УДК 551.579

# ИССЛЕДОВАНИЕ РЕГИОНАЛЬНЫХ ФЛУКТУАЦИЙ АТМОСФЕРНЫХ ОСАДКОВ И РЕЧНОГО СТОКА (ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД)[1]

***А. В. Погорелов***[2], ***Ю. Ю. Ткаченко***[3], ***Е. Н. Киселев***[4]

STUDY OF REGIONAL FLUCTUATIONS OF ATMOSPHERIC PRECIPITATION AND RIVER RUNOFF (GEOSTATISYICAL APPROACH)

Pogorelov A. V., Tkachenko Yu. Yu., Kiselev E. N.

The structure of precipitation field in case of floods in the Kuban basin has been studied with the application of geostatistical modeling methods. The work pioneered in obtaining the data on the correlation of precipitation fields with daily resolution and anisotropy parameters determining spatial fluctuations of river runoff during floods.

В работе показана сопряженность пространственно-временных колебаний речного стока и атмосферных осадков, установлены параметры сопряженности и выявлены особенности структуры полей паводкообразующих атмосферных осадков в бассейне р. Кубани (в границах Краснодарского края). Система гидротехнических сооружений, регулирующих сток Кубани, наиболее уязвима во время паводков. Оптимальная эксплуатация этих сооружений, в том числе водохранилищ, зависит от понимания генезиса паводков и связанного с этим качества оперативного гидрологического прогнозирования.

Река Кубань и ее крупные притоки (Белая, Лаба, Зеленчук и др.) относятся к рекам с выраженным весенне-летним половодьем. Вместе с тем, в их режиме существенную роль играют флуктуации стока в виде кратковременных подъемов уровня, вызванных дождями. Усиление стокообразующей роли сильных дождей на относительно небольших по площади водосборах низкогорных рек левобережья Кубани приводит к доминированию здесь паводочного режима. Согласно известной классификации П. С. Кузина [1], реки водосбора Кубани принадлежат к двум типам питания: к рекам с половодьем и паводками и рекам с паводками. В обоих случаях стокообразующее значение паводков достаточно велико, однако их пространственному описанию и генезису до сих пор не уделялось должного внимания.

Объяснение структуры формирования паводков в бассейне р. Кубани лежит в исследовании пространственных и временных флуктуаций поля осадков. До настоящего времени процессы образования атмосферных осадков и речного стока, несмотря на очевидную целесообразность рассмотрения их в единстве водного и энергетического обмена атмосферы-гидросферы, исследуются как самостоятельные. Существует достаточное количество работ, посвященных региональным географическим закономерностям атмосферных осадков [2–6] и стока [7–12]. Однако их причинные отношения в аспекте формирования флуктуаций речного стока изучены слабо, что приводит к недостаточному, на наш взгляд, пониманию синергетического взаимодействия атмосферных и наземных гидрологических процессов в критических ситуациях [13]. При рас-

[1]Работа выполнена при поддержке РФФИ (04-05-65307), по программе «Университеты России» (проект 409).

[2]Погорелов Анатолий Валерьевич, д-р геогр. наук, профессор Кубанского государственного университета.

[3]Ткаченко Юрий Юрьевич, канд. геогр. наук, начальник Краснодарского краевого центра по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды.

[4]Киселёв Евгений Николаевич, студент Кубанского государственного университета.

четах элементов водного баланса «территории», как правило, прибегают к среднемноголетним значениям. Но анализ сглаженного многолетнего гидрографа как показателя водного баланса не позволяет объяснить происхождение паводков, имеющих продолжительность 1–3 суток при прохождении гребня паводка обычно в течение нескольких часов.

Изменения атмосферных осадков малых временных разрешений — плохо изученный феномен. Сложность исследования обусловлена не только анизотропией и высокой изменчивостью самого поля осадков, но и нерегулярностью осадкомерной сети. Кроме того, необходимы специальные приемы интерполяции точечных осадкомерных наблюдений, учитывающие стохастические свойства явления. Особенно это касается осадков, служащих причиной паводков. Достаточно большая площадь исследуемой территории (около 80 тыс. км$^2$), выходящей за пределы бассейна Кубани, делает правомерной оценку структур поля осадков разного порядка: от регионального тренда, вызванного макромасштабными факторами, до случайных мелкомасштабных флуктуаций.

Анализировались случаи резкого повышения стока в бассейне Кубани в 2002–2003 гг. При этом выбор пал на ситуации, отражающие разную степень сопряженности колебаний речного стока в границах водосбора. Среди них рассматривались как случаи катастрофических подъемов уровней воды (июнь 2002 г.), так и слабовыраженных паводков. Отметим значительную неоднородность пространственных колебаний речного стока в бассейне р. Кубани (рис. 1): наряду с практически синхронным увеличением стока в пределах всего бассейна, наблюдались случаи, когда область паводка в левобережье Кубани имела слабую пространственную связанность, ограничиваясь радиусом 20–40 км. В этой связи закономерен вопрос: насколько область формирования паводка соответствует пространственной структуре сильных осадков в предпаводочный период?

Материалом настоящего анализа послужили данные об осадках с суточным разрешением на 67 пунктах Краснодарского края и отчасти Карачаево-Черкесии (рис. 2). Взаимное расположение точек нерегулярной сети диктует параметры интерполяции, в частности, выбор лага. Это весьма существенно для последующего построения корреляционных функций и объяснения статистической структуры исследуемого поля. Построению полей осадков предшествовал анализ статистических свойств данных, проверка наличия пространственного тренда в распределении осадков, изучение пространственной автокорреляции и анизотропии поля осадков в конкретных паводкообразующих ситуациях.

