

УДК 551:579.5 (476) — — — — —

**О РОЛИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ СТРУКТУРЫ ПОЛЕЙ БАЛАНСА  
ЕСТЕСТВЕННОГО УВЛАЖНЕНИЯ ПОЧВ ПРИ ОБОСНОВАНИИ  
ОРОСИТЕЛЬНЫХ НОРМ И ЭКОЛОГИЧЕСКОГО СТОКА РЕК**

Канд. геогр. наук

М.Ж. Бурлибаев

Канд. геогр. наук

А.А. Волчек

Канд. техн. наук

Н.Н. Шпендик

*В настоящее время при обосновании оросительных норм в орошаемом земледелии, и, соответственно, экологического стока ниже крупных гидротехнических узлов, естественная увлажненность почв зачастую не принимаются в расчет. В лучшем случае при обосновании оросительных норм исходят из аксиомы, что маловодье в речном бассейне совпадает во времени с засухой в зоне рассеивания речного стока. Как показывают наши исследования, маловодье и засуха не одно и то же по своей природе происхождения. Маловодье, в аридных зонах – фактор, определяемый зоной формирования речного стока, тогда как засуха исключительно зоной использования. Поэтому, в данной статье статистическая структура полей баланса естественного увлажнения почв выступает ключевым моментом при обосновании оросительных норм и экологического стока, а также рационального использования и охраны водных ресурсов.*

Сведения об естественном увлажнении почвы представляют большую ценность при решении целого ряда научно-практических задач. Вопросы мелиорации, водно-балансовые расчеты и водохозяйственный баланс, обоснование экологического стока рек, оценка влагообеспеченности сельскохозяйственных растений, определение сроков сева и способа уборки урожая, проходимость автотракторной техники - вот далеко не полный перечень тех важных задач, которые могут быть решены только при наличии сведений о влажностном режиме почв. Сведения о балансе естественного увлажнения почвы крайне необходимы при решении задач моделирования и прогноза засушливых явлений погоды, а также погодных ситуаций, представляющих определенную опасность для сельскохозяйственно-

го производства (эрозийноопасное состояние почвы, предпосылки к вымоканию, полеганию и болезням сельскохозяйственных культур), а также при составлении водохозяйственного баланса с учетом необходимости обоснования экологического стока рек.

Существо перечисленных выше задач требует при их решении наличия сведений о влажности почвы не в точке, а на некоторой площади, величина которой зависит как от характера решаемой задачи, так и от природы поля баланса естественного увлажнения почвы.

По своей сущности влажность почвы представляет собой сложное природное формирование, в основе которого лежит процесс рандомизации. Суть, которого заключается в суммировании всех случайно действующих факторов, определяющих условия формирования водного режима почв. Процесс рандомизации приводит к тому, что значения баланса естественного увлажнения почвы в различных точках территории имеют характер случайных величин и проявляются в виде дискретного случайного поля.

Поле баланса естественного увлажнения почвы является исключительно сложным природным формированием с отчетливо выраженным сезонным и годовым ходом. Влажностный режим почвы формируется под совокупным влиянием как погодных условий (осадки, температура, влажность воздуха и др.), так и целого ряда гидрофизических и агрометеорологических элементов и факторов, таких как глубина залегания грунтовых вод, механический состав и тип почв, рельеф местности и др.

Поле баланса естественного увлажнения почвы, с точки зрения сущности и информативности этого случайного природного формирования, в общем случае может быть рассмотрено как дискретно-случайный комплекс значений баланса естественного увлажнения почвы, ограниченный в каждом конкретном случае размерами изучаемой территории и мощностью рассматриваемого слоя.

Стохастическая природа поля предопределяет использование в качестве подхода к его описанию аппарата математической статистики, базирующегося на законах теории случайных функций. Такой подход к исследованию структуры баланса естественного увлажнения почвы позволяет вскрыть его общие свойства, характерные для территорий определенного масштаба во времени.

При этом использовано два подхода к решению проблемы с помощью: классических методов математической статистики (законов распре-

деления, статистических моментов); аппарата корреляционной теории случайных функций.

Факт изменения одной случайной величины в зависимости от другой содержит две компоненты: стохастическую и случайную. В том случае, когда случайные величины связаны между собой зависимостью, это указывает на наличие стохастической компоненты. Случайная же компонента характеризует каждое случайное событие по комплексу основных, присущих только данному событию факторов. Если стохастическая компонента отсутствует, то случайные величины независимы. Отсутствие или наличие стохастической связи между случайными величинами в значительной степени предопределяет один из возможных вариантов подхода к исследованию статистической структуры поля баланса естественного увлажнения почвы.

Огромное значение при решении задачи исследования структуры поля баланса естественного увлажнения почвы принадлежит исходной информации по влажностному режиму почвы. Исходная информация предопределяет не только методы исследования, но от нее в огромной мере зависит качество итога исследования. Поэтому прежде чем приступить к описанию статистической структуры поля, проанализируем имеющуюся исходную информацию по влажностному режиму почв.

Влажность почвы зависит от ряда факторов: механического состава, произрастающих культур, экспозиции склона и др. Поэтому измеренная влажность почвы характеризует только локальный участок измерения. В настоящей работе использованы влажности почвы рассчитанные методом водного баланса, которые в большей степени характеризуют зональность изменения и являются репрезентативными для больших территорий.

В основу определения баланса естественного увлажнения положено уравнение водного баланса деятельного слоя почвы [1]:

$$W_{i+1} = W_i + X_i - V_0^r \cdot Zm_i, \quad (1)$$

где  $W_{i+1}, W_i$  - полезные запасы влаги (мм) на конец и начало расчетного интервала;  $X_i$  - атмосферные осадки за расчетный интервал, мм;  $V_0^r$  - уровень увлажнения деятельного слоя почвы;  $Zm_i$  - максимально возможное испарение за расчетный интервал (мм).

Наличие дефицитов ( $D_i$ ) или избытков ( $I_i$ ) водного баланса (ВБ) корнеобитаемого слоя почвы за расчетный интервал времени устанавливается из соотношений:

$$D_i \cdot (I_i) ВБ = \begin{cases} W_i - W_{нв}, & \text{если } W_i > W_{нв} - \text{требуется осушение;} \\ 0, & \text{если } W_{нв} \geq W_i \geq W_{врк} - \text{гидромелиорация не требуется;} \\ W_i - W_{врк}, & \text{если } W_i < W_{врк} - \text{требуется орошение,} \end{cases} \quad (2)$$

где  $W_{нв}$  - наименьшая влагоемкость;  $W_{врк}$  - влажность разрыва капиллярных связей.

Расчеты баланса естественного увлажнения выполнены для полуметрового слоя дерново-подзолистых почв по 35 метеостанциям за 35-летний период для месячных интервалов времени и вегетационного периода.

Изменчивость величин баланса естественного увлажнения почвы по территории республики колеблется в больших пределах. Для вегетационного периода коэффициент вариации  $C_v$  изменяется от 0,46 до 1,63 и в среднем составляет 0,81. Коэффициенты вариации месячных величин для исследуемой территории в среднем 1,18; 1,02; 1,69; 2,14 соответственно для мая, июня, июля и августа. Примерно такого же порядка и пространственная изменчивость баланса естественного увлажнения (табл. 1)

Таблица 1

Средние коэффициенты пространственной вариации баланса естественного увлажнения

	Период				
	май	июнь	июль	август	вегетационный
$C_v$	1,19	1,15	1,40	1,61	0,70

Если пространственно-временная дискретность наблюдений не позволяет исследовать его тонкую структуру, связанную с низкочастотными составляющими процесса, то недостаточность выборок является наиболее серьезным моментом, сдерживающим исследования статистической структуры поля.

Наиболее простым, а потому и часто используемым в климатологической обработке статистических рядов методом увеличения объема исходных выборок, является метод объединения в один исходный статистический ряд данных о метеорологическом элементе, относящихся к различным, чаще всего последовательным, временным интервалам в многолетнем ходе. В некоторых задачах такой подход правомочен, хотя и требует в каждом конкретном случае строгого обоснования. В настоящей работе использован способ объединения значений конкретного месяца в одну выборку.

В статистическом смысле подобная задача адекватна задаче проверки «нуль - гипотезы» и сводится к доказательству принадлежности объединяемых выборок к одной и той же генеральной совокупности. Положительный исход проверки «нуль - гипотезы» для объединяемых выборок позволяет формировать одну квазистационарно однородную совокупность, являющуюся отражением физического существа процесса формирования поля баланса естественного увлажнения почвы и обладающую большей информативностью, чем каждый из объединяемых рядов.

Используемый метод позволяет привлечь к статистической обработке значительный по объему исходный материал. Полученные предлагаемым методом кривые распределения и их моменты должны быть репрезентативными для значительных по размерам территорий во времени. Суть метода объединения многолетних исходных пространственно-временных выборок значений влажности почвы состоит в следующем [2]. Если на изучаемой территории расположено  $j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) станций, имеющих продолжительность наблюдений за влажностью почвы в вегетационный период  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) месяцев, то совокупность всех средних многолетних значений баланса естественного увлажнения почвы  $j$  месяцев есть матрица

$$\bar{W} = \begin{pmatrix} \bar{w}_{11} & \bar{w}_{12} & \dots & \bar{w}_{1k} \\ \bar{w}_{21} & \bar{w}_{22} & \dots & \bar{w}_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \bar{w}_{N1} & \bar{w}_{N2} & \dots & \bar{w}_{Nk} \end{pmatrix}, \quad (3)$$

а соответствующие ей матрицы дисперсий  $S_{ij}^2$  и степеней свободы

$f_{ij} = n_{ij} - 1$ , соответственно

$$S^2 = \begin{pmatrix} S_{11}^2 & S_{12}^2 & \dots & S_{1k}^2 \\ S_{21}^2 & S_{22}^2 & \dots & S_{2k}^2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ S_{N1}^2 & S_{N2}^2 & \dots & S_{Nk}^2 \end{pmatrix}, \quad (4)$$

$$f = \begin{pmatrix} f_{11} & f_{12} & \dots & f_{1k} \\ f_{21} & f_{22} & \dots & f_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ f_{N1} & f_{N2} & \dots & f_{Nk} \end{pmatrix}, \quad (5)$$

где  $n_{ij}$  - объем соответствующей выборки.

Если некоторое количество выборок принадлежат одной генеральной совокупности, то им должна соответствовать одна генеральная дисперсия  $\sigma_w^2$ . В качестве оценки правомочно использовать средневзвешенную выборочную дисперсию  $s_w^2$  (предварительное сравнение выборочных дисперсий можно осуществить по критерию Бартлера):

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k s_{ij}^2 \cdot f_{ij}}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k f_{ij}}. \quad (6)$$

При выполнении «нуль – гипотезы» о равенстве средних многолетних  $\bar{w}_{ij}$ , в качестве оценки единого генерального среднего  $\bar{W}$  вычисляют общее среднее из всех рассматриваемых по формуле

$$\bar{W} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k \bar{w}_{ij}}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij}, \quad (7)$$

где  $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1$  степени свободы.

В случае однородности полученных двумя способами оценок генеральной дисперсии  $\sigma_w^2$  отношение их должно подчиняться распределению Фишера с  $\left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1, \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij \right)$  степенями свободы. При доверительной вероятности  $1-p$  в этом случае должна быть справедлива оценка

$$\frac{s_1^2}{s^2} \leq F_{1-p} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1, \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij \right). \quad (8)$$

Из выражения (7) следует критерий сравнения выборочных средних. На уровне значимости  $p$  гипотеза о равенстве средних в совокупности отклоняется при условии, если

$$\frac{s_1^2}{s^2} > F_{1-p} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1, \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij \right). \quad (9)$$

Таким образом, используемый метод позволяет решить пространственно-временную задачу сравнения выборочных средних. Это позволяет

выделять статистически однородные (на некотором уровне значимости) по фону увлажнения расчетного слоя почвы рассматриваемой территории при статистически обоснованных параметрах масштабности явления. Преимущество такого подхода заключается в том, что он позволяет использовать несинхронные ряды наблюдений с различным числом реализаций. В работе использован критерий Фишера (F-критерий), который нечувствителен к нарушению закона нормальности распределения, в то время как критерии Бартлета и Кохрена, которые также могут быть использованы при сравнении средних, весьма чувствительны к отклонению выборочных распределений от закона нормального распределения.

Реализация задачи объединения пространственно-временных выборок в одну однородную статистическую совокупность сводится к численному эксперименту-моделированию, заключающемуся в том, что при помощи вычислительного процесса формируется по значениям  $\bar{W}$  и  $s_w^2$  однородные статистические совокупности, которым соответствуют локально-однородные на интервале квазистационарности поля баланса естественного увлажнения почвы. В табл. 2 приведены статистические характеристики объединенных кривых распределения вероятностей баланса естественного увлажнения корнеобитаемого слоя дерново-подзолистых почв.

Таблица 2

Статистические характеристики объединенных кривых распределения вероятностей баланса естественного увлажнения корнеобитаемого слоя дерново-подзолистых почв

Коэффициент	Период					
	апрель	май	июнь	июль	август	вегетационный
Вариации	1,01	1,12	1,06	1,04	1,03	0,69
Асимметрии	1,31	1,35	1,43	1,35	1,37	0,31
Автокорреляции	-0,07	0,17	-0,06	0,08	0,07	0,04

Возможности корректного описания различных метеорологических полей с помощью пространственно-корреляционных функций (ПКФ), которая является показателем наличия стохастической связи между случайными величинами в пространстве и во времени, в значительной степени зависит от однородности исходных выборок. Концепция однородности исходных выборок в задачах применения корреляционного анализа к исследованию наземных метеорологических полей весьма специфична и теснейшим образом связана с природой рассматриваемых полей.

Исходя из стохастической природы большинства реальных метеорологических полей, которые формируются под совокупным влиянием многих природных факторов, изучать успешно их можно лишь в том случае, если они статистически однородны, необходимым условием чего является постоянство суммарного эффекта взаимодействия основных факторов, формирующих поле конкретного метеорологического элемента.

С учетом того, что метеорологические элементы имеют широтный и годовой ход, исходные выборки, являющиеся количественным отражением конкретного поля метеорологического элемента, статистически однородны лишь на некотором временном интервале и для ограниченной по размерам территории.

Исследования ПКФ выполнены, как в целом для республики, так и дифференцированно по территории, в зависимости от влияния господствующих воздушных масс: поле ориентировано в направлении северо-восток – юго-запад (влияние воздушных масс Северного Ледовитого океана); поле ориентировано в направлении запад-восток (влияние континентальных воздушных масс); поле ориентировано в направлении северо-запад - юго-восток (влияние воздушных масс Атлантического океана).

Предполагается, что характер анизотропии в пределах рассматриваемой территории и в пределах выделенных градаций углов не изменяется. Статистическая структура гидрометеорологических полей не остается постоянной в течение года. Для выявления характера внутригодовых соотношений между мелкомасштабной и крупномасштабной составляющими выполнены расчеты для месячных интервалов и вегетационного периода. Для этих случаев рассчитаны ПКФ в диапазоне расстояний между метеостанциями до 700 км (рис. 1).

В мезомасштабной области для баланса естественного увлажнения почвы вклад крупномасштабной составляющей неодинаков. Поскольку коррелированность поля крупномасштабной составляющей выше, чем мелкомасштабной – значения ПКФ завышаются для значений  $\rho$ , не превышающих среднего масштаба крупных флуктуаций поля за счет крупномасштабной составляющей. Это обстоятельство учтено при выборе аналитической аппроксимации эмпирических корреляционных зависимостей и предпочтение отдано экспоненциально-степенной зависимости типа

$$r(l) = \exp(-\alpha \cdot l^\beta), \quad (10)$$

где  $\alpha$  и  $\beta$  - эмпирические коэффициенты, приведенные в табл. 3.



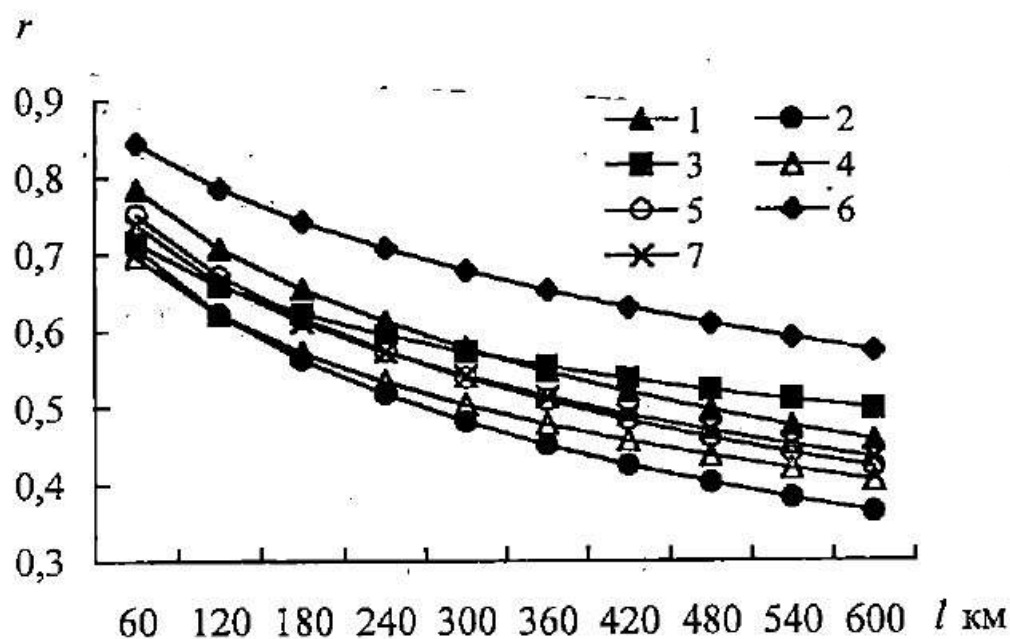


Рис. 1. Пространственно-временные корреляционные функции баланса естественного увлажнения дерново-подзолистых почв.

1 – апрель; 2 – май; 3 – июнь; 4 – июль; 5 – август; 6 – сентябрь;  
7 – вегетационный период.

Таблица 3

Характеристика статистической структуры баланса естественного увлажнения

Параметр	Период					
	апрель	май	июнь	июль	август	вегетационный
$\alpha$	0,03	0,05	0,09	0,07	0,04	0,05
$\beta$	0,51	0,47	0,32	0,40	0,48	0,44

Сезонный ход изменчивости связности поля баланса естественного увлажнения почвы устанавливается достаточно уверенно: минимум корреляция достигает в мае. Отмечается большая коррелированность в апреле, июне и в сентябре. Поле баланса естественного увлажнения почвы в апреле характеризуется значительной однородностью, так как в это время влаги в почве достаточно, чтобы поддерживать оптимальный водно-воздушный режим и баланс естественного увлажнения почвы по всей территории избыточный, наблюдаются однородные поля на достаточно обширных территориях. В мае весенние влагозапасы значительно истощаются, большую роль играет механический состав почвы и на первое место выступают атмосферные осадки, которые в этот период неоднородны.

Этот месяц является как бы переходным, в это время наблюдаются как дефициты влаги, так и избытки. Когда в июне весенние влагозапасы, в основном, расходованы и по всей территории наблюдается дефицит водного баланса корнеобитаемого слоя. В сентябре бывают достаточно затяжные дожди, которые охватывают большие территории и в это время почти повсеместно отмечаются избытки влаги.

Вопрос анизотропности поля баланса естественного увлажнения изучался путем исследования изокоррелят для различных периодов осреднения. Поля изокоррелят для каждого месяца имеют вид эллипсов, меньшая ось которых ориентирована в направлении преобладающего переноса воздушных масс (рис. 2).

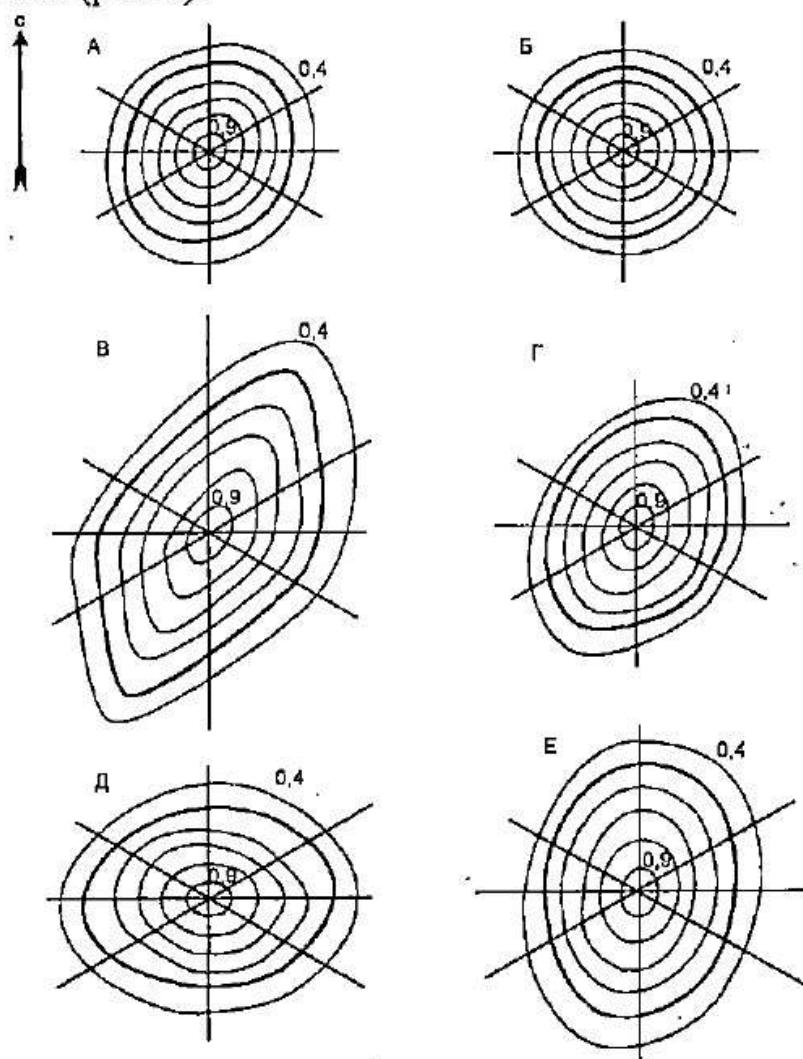


Рис. 2. Изокорреляты полей баланса естественного увлажнения.  
 А – апрель; Б – май; В – июнь; Г – июль; Д – август; Е – вегетационный период (шаг изокоррелят 0,1).

В апреле и мае изокорреляты по форме близки к кругу. В этот период поля баланса естественного увлажнения, в основном, однородны, т.к.

