

УДК 551.55 (476-14)

А.А. Волчек¹, А.В. Гречаник²¹*д-р геогр. наук, проф., декан факультета инженерных систем и экологии
Брестского государственного технического университета*²*магистр геогр. наук, аспирант каф. географии и природопользования
Брестского государственного университета имени А.С. Пушкина
e-mail: Volchak@tyt.by; GrachanikA@tut.by***ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫЕ КОЛЕБАНИЯ
И ОЦЕНКА ОДНОРОДНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ
СРЕДНЕГОДОВОЙ СКОРОСТИ ВЕТРА ДЛЯ ТЕРРИТОРИИ БЕЛАРУСИ**

Приведены результаты анализа временных рядов среднегодовой скорости ветра на территории Беларуси по данным 49 метеорологических станций за период инструментальных наблюдений. Дана оценка пространственной однородности с помощью пространственно-корреляционных функций.

Введение

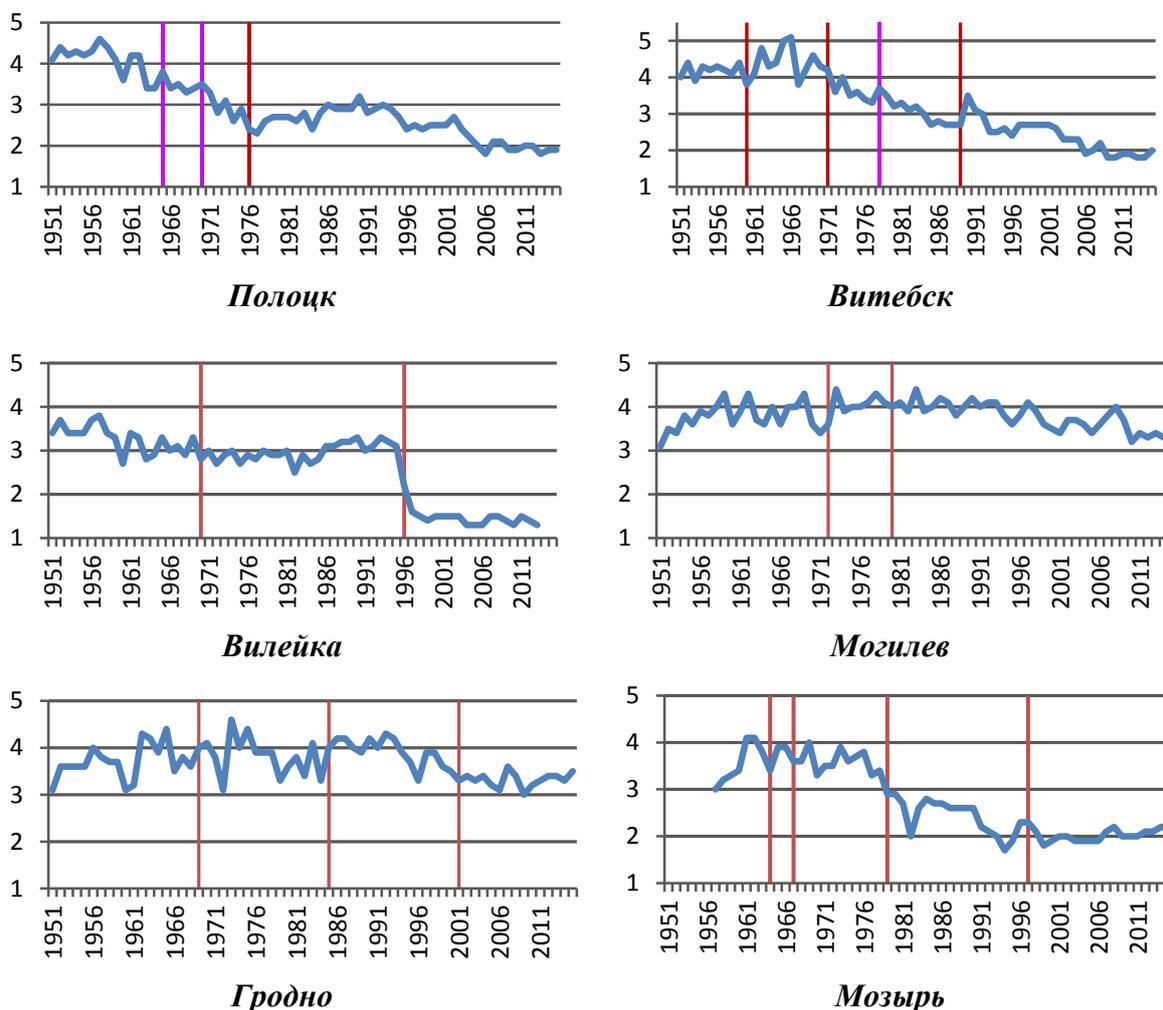
В связи с изменениями климата, происходящими в последние десятилетия, возросли требования к данным гидрометеорологических наблюдений, ведь именно качественные и однородные массивы данных являются необходимым условием для изучения причин и механизмов происходящих изменений. Главными требованиями к данным являются длительность и непрерывность наблюдений, однородность временных рядов метеорологических элементов. Установлено, что существенное влияние на однородность рядов скорости ветра оказывают такие факторы, как смена высоты установки ветроизмерительного прибора, изменение местоположения метеорологической площадки, изменение микроклимата метеоплощадки вследствие изменения характера окружающей местности (урбанизация, вырубка и насаждение леса и т.п.).