Исследование статистических свойств поля осадков на существующей сети наблюдений как условие определения параметров интерполяции позволяет судить о пространственной неоднородности осадков и ошибках их расчета. *Статистические свойства данных* отражают особенности территориальной изменчивости осадков в определенных ситуациях, но, вместе с тем, задаются самой осадкомерной сетью. Из табл. 1 видно, что средние, максимальные величины и стандартные отклонения осадков, приводящие к резким увеличениям стока, заметно варьируют. Отметим, что при тех или иных схожих статистических характеристиках могут наблюдаться совершенно разные сценарии развития паводковых ситуаций. Это говорит о недостаточности стандартного набора статистических показателей для получения правильного представления о пространственной структуре паводка.

Для плотности распределения осадков во всех рассматриваемых случаях по данным имеющейся сети типична положительная симметрия с длинным правым «хвостом» больших значений и средним больше медианы (табл. 1, рис. 3). В качестве примера такого распределения показана частотная гистограмма, отражающая выпадение осадков 20 июня 2002 г. Высокие значения коэффициента асимметрии $S$ косвенно говорят о преобладающем локальном выпадении суточных осадков на рассматриваемой территории, их высокой концентрации. Относительно невысокие величины $S$ при больших значениях средних, наоборот, могут свидетельствовать о синхронности формирования паводка на большой территории, как это было, например, 5–6 сентября 2003 г. (рис. 1).

С увеличением интервала осреднения сумм осадков во времени степень асимметричности их распределения уменьшается [4]. Действительно, частотному распределению суммы осадков за 17–20 июня 2002 г. свойственна отрицательная симметрия ($S = -0{,}27$) с характерной гистограммой при высоком значении 4-х суточного среднего (табл. 1, рис. 3). В этом случае «пятно» больших осадков рас-

Таблица 1

Статистические показатели распределения осадков в период формирования паводков по данным осадкомерной сети

| Статистики | Февраль 2002 | | Июнь 2002 | | | | Ноябрь 2002 | | Сентябрь 2003 | | | Октябрь 2003 | | Декабрь 2003 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 13.02 | 14.02 | 18.06 | 19.06 | 20.06 | Сумма за 17–20.06 | 10.11 | 11.11 | 5.09 | 6.09 | 13.09 | 24.10 | 25.10 | 17.12 | 18.12 |
| Min, мм | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 10,4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Max, мм | 54,9 | 48,1 | 100,7 | 90,4 | 102,0 | 142,6 | 43,2 | 73,4 | 92,7 | 93,5 | 78,8 | 96,9 | 117,9 | 54,2 | 52,2 |
| Mean, мм | 9,3 | 10,7 | 25,8 | 20,3 | 28,9 | 79,0 | 12,8 | 19,6 | 23,7 | 26,6 | 11,6 | 14,3 | 38,0 | 18,6 | 15,6 |
| $\sigma$, мм | 11,5 | 10,8 | 22,1 | 19,5 | 28,5 | 30,3 | 9,8 | 16,9 | 23,3 | 24,5 | 16,4 | 16,4 | 25,8 | 15,8 | 13,2 |
| S | 1,88 | 1,12 | 1,33 | 1,74 | 1,07 | −0,27 | 0,91 | 0,94 | 0,84 | 0,62 | 2,18 | 2,60 | 0,97 | 0,48 | 0,50 |
| 1-st Quartile, мм | 1,4 | 1,4 | 10 | 5,8 | 6,2 | 58,4 | 5,1 | 7,3 | 1,8 | 4,0 | 0 | 3,4 | 21,2 | 3,2 | 2,4 |
| Медиана | 5,7 | 7,2 | 18,9 | 15,4 | 20,8 | 80,2 | 11,2 | 14,1 | 23,1 | 20,8 | 5,4 | 8,8 | 35,3 | 17,8 | 15,8 |
| 3-rd Quartile, мм | 12,3 | 17,9 | 34,8 | 31,2 | 41,8 | 104,0 | 18,6 | 31,1 | 36,4 | 45,1 | 13,0 | 19,3 | 50,9 | 31,4 | 25,1 |

*Примечание.* Min — минимум, Max — максимум, Mean — среднее, $\sigma$ — стандартное отклонение, S — коэффициент асимметрии, 1-st Quartile и 3-rd Quartile — квантили, характеризующие в распределении данных совокупные доли 25 и 75% соответственно, Median — медиана.

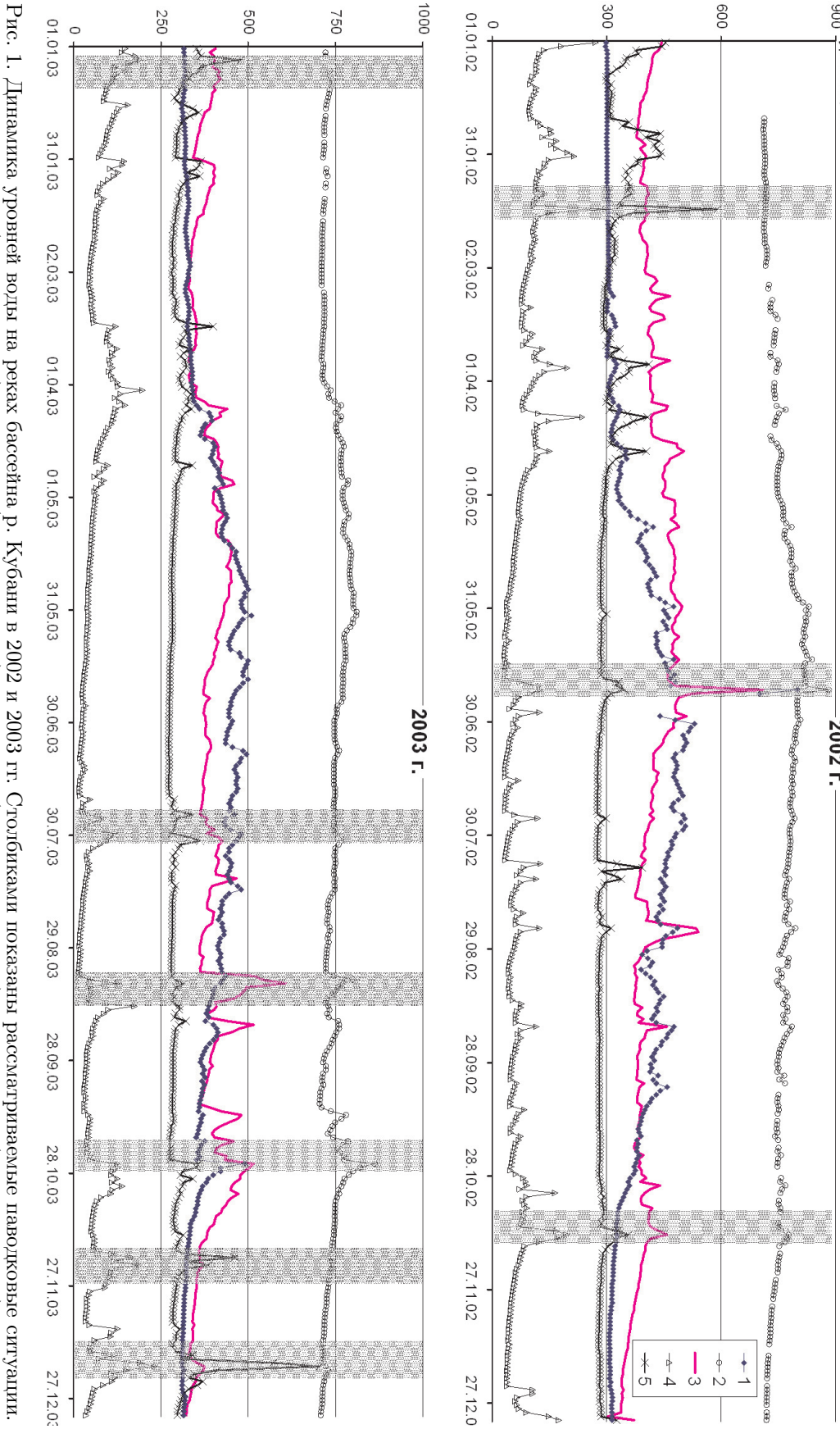


Рис. 1. Динамика уровней воды на реках бассейна р. Кубани в 2002 и 2003 гг. Столбиками показаны рассматриваемые паводковые ситуации. *1* — верховья Кубани (К. Хетагурова), *2* — Лаба (Каладжинская), *3* — Белая (Каменномостский), *4* — Псекупс (Горячий Ключ), *5* — Убин (Северская)

Рис. 2. Распределение пунктов наблюдений за осадками на исследуемой территории

пространилось на значительную площадь и привело к синхронному подъему воды практических во всех левобережных притоках и верховьях Кубани и последующему катастрофическому паводку.

Построение частотных гистограмм (рис. 3) служит проверке данных на подчинение закону нормального распределения, поскольку ряд используемых алгоритмов интерполяции требует нормального распределения.

*Тренд.* Априори в распределении осредненных осадков в масштабе региона тренд — неслучайная (детерминистическая) составляющая пространственного распределения — присутствует как отражение пространственных географических законов (широтной зональности, высотной поясности, континентальности и др.). Однако попытки формализации этих законов должны учитывать стохастический характер географических процессов в реальном времени, в том числе, при формировании метеорологических полей [14]. Одновременное действие разнопорядковых факторов осадкообразования и возникающие синергетические эффекты делают принципиально невозможным детерминистическое описание поля осадков, тем более, когда речь идет об осадках малых временных разрешений.

Обнаружение тренда как фиксированного действия в пространстве с последующим его исключением при расчетах автокорреляционных функций способствует улучшению модели интерполяции за счет приближения исходных данных к гипотезе стационарности второго порядка. Такая гипотеза предполагает, что случайные ошибки имеют среднее значение, приближающееся к нулю, и две слу-

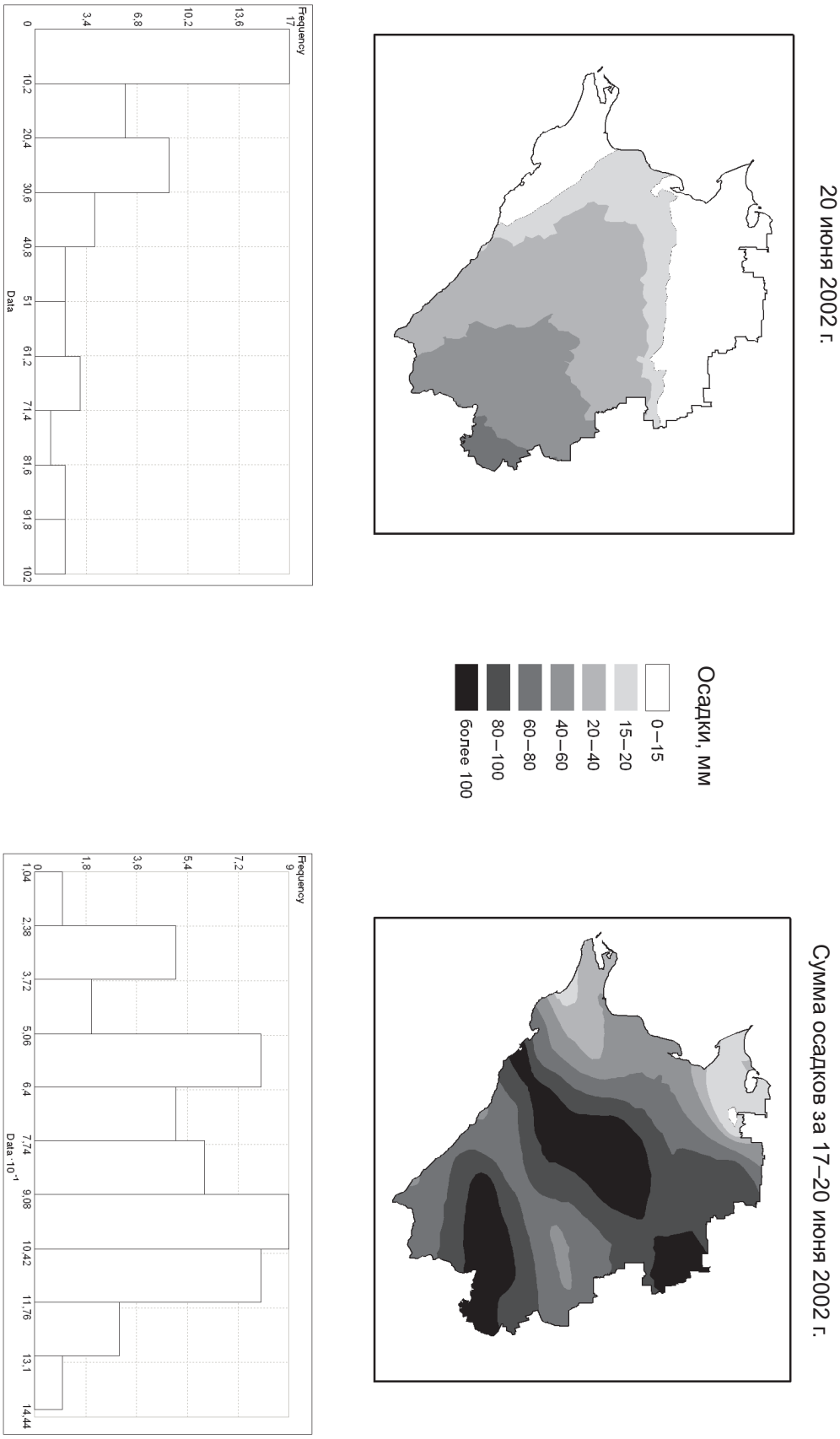


Рис. 3. Характерные ситуации распределения осадков на территории Краснодарского края и соответствующие им частотные гистограммы по данным осадкомерной сети

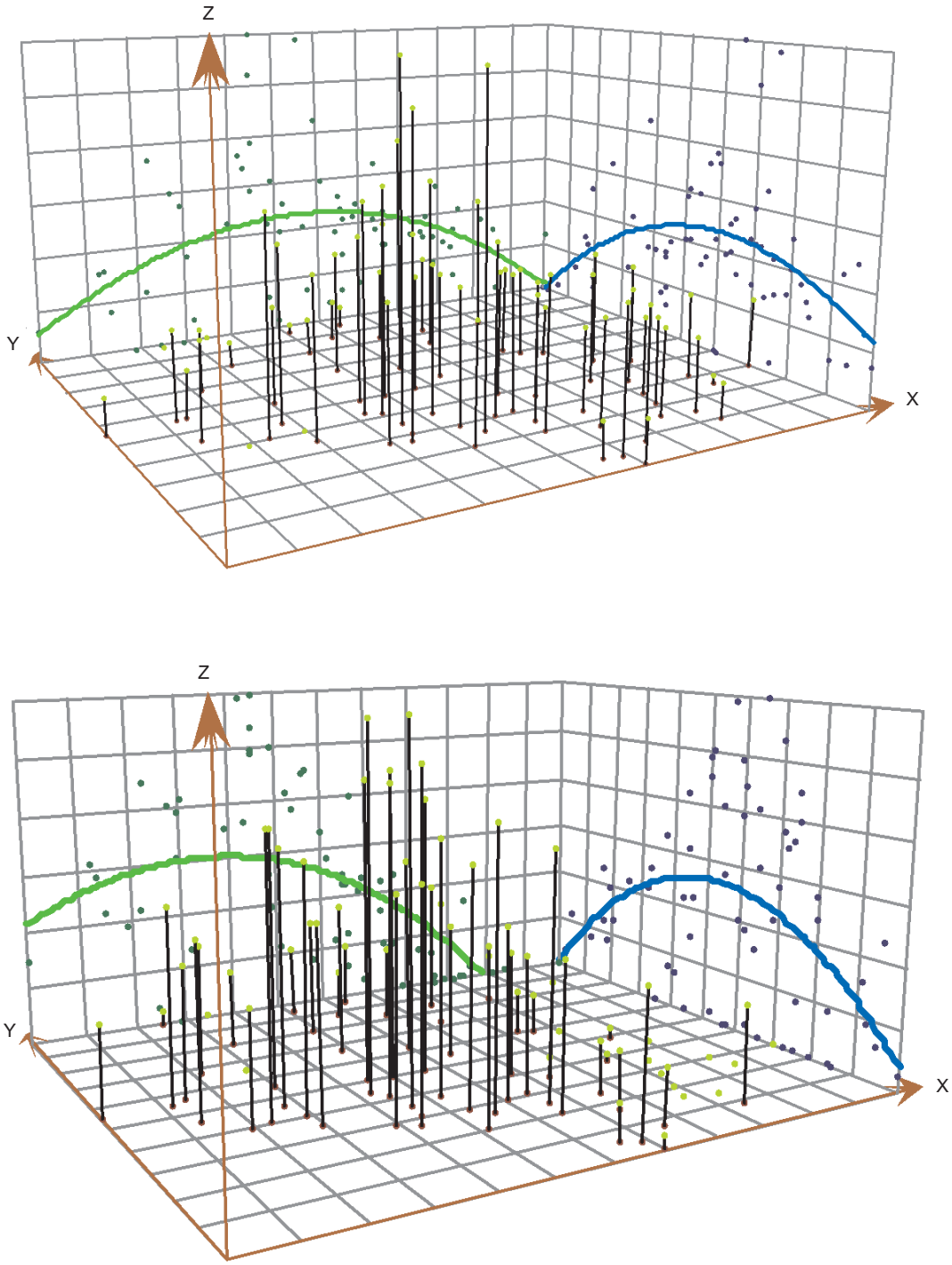


Рис. 4. Оценка тренда в распределении суточных сумм осадков на исследуемой территории по данным 25 октября 2003 г. (вверху) и 17 декабря 2003 г. (внизу); X — широта, Y — долгота

чайные ошибки зависят только от расстояния и направления вектора, а не от точного местоположения. При исключении обнаруженного тренда (detrending) анализируются остатки или случайные колебания, т.е. изменения моделируемой поверхности в узком интервале.

Выяснилось, что практически в каждой из рассматриваемых ситуаций в поле осадков действует детерминистическая составляющая (рис. 4), для описания которой применим полином второго порядка. В этом случае поверхность тренда соответствует очагу повышенных осадков в форме эллипса, что отвечает физическим (синоптическим) представлениям об условиях осадкообразования. При этом направление малой оси эллипса совпадает с максимальным значением градиентов суточных сумм осадков. Обнаруженный тренд имеет явно синоптическое происхождение. При моделировании поля осадков тренд автоматически вычитался, а статистический анализ выполнялся для составляющей поверхности, которая отражает вариации осадков на «микроуровне».

*Техника интерполяции.* Поля осадков малых временных разрешений, наиболее реалистично отражающие процессы осадкообразования, до настоящего времени не были предметом детального анализа. Наряду с интересом к пространственной структуре полей осадков за короткие временные интервалы (сутки и менее), ранее отмечались технические трудности моделирования таких полей и расчета корреляционных функций [4]. Для бассейна р. Кубани с контрастными зональными и высотно-поясными географическими условиями, сложным горно-равнинным рельефом характерно напряженное состояние геополей в целом. При моделировании необходимо учитывать высокие пространственные флуктуации и выраженную анизотропию осадков, наиболее очевидные в случае конкретной временной реализации поля. Как явление со стохастическими пространственными свойствами атмосферные осадки должны моделироваться вероятностными процессами с пространственной автокорреляцией.

Ветвь пространственной статистики, используемую в науках о Земле, называют геостатистикой. Геостатистические методы, получившие широкое развитие [15–20] и интегрировавшиеся в настоящее время с ГИС [19–21], позволяют эффективно строить поля заданных характеристик с последующей объективной оценкой их структуры. Геостатистика, применяемая для анализа региональных гидрометеорологических процессов в режиме реального времени, выводит исследования структуры геополей и динамики сопряженных метеорологических и гидрологических явлений на качественно новый уровень.

В работе использован программный пакет ArcGIS (ESRI Inc., США) с модулем пространственного анализа Geostatistical Analyst. Последний предназначен для генерирования поверхностей, отображающих пространственные данные посредством широкого набора статистических алгоритмов. Среди геостатистических методов, разработанных с целью моделирования поверхностей (полей) на основе точечных измерений, наиболее распространен кригинг, учитывающий автокорреляцию и позволяющий оценить ошибку интерполяции. Другие известные методы, относящиеся к классу детерминистических (метод взвешенных расстояний, метод радиальных базисных функций), не отвечают требованиям начальной гипотезы моделирования поля осадков, а именно — стохастичности явления, кроме того, не дают возможности оценить ошибки интерполяции и пространственную автокорреляцию.

Для геостатистических данных интерполяция выражается формулой

$$Z(s) = \mu(s) + \varepsilon(s) + \varepsilon',$$

где $Z(s)$ — исследуемая переменная, разложенная на тренд $\mu(s)$, случайные коррелирующие ошибки $\varepsilon(s)$ и некоррелированный шум $\varepsilon'$. Символ $s$ описывает положение точки. Варианты этой формулы образуют основу для разных типов кригинга. Как интерполятор кригинг не предъявляет к данным требования нормальности распределения. В кригинге делаются некоторые допущения, а именно, предполагается, что среднее значение ошибки $\varepsilon(s)$ будет равно 0, и корреляция между $\varepsilon(s)$ и $\varepsilon(s+h)$ не зависит от действительного положения точки $s$, а только от взаимного расположения двух точек в исследуемом пространстве, т.е. расстояния $h$. Генерация полей выполнялась на основе ординарного кригинга.

Картографирование осадков сопровождается построением эмпирической вариограммы (функции автокорреляции), предполагающей выбор размера лага и анализ влияния на вариограмму направления (анизотропии). Ес-

ли радиус влияния подобранной вариограммы слишком велик по сравнению с областью отображения эмпирической вариограммы (ситуация 6 сентября 2003 г.), рекомендуется увеличить размер лага. При выборе размера лага учитывались, во-первых, необходимость оценки автокорреляции на микроуровне, во-вторых, действительные расстояния между точками измерений. Максимальное расстояние между парами имеющихся пунктов около 440 км (Тамань – Дегтяревский), т.е. при размере лага 15 км их количество принималось равным 15 согласно правилу: произведение размера на количество лагов должно равняться примерно половине максимального расстояния между парами точек. В связи с экспериментальным характером моделирования и поиском оптимальной модели интерполяции размеры лага и их количество менялись.

На заключительном этапе построения полей осадков анализировались статистические критерии интерполяции, полученные путем перекрестной проверки, и производилось сравнение альтернативных моделей. В результате перекрестной проверки (cross validation) рассчитывались следующие ошибки интерполяции: mean (согласно допущению стационарности данных средняя ошибка интерполяции должна приближаться к 0); root mean square; average standard error (должна иметь наименьшее из возможных значений и быть близка к среднеквадратичной ошибке); mean standardized (должна приближаться к 0); root mean square standardized (должна приближаться к 1).

Анализ ошибок интерполяции осуществлялся экспериментально по данным моделей, различающихся лагом при построении вариограммы. В качестве примера в табл. 2 приведены полученные параметры и ошибки интерполяции некоторых моделей, диагностируемых как приемлемые для целей картографирования и интерпретации полей осадков. Построение карт выполнялось с использованием модели 2 (размер лага 15 км, количество лагов 15).

Содержательная часть табл. 2 касается интерпретации структуры поля осадков посредством расчетов радиуса влияния (major range), направления влияния и фактора анизотропии. Географическая ценность рассчитанных на основе эмпирических автокорреляционных функций радиусов влияния заключается в объективной оценке пространственной связанности паводкообразующих осадков: за пределами радиуса влияния осадки не коррелируют. Статистическая структура поля осадков, в свою очередь, объясняет пределы и динамику развития паводковой ситуации в бассейне Кубани.

Согласно результатам геостатистического моделирования (табл. 2), полям суточных сумм осадков в исследованные предпаводочные периоды свойственны значительные пределы радиусов корреляции (без учета анизотропии): приблизительно от 30 до 300 км. До сих пор имеющиеся эпизодические сведения о пространственной связности осадков в регионе исчерпывались построением корреляционных матриц или расчетами корреляционных функций для месячных сумм осадков [4, 6]. Сравним с расчетами [4] для Кавказа: при коэффициенте корреляции осадков, равном 0,7, радиус пространственной корреляции в январе составляет примерно 180 км, а в июле — 75 км. Судя по полученным данным, радиусы пространственной корреляции суточных осадков (без учета анизотропии) в реальном времени могут различаться на порядок.

Другой важный результат описания пространственных флуктуаций осадков в бассейне р. Кубани — обнаруженный эффект устойчивой анизотропии, т.е. автокорреляции, связанной с направлением. В этом случае пределы корреляции можно отобразить геометрической формой эллипса, вдоль длинной оси которого, равной большому радиусу влияния (major range), осадки коррелируют на большее расстояние. Большой радиус влияния с учетом анизотропии колеблется примерно от 200 до 300 км. Малый радиус влияния (minor range) обычно в несколько раз уступает большому радиусу в соответствии с расчетным фактором анизотропии (табл. 2). Ориентация малого радиуса должна совпадать с максимальными горизонтальными градиентами осадков. А сам малый радиус влияния в действительности отвечает ширине фронтальной зоны осадков.

Фактор анизотропии, определяемый как отношение большого радиуса влияния к малому, в известной мере свидетельствует о степени соблюдения допущения о стационарности осадков. При факторе анизотропии близком к 1 автокорреляция в поле осадков слабо зависит от направления. При такой структуре поля локальные паводки вероятны лишь при высокой концентрации осадков. Очевидное

Таблица 2

Геостатистические параметры и ошибки интерполяции атмосферных осадков. Метод ординарного кригинга

| Параметры модели | Модель | Февраль 2002 | | Июнь 2002 | | | Ноябрь 2002 | | Сентябрь 2003 | | | Октябрь 2003 | | Декабрь 2003 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 13.02 | 14.02 | 18.06 | 19.06 | 20.06 | 10.11 | 11.11 | 05.09 | 06.09 | 13.09 | 24.10 | 25.10 | 17.12 | 18.12 |
| L | 1 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 30 | 30 | 20 | 20 |
| | 2 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 |
| n | 1 | 10 | 10 | 15 | 15 | 15 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |
| | 2 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 | 15 |
| r | 1 | 33 | 43 | 134 | 287 | 287 | 190 | 96 | 33 | 190 | 33 | 285 | 285 | 151 | 33 |
| | 2 | 32 | 39 | 186 | 215 | 215 | 215 | 286 | 39 | 215 | 32 | 215 | 215 | 132 | 32 |
| R | 1 | 190 | 190 | 300 | 300 | 287 | 190 | 190 | 190 | 190 | 190 | 285 | 285 | 190 | 190 |
| | 2 | 215 | 215 | 225 | 225 | 215 | 215 | 287 | 215 | 215 | 215 | 215 | 215 | 215 | 215 |
| $r_a$ | 1 | 41 | 41 | 74 | 43 | 287 | 82 | 99 | 74 | 190 | 58 | 61 | 285 | 160 | 41 |
| | 2 | 42 | 42 | 75 | 32 | 215 | 71 | 90 | 71 | 190 | 61 | 32 | 32 | 138 | 42 |
| A | 1 | 4,7 | 3,9 | 4,1 | 7,0 | 1 | 2,3 | 1,9 | 2,6 | 1,0 | 3,3 | 4,7 | 1,0 | 1,2 | 4,7 |
| | 2 | 5,2 | 5,1 | 3,0 | 7,0 | 1,0 | 3,0 | 3,2 | 3,0 | 1,1 | 3,5 | 6,7 | 6,7 | 1,6 | 5,1 |
| D | 1 | 325 | 303 | 43 | 10 | 9 | 46 | 26 | 17 | 9 | 24 | 14 | 9 | 18 | 313 |
| | 2 | 323 | 304 | 44 | 10 | 9 | 46 | 28 | 18 | 9 | 24 | 35 | 357 | 20 | 313 |
| Mean | 1 | 0,011 | −0,345 | −0,746 | −0,033 | −0,051 | −0,140 | −0,432 | −0,318 | −0,391 | −0,404 | −0,044 | −0,345 | −0,209 | −0,155 |
| | 2 | 0,057 | −0,393 | −0,639 | 0,253 | −0,667 | −0,110 | −0,322 | −0,197 | −0,495 | −0,290 | 0,200 | −0,529 | −0,208 | −0,168 |
| Root Mean Square | 1 | 6,9 | 7,3 | 18,0 | 20,7 | 20,6 | 7,6 | 11,1 | 16,3 | 20,5 | 12,9 | 15,0 | 20,5 | 8,1 | 9,6 |
| | 2 | 6,8 | 7,6 | 18,1 | 20,5 | 20,6 | 7,6 | 11,2 | 16,1 | 20,4 | 12,8 | 15,2 | 20,9 | 8,2 | 9,6 |
| Average Standard Error | 1 | 8,9 | 8,2 | 17,7 | 18,5 | 18,2 | 8,2 | 12,6 | 18,2 | 20,3 | 14,8 | 14,4 | 20,2 | 8,3 | 9,4 |
| | 2 | 8,6 | 7,9 | 18,0 | 18,7 | 18,7 | 8,1 | 12,0 | 18,0 | 20,1 | 14,4 | 14,7 | 20,9 | 8,2 | 9,2 |
| Mean Standardized | 1 | 0,004 | −0,027 | −0,037 | −0,002 | −0,002 | −0,016 | −0,029 | −0,014 | −0,018 | −0,023 | −0,005 | −0,016 | −0,020 | −0,014 |
| | 2 | 0,010 | −0,030 | −0,030 | 0,014 | −0,035 | −0,013 | −0,020 | −0,008 | −0,023 | −0,015 | 0,011 | −0,020 | −0,022 | −0,016 |
| Root Mean Square Standardized | 1 | 0,788 | 0,879 | 1,024 | 1,114 | 1,130 | 0,935 | 0,886 | 0,912 | 1,013 | 0,889 | 1,051 | 1,013 | 0,973 | 1,013 |
| | 2 | 0,807 | 0,940 | 1,01 | 1,09 | 1,010 | 0,938 | 0,935 | 0,915 | 1,016 | 0,906 | 1,031 | 1,002 | 0,986 | 1,036 |

*Примечание.* L — размер лага, км; n — количество лагов; r — радиус влияния без учета влияния анизотропии, км; R — большой радиус влияния с учетом анизотропии, км; $r_a$ — малый радиус влияния с учетом анизотропии, км; A — фактор анизотропии; D — направление влияния (азимут), град; Mean — средняя ошибка интерполяции; Root Mean Square — среднеквадратичная ошибка интерполяции, мм; Average Standard Error — средняя стандартная ошибка, мм; Mean Standardized — средняя нормированная ошибка; Root Mean Square Standardized — среднеквадратичная нормированная ошибка.

существование анизотропии делает необходимым ее учет при построении автокорреляционных функций. Форма и размер области коррелирующих точечных наблюдений как параметры эмпирической вариограммы должны определяться на основе понимания пространственной корреляции набора данных. Вместе с тем, фактор анизотропии колеблется от 1 до 7. Наиболее изотропно (фактор анизотропии равен 1) поле суточных сумм осадков на рассматриваемой территории в тех случаях, когда выпадение осадков охватывает большие площади, как, например, 20 июня 2002 г. или 6 сентября 2003 г. Изотропия в таких ситуациях служит сопутствующим свойством осадков. Однако, несмотря на то, что в указанные даты наблюдалось синхронное увеличение стока на значительной части водосбора Кубани, этот показатель отражает паводковую ситуацию лишь в сочетании с данными о количестве осадков.

Весьма показательным является расчет направления влияния (табл. 2), иначе говоря, вектора наибольшей корреляции. Длинная ось «анизотропного» эллипса, совпадающая с вектором автокорреляции, в подавляющем большинстве рассмотренных случаев и независимо от входящих параметров моделей ориентирована на СЗЗ, С, ССВ, т.е. имеет субмеридиональное простирание. Из этого следует, что автокорреляция в поле сильных осадков, как правило, усиливается в меридиональном направлении, и ослаблена в широтном направлении, т.е. вдоль траектории движения циклонов и главных влагонесущих потоков. Такое направленное действие автокорреляции может объясняться доминирующей ориентацией фронтальных разделов и структурой циркуляционных процессов при выпадении сильных осадков.

Для субмеридионально вытянутых водосборов в левобережье Кубани обнаруженное свойство статистической структуры поля осадков выступает фактором, объективно ослабляющим связанность паводковых явлений внутри бассейна Кубани в целом. Теоретически, при субширотном направлении вектора наибольшей автокорреляции паводковые явления должны иметь бóльшую связанность внутри бассейна Кубани, однако среди рассмотренных случаев такого выраженного широтного влияния не наблюдалось (табл. 2).

*Выводы.* Выделим результаты, относящиеся к методическим и географическим аспектам работы.