повсеместно баланс естественного увлажнения имеет положительный знак или оптимален. В июне баланс естественного увлажнения уже имеет разные знаки по территории. Влажность почвы определяется метеорологическими условиями (атмосферными осадками и теплоэнергетическими ресурсами испарения), поэтому изокорреляты приобретают форму эллипсов с большой осью ориентированной в направлении северо-восток – юго-запад. В этот период атмосферное давление понижается с юго-запада – северо-восток и преобладающими становятся северо-западные и западные ветры. Они связаны либо с тыловой частью западных циклонов, либо с восточной окраиной областей высокого давления, идущих с Атлантики на материк [3]. Менее выражены, но идентичные по характеру изокорреляты наблюдаются и в июле месяце, так как атмосферные процессы в июне и июле схожи. В августе главная ось эллипса занимает положение запад – восток, здесь на первый план выступают теплоресурсы, которые и определяют характер изменения баланса естественного увлажнения. В целом за вегетационный период характер изокоррелят представляет собой эллипс с главной осью ориентированной в направлении север – юг, так как преобладающее влияние оказывают воздушные массы Атлантического океана.

Учет пространственно-временных колебаний естественного увлажнения позволяет раскрыть закономерности формирования водного режима больших территорий и уточнить потребности в воде при мелиорации больших территорий. Это в свою очередь, сокращает проектные потребности в водных ресурсах в целом водохозяйственного комплекса.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Валуев В.Е., Волчек А.А., Мещик О.П. Моделирование динамики почвенных влагозапасов на стадии управления сооружениями мелиоративных систем // «Вестник БПИ – Водохозяйственное строительство, теплоэнергетика, экология», №2, 2000 – С. 30 – 35.
2. Конторщикова В.И. Статистическая структура поля влажности почвы Украины // Тр. УкрНИИГМИ. – 1979. – Вып.7. – С. 171. – 120.
3. Климат Беларуси / Под ред. В.Ф. Логинова. – Минск: Институт геологических наук АН Беларуси, 1996. – 234 с.

Казахский научно исследовательский институт  
мониторинга окружающей среды и климата,  
НИИ проблем Полесья НАН Республики Беларусь

## СУҒАРУ НОРМАЛАРЫ МЕН ӨЗЕНДЕРДІҢ ЭКОЛОГИЯЛЫҚ АҒЫСТАРЫН НЕГІЗДЕУ ҮШІН ТОПЫРАҚТЫҢ ТАБИҒИ ЫЛҒАЛДАНУЫ БАЛАНСЫНЫҢ АУДАНДАРЫ СТАТИСТИКАЛЫҚ ҚҰРЫЛЫМЫНЫҢ РӨЛІ ТУРАЛЫ

Геогр.ғылымд. канд. М.Ж. Бүрлібаев

Геогр.ғылымд. канд. А.А. Волчек

Техн.ғылымд. канд. Н.Н. Шпендик

*Қазіргі кезде суармалы егіншілікте сугару нормаларын және сәйкесінше ірі гидротехникалық тораптардан төмен тұрған экологиялық ағыстарды негіздеу кезінде топырақтың табиғи ылғалдануы есепке алынбай жүр. Сугару нормаларын негіздеу кезінде саналатын ең үлкен жағдай — өзен алабындағы судың азаюы өзен ағысының таралу аймағындағы құрғақшылықпен бір уақытта болады деген аксиома. Біздің зерттеулеріміз көрсеткендей, қуаңшылық пен құрғақшылықтың пайда болу көзі бір емес. Қуаңшылық аридтік аймақтарда өзен ағысының құралу аймағымен айқындалатын фактор болып табылады, ал құрғақшылық тек қана пайдалану аймағында пайда болады. Сондықтан бұл мақалада топырақтың табиғи ылғалдану балансы ауданының статистикалық құрылымы сугару нормалары мен экологиялық ағысты және сонымен қатар су ресурстарын қорғау және ұтымды пайдалануды негіздеудегі ең басты мәселе ретінде көрсетілген.*