Вопросы выявления статистической неоднородности играют важную роль при оценке колебания климата, а также в различных прикладных метеорологических дисциплинах, в том числе при расчете прогноза погоды.

За время наблюдений за ветром на метеорологических станциях Беларуси происходили определенные изменения. Так, в 70-е гг. XX в. на станциях произошла смена ветроизмерительных приборов. На смену флюгерам Вильда пришли новые анеморумбометры. Ученые проводились исследования по сопоставимости результатов наблюдений, полученных с помощью флюгера и анеморумбометра. В работе Мещерской [1] показано, что результаты приведения разными методиками практически не отличаются для скоростей ветра до 14 м/с. Поскольку для территории Беларуси такие скорости ветра характерны только для сотых долей процентов и отмечаются только на отдельных метеорологических станциях, вопрос приведения скоростей флюгер – анеморумбометр теряет свою актуальность.

На протяжении многолетних наблюдений метеорологические станции и площадки неоднократно меняли свое местоположение (рисунок 1). Перенос станции в другое место фактически обрывает ряд наблюдений и начинает новый. Переносы пунктов наблюдений могут быть вызваны различными причинами, например, плотная городская застройка вблизи метеорологической площадки либо перенос в более характерный для данного региона пункт наблюдения. Перенос метеорологических наблюдений в сходную среду может не сказаться на однородности ряда, но при смене условий вероятность больших изменений существует [2].

Кроме того, одной из причин неоднородности ряда может служить и изменение степени защищенности метеорологической площадки вследствие урбанизации либо подрастания/спиливания близлежащих деревьев.



(вертикальная линия – год переноса метеорологической площадки)

Рисунок 1. – Хронологический ход среднегодовой скорости ветра по выборочным метеорологическим станциям Беларуси

Поля гидрометеорологических элементов являются крайне изменчивыми как в пространстве, так и во времени. При статистическом подходе поле скорости ветра можно рассматривать как случайное. При статистическом подходе рассматривается не индивидуальные свойства поля, а лишь его статистические характеристики, которые позволяют установить общие особенности, характерные для всего набора реализаций. Именно эти особенности называют статистической структурой случайного поля. Это позволяет по достаточно небольшому количеству данных судить о свойствах изучаемого элемента в пределах большой территории.

Целью данной работы является анализ однородности временных рядов скорости ветра осредненных за год за период инструментальных наблюдений на территории Республики Беларусь и его статистической структуры.

Материалы и методы исследования

Исходным материалом для проведения исследования явились данные многолