных угодий, земель, занятых под водными угодьями, а также прочих, не пригодных в сельском хозяйстве угодий. Рассчитываем площадь пашни в 2019 году по уравнению (формула 2):

$$Y_{2019}=2067,79+1,96\times 455-3,721\times 332,4-0,917\times 25,1-0,667\times 130,9+0,495\times 67,8=1645,8 \text{ (тыс. га)}$$

Площадь пашни в 2019 г., согласно данным управления Росреестра по Белгородской области, составляет 1645,7 га, что ниже полученных расчетных на 0,1 га. При этом величина стандартной ошибки уравнения (Standart Error) составляет 1,15. Следовательно, полученная модель регрессии является корректной и валидированной и может быть применена на практике с целью прогнозирования данных о последствиях влияния ротации земельных угодий на их количественный состав. Полученная модель трансформации земельного фонда позволила нам рассчитать прогнозное значение площади пашни к 2025 году.

Таким образом, площадь пашни с учетом выполнения показателей всех основных региональных эколого-социально-экономических программ Белгородской области к 2025 году составит:

$$Y_{2025}=2067,79+1,96\times 545-3,721\times 389,5-0,917\times 25,1-0,667\times 140,5+0,495\times 72,4=1605,8 \text{ (тыс. га)}$$

Трансформация затронула все значимые переменные, за исключением земель, находящихся под водными угодьями, так как в Белгородской области отсутствуют программы увеличения либо уменьшения данных земель. Существующие федеральные и региональные программы, касающиеся водного баланса, направлены на улучшение качества земле- и водопользования [Лисецкий и др., 2014; 2016]. Согласно оценочным показателям полученной модели изменение площади пашни на 89 % обусловлено влиянием анализируемых земельных угодий и только 11 % – случайными факторами. Следовательно, придерживаясь намеченного курса эколого-социально-экономической политики, к 2025 году Белгородская область выйдет на показатель доли пашни в структуре земельного фонда, равный 1605,8 (тыс. га), что соответствует 58,7 %, что на 1,9 % меньше нынешней величины.

Выводы

Анализ данных по трансформации земельного фонда Белгородской области позволил идентифицировать распределение земельных угодий в пространственном геосекторе

исследуемой области и установить временной темп ротации земельных массивов. Выявленный дисгармоничный характер изменения количественного состава земельных угодий за анализируемый интервал времени предопределил создание модели трансформации земельных угодий, где главной доминантой прогнозирования определена пашня.

На основе результатов установленной корреляционной связи, факторных нагрузок и регрессионного анализа построено уравнение зависимости площадных характеристик пашни и других участвующих в исследовании земельных угодий. Уравнение связи признано моделью, так как статистически значимы и параметры, и уравнение в целом, а значит, полученная модель трансформации земельного фонда может быть использована в целях прогнозирования. Данная модель может широко применяться органами власти для осуществления мониторинга не только пахотных земель, но других не менее важных земельных угодий. Помимо этого, модель позволяет осуществлять корректировку показателей региональных программ, содержащих структуру земельного фонда Белгородской области.

Список источников

1. Белгородская область в цифрах. Краткий статистический сборник. Белгородстат, 2019. 252 с.
2. Григорьева О.И., Лихневская Н.В., Зеленская Е.Я. Динамика структуры земельного фонда Белгородской области в период с 1955 г. по 2019 г. Свидетельство о государственной регистрации базы данных, охраняемой авторскими правами. № охранного документа 2020620329. Дата регистрации 20.02.2020. № заявки 2020620146. Дата приоритета 10.02.2020 // Программы для ЭВМ. Базы данных. Топологии интегральных микросхем. 2020. № 2. С. 1. [Электронный ресурс]: https://www1.fips.ru/register-doc-view/fips_servlet?DB=DB&rn=8601&DocNumber=2020620329&TypeFile=html.
3. Фишер Р.А. 1958. Статистические методы для исследователей. М., Госстатиздат, 159 с.

Список литературы

1. Буряк Ж.А., Терехин Э.А. 2019. Оценка агроклиматического потенциала территории юга среднерусской возвышенности (на примере Белгородской области). Научные ведомости Белгородского государственного университета. Серия: Естественные науки, 43 (3): 286–293. <https://doi.org/10.18413/2075-4671-2019-43-3-286-293>.
2. Григорьева О.И. 2015. Геоинформационный анализ почвенно-геоморфологических связей в целях рациональной организации агроландшафтов на бассейновых принципах. Научные ведомости Белгородского государственного университета. Серия: Естественные науки, 3 (200): 157–166.
3. Дегтярь А.В., Григорьева О.И. 2018. Изменение лесистости Белгородской области за 400-летний период. Научные ведомости Белгородского государственного университета. Серия: Естественные науки, 42 (4): 574–586. <https://doi.org/10.18413/2075-4671-2018-42-4-574-586>.
4. Лисецкий Ф.Н., Землякова А.В., Нарожная А.Г., Терехин Э.А., Пичура В.И., Буряк Ж.А., Самофалова О.М., Григорьева О.И. 2014. Геопланирование сельских территорий: опыт реализации концепции бассейнового природопользования на региональном уровне. Вісник Одеського національного університету. Географічні та геологічні науки, 19 (3): 125–137.
5. Лисецкий Ф.Н., Китов М.В., Цапков А.Н. 2016. Реализация мероприятий по почвоводоохранному обустройству агроландшафтов в Белгородской области. В кн.: Материалы Всероссийской науч. конф. с международным участием и XXXI пленарного межвузовского координационного совещания «Современные проблемы эрозионных, русловых и устьевых процессов», Архангельск, 25-30 сент. 2016 г. ООО «Издательский центр А3+»: 126–128.
6. Baker W.L. 1989. A review of models of landscape change. *Landscape Ecology*, 2: 111–133.



7. Feng Y., Lei Zh., Tong X., Gao Ch., Chen Sh., Wang J., Wang S. 2020. Spatially-explicit modeling and intensity analysis of China's land use change 2000-2050. *Journal of Environmental Management*, 263: 110407. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110407>.
8. Feng O., Chen Sh., Tong X., Lei Zh., Gao Ch., Wang J. 2020. Modeling changes in China's 2000-2030 carbon stock caused by land use change. *Journal of Cleaner Production*, 252 (10): 119659. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.119659>.
9. Grigoreva O.I., Marinina O.A., Zelenskaya E.Ya. 2020. Spatial and temporal changes in the land resources of the Belgorod region from 1954 to 2017 under the influence of anthropogenic factors. *Biosciences, Biotechnology Research Communications*, 13 (1): 60–67.
10. Hanta E., Bakker M. 2011. Abandonment and expansion of arable land in Europe. *Ecosystem*, 14: 720–731. <https://doi.org/10.1007/s10021-011-9441-y>.
11. Liu D., Zheng X., Wang H. 2020. Land-use simulation and decision-support system (LandSDS): Seamlessly integrating system dynamics, agent-based model, and cellular automata. *Ecological Modelling*, 417: 108924. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2019.108924>.
12. Lü Y., Fu B., Feng X., Zeng Y., Liu Y., Chang R., Sun G., Wu B. 2012. A policy-driven large scale ecological restoration: quantifying ecosystem services changes in the Loess Plateau of China. *PLoS ONE*, 7 (2): e31782. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0031782>.
13. Muller M.R., Middleton J. 1994. A Markov model of land-use change dynamics in the Niagara Region, Ontario, Canada. *Landscape Ecology*, 9: 151–157.
14. Semwal R.L. 2005. The Terai Arc Landscape in India. Securing protected areas in the face of global change. New Delhi, WWF-India, 47 p.
15. Singh S.K., Laari P.B., Mustak Sk., Srivastava P.K., Szabó S. 2017. Modelling of land use land cover change using earth observation data-sets of Tons River Basin, Madhya Pradesh, India, *Geocarto International*, 33 (11): 1202–1222. <https://doi.org/10.1080/10106049.2017.1343390>.
16. Singh S.K., Srivastava P.K., Szilárd S., Petropoulos G.P., Gupta M., Islam M. 2016. Landscape transform and spatial metrics for mapping spatiotemporal land cover dynamics using Earth Observation data-sets. *Geocarto International*, 32 (2): 113–127. <https://doi.org/10.1080/10106049.2015.1130084>.
17. Soma A.S., Kubota T., Aditian A. 2019. Comparative Study of Land Use Change and Landslide Susceptibility Using Frequency Ratio, Certainty Factor, and Logistic Regression in Upper Area of Ujung-Loe Watersheds South Sulawesi Indonesia. *International Journal of Erosion Control Engineering*, 11 (4): 103–115. <https://doi.org/10.13101/ijece.11.103>
18. Tang J., Wang L., Yao Z. 2007. Spatio-temporal urban landscape change analysis using the Markov chain model and a modified genetic algorithm *International Journal of Remote Sensing*, 28 (15): 3255–3271.
19. Turner M.G. 1987. Spatial simulation of landscape changes in Georgia: a comparison of 3 transition models. *Landscape Ecology*, 1: 29–36.
20. Pearson E.S., Hartley H.O. 1962. Abridged from Table 12. *Biometrika tables for statisticians*. London: Cambridge University Press, 263 p.
21. Weng Q. 2002. Land use change analysis in the Zhujiang delta of China using satellite remote sensing, GIS and stochastic modeling. *Journal of Environmental Management*, 64: 273–284.
22. Yu Z., Lu Ch., Cao P., Tian H. 2018. Longterm terrestrial carbon dynamics in the Midwestern United States during 1850–2015: Roles of land use and cover change and agricultural management. *Global Change Biology*, 24 (6): 1–18. <https://doi.org/10.1111/gcb.14074>.

References

1. Buryak Zh.A., Terekhin E.A. 2019. Assessment agroclimatic potential of the south of the central russian upland (the case of the Belgorod region). *Belgorod State University Scientific Bulletin. Natural Sciences Series*, 43 (3): 286–293. <https://doi.org/10.18413/2075-4671-2019-43-3-286-293> (in Russian)

2. Grigoreva O.I. 2015. Geoinformation analysis of soil – geomorphological relations for the rational organization of agrolandscapes on the basin principles. *Belgorod State University Scientific Bulletin. Natural Sciences Series*, 3 (200): 157–166. (in Russian)
3. Degtyar A.B., Grigoreva O.I. 2018. Development of Land Forests of the Belgorod Region for the 400-year Period. *Belgorod State University Scientific Bulletin. Natural Sciences Series*, 42 (4): 574–586. <https://doi.org/10.18413/2075-4671-2018-42-4-574-586> (in Russian).
4. Lisetsky F.N., Zemlyakova A.V., Narozhnyaya A.G., Terekhin E.A., Pichura V.I., Buryak Zh.A., Samofalova O.M., Grigorieva O.I. 2014. Geoplanning of rural territories: experience in implementing the concept of basin environmental management at the regional level. *Bulletin of the Odessa national University. Geographical and geological Sciences*, 19 (3): 125–137. (in Russian)
5. Lisetsky F.N., Kitov M.V., Tsapkov A.N. 2016. Implementation of measures for soil protection arrangement of agricultural landscapes in the Belgorod region. In: *Materials of the all-Russian scientific conference with international participation and the XXXI plenary interuniversity coordination meeting "Modern problems of erosion, Russian and estuarine processes"*, Arkhangelsk, 25-30 Sept. 2016 LLC "Publishing Center A3 +": 126–128. (in Russian)
6. Baker W.L. 1989. A review of models of landscape change. *Landscape Ecology*, 2: 111–133.
7. Feng Y., Lei Zh., Tong X., Gao Ch., Chen Sh., Wang J., Wang S. 2020. Spatially-explicit modeling and intensity analysis of China's land use change 2000-2050. *Journal of Environmental Management*, 263: 110407. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110407>.
8. Feng O., Chen Sh., Tong X., Lei Zh., Gao Ch., Wang J. 2020. Modeling changes in China's 2000-2030 carbon stock caused by land use change. *Journal of Cleaner Production*, 252 (10): 119659. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.119659>.
9. Grigoreva O.I., Marinina O.A., Zelenskaya E.Ya. 2020. Spatial and temporal changes in the land resources of the Belgorod region from 1954 to 2017 under the influence of anthropogenic factors. *Biosciences, Biotechnology Research Communications*, 13 (1): 60–67 (in Russian).
10. Hanta E., Bakker M. 2011. Abandonment and expansion of arable land in Europe. *Ecosystem*, 14: 720–731. <https://doi.org/10.1007/s10021-011-9441-y>.
11. Liu D., Zheng X., Wang H. 2020. Land-use simulation and decision-support system (LandSDS): Seamlessly integrating system dynamics, agent-based model, and cellular automata. *Ecological Modelling*, (417): 108924. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2019.108924>.
12. Lü Y, Fu B, Feng X, Zeng Y, Liu Y, Chang R, et al. 2012. A Policy-Driven Large Scale Ecological Restoration: Quantifying Ecosystem Services Changes in the Loess Plateau of China. *PLoS ONE*, 7 (2): e31782. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0031782>.
13. Muller M.R., Middleton J. 1994. A Markov model of land-use change dynamics in the Niagara Region, Ontario, Canada. *Landscape Ecology*, 9: 151–157.
14. Semwal R.L. 2005. *The Terai Arc Landscape in India. Securing protected areas in the face of global change*. New Delhi, WWF-India, 47 p.
15. Singh S.K., Laari P.B., Mustak Sk., Srivastava P.K., Szabó S. 2017. Modelling of land use land cover change using earth observation data-sets of Tons River Basin, Madhya Pradesh, India. *Geocarto International*, 33 (11): 1202–1111 <https://doi.org/10.1080/10106049.2017.1343390>.
16. Singh S.K., Srivastava P.K., Szilárd S., Petropoulos G.P., Gupta M., Islam M. 2016. Landscape transform and spatial metrics for mapping spatiotemporal land cover dynamics using Earth Observation data-sets. *Geocarto International*, 32 (2): 113–127. <https://doi.org/10.1080/10106049.2015.1130084>.
17. Soma A.S., Kubota T., Aditian A. 2019. Comparative Study of Land Use Change and Landslide Susceptibility Using Frequency Ratio, Certainty Factor, and Logistic Regression in Upper Area of Ujung-Loe Watersheds South Sulawesi Indonesia. *International Journal of Erosion Control Engineering*, 11 (4): 103–115. <https://doi.org/10.13101/ijece.11.103>
18. Tang J., Wang L. and Yao Z. 2007. Spatio-temporal urban landscape change analysis using the Markov chain model and a modified genetic algorithm. *International Journal of Remote Sensing*, 28 (15): 3255–3271.



19. Turner, M.G. 1987. Spatial simulation of landscape changes in Georgia: a comparison of 3 transition models. *Landscape Ecology*, 1: 29–36.
20. Pearson E.S., Hartley H.O. 1962. Abridged from Table 12. *Biometrika tables for statisticians*. London: Cambridge University Press, 263 p.
21. Weng Q. 2002. Land use change analysis in the Zhujiang delta of China using satellite remote sensing, GIS and stochastic modeling. *Journal of Environmental Management*, 64: 273–284.
22. Yu Z., Lu Ch., Cao P., Tian H. 2018. Long-term terrestrial carbon dynamics in the Midwestern United States during 1850–2015: Roles of land use and cover change and agricultural management. *Global Change Biology*, 24 (6): 1–18. <https://doi.org/10.1111/gcb.14074>.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Григорьева Олеся Ивановна, консультант отдела государственной экологической экспертизы и нормирования воздействия на окружающую среду департамента агропроизводственного комплекса и воспроизводства окружающей среды Белгородской области, г. Белгород, Россия

INFORMATION ABOUT THE AUTHOR

Olesya I. Grigoreva, consultant of state ecological expertise and regulation of the impact on the whole environment branch of the Department of agro-industrial complex and environmental reproduction Belgorod region, Belgorod, Russia