1. Среди геостатистических методов интерполяции стохастического явления — атмосферных осадков малых временных разрешений — предпочтительность использования кригинга вызвана заложенными возможностями построения вариограммы (автокорреляционной функции), оценки ошибок интерполяции и гибкостью модели в целом. Особый интерес с позиции генерации геополей вызывает анализ вариограмм/ковариации, дающий представление о свойствах пространственной корреляции суточных величин осадков.
2. На результаты моделирования и интерпретацию построенных полей осадков существенно влияют входные параметры модели, в частности, характер тренда, выбор размера лага, учет анизотропии и др. Расчет радиусов пространственной корреляции осадков — одного из наиболее информативных показателей при объяснении флуктуаций речного стока — весьма чувствителен к размерам лага.
3. Детерминистическая составляющая пространственной изменчивости суточных осадков — региональный тренд — моделируется полиномом второй степени. Действие тренда по масштабам сопоставимо с синоптическими процессами, которыми и следует объяснять наличие неслучайной составляющей в осадках малых временных разрешений. Климатические составляющие тренда (широтная зональность, фактор континентальности) могут быть обнаружены на исследуемой территории при больших временных осреднениях осадков.
4. Статистической структуре полей осадков в предпаводочный период наряду с трендом свойственны значительные радиусы корреляции (от 30 до 300 км) и колебания фактора анизотропии. По материалам рассмотренных паводков обнаружено, что автокорреляция в поле паводкообразующих осадков, как правило, усиливается в меридиональном направлении. Это определяется, по нашему мнению, преобладающей ориентацией фронтальных зон. Подобное направленное действие автокорреляции ослабляет связанность паводковых явлений между субмеридионально вытянутыми водосборами левобережья Кубани.
5. По данным геостатистического моделирования показана сопряженность полей осадков и пространственных флуктуаций стока в бассейне р. Кубани. Сопряженность вы-

ражена не только в пространственном соответствии областей паводков и повышенных осадков, но и в статистических свойствах поля осадков — радиусах корреляции и параметрах анизотропии, определяющих пределы развития паводковых явлений.

В частных водосборах бассейна Кубани речной сток реагирует на обильные дожди через несколько часов. На крупных реках бассейна Кубани с учетом времени распространения паводковой волны этот период возрастает. Анализ сопряженности пространственных флуктуаций осадков и стока геостатистическими методами показывает принципиальную возможность прогнозного моделирования паводковой ситуации. Главное условие такого моделирования — обеспечение оперативной осадкомерной информацией (в режиме реального времени) по данным имеющейся гидрометеорологической сети.

### *Литература*


1. *Кузин П. С.* Классификация рек и гидрологическое районирование СССР. Л.: Гидрометеоиздат, 1960. 455 с.
2. *Темникова Н. С.* Климат Северного Кавказа и прилежащих степей. Л.: Гидрометеоиздат, 1959. 368 с.
3. Справочник по климату СССР. Л.: Гидрометеоиздат, 1968. Вып. 13. Ч. IV. 356 с.
4. *Алибегова Д. А., Элизбарашвили Э. Ш.* Статистическая структура атмосферных осадков в горных районах. Л.: Гидрометеоиздат, 1980. 136 с.
5. *Иванченко Т. Е., Панов В. Д.* Распределение атмосферных осадков на Большом Кавказе // Сб. работ Ростовской ГМО. 1980. Вып.18. С. 125–133.
6. *Погорелов А. В.* Снежный покров Большого Кавказа: Опыт пространственно-временного анализа. М.: Академкнига, 2002. 287 с.
7. Ресурсы поверхностных вод СССР. Т. 8. Северный Кавказ. Л.: Гидрометеоиздат, 1973. 447 с.
8. Ресурсы поверхностных вод СССР. Основные гидрологические характеристики. Т. 8. Северный Кавказ. Л.: Гидрометеоиздат, 1980. 300 с.
9. *Коровин А. В.* Географические закономерности стока рек Северного Кавказа / Кубанский гос. университет. Краснодар, 1980. 233 с. Деп. в ВИНИТИ, № 2065-80.
10. *Владимиров Л. А., Гигинейшвили Г. Н., Джавахишвили А. И., Закарашвили Н. Н.* Водный баланс Кавказа и его географические закономерности. Тбилиси, Мецниереба, 1991. 142 с.
11. *Лурье П. М.* Водные ресурсы и водный баланс Кавказа. СПб.: Гидрометеоиздат, 2002. 506 с.
12. *Мельникова Т. Н., Комлев А. М.* Водоносность рек Северо-Западного Кавказа. Майкоп: Качество, 2003. 132 с.
13. *Погорелов А. В., Ткаченко Ю. Ю., Киселев Е. Н., Брусило В. А.* Атмосферные осадки как фактор формирования катастрофического паводка в Краснодарском крае (опыт геостатистического анализа) // Экологический вестник научных центров Черноморского экономического сотрудничества. 2004. № 2. С. 77–86.
14. *Гандин Л. С., Каган Р. Л.* Статистические методы интерпретации метеорологических данных. Л.: Гидрометеоиздат, 1976. 360 с.
15. *Journel A. G., Huijbregts Ch. J.* Mining Geostatistics. London: Academic Press, 1978. 600 p.
16. *Isaaks E., Srivastava R. Mohan.* An Introduction to Applied Geostatistics. Oxford University Press, 1990. 561 p.
17. *Cressie N.* Statistics for spatial data. New-York: John Wiley & Sons, 1991. 900 p.
18. *Deutsch C., Journel A. G.* GSLIB. Geostatistical Software Library and User's Guide. Oxford University Press, 1998. 369 p.
19. *Clark I., Harper W.* Practical Geostatistics 2000. Ecosse North America, 2000. 342 p.
20. *Houlding S.* Practical Geostatistics: Modeling and Spatial Analysis. Springer-Verlag, 2000. 159 p.
21. *Джонстон К., Вер Хоеф Д. М., Криворучко К., Лукас Н.* ArcGIS Geostatistical Analyst. Руководство пользователя. ESRI. М.: DATA+, 2001. 278 с.


Статья поступила 5 апреля 2004 г.
Кубанский государственный университет
© Погорелов А. В., Ткаченко Ю. Ю., Киселев Е. Н., 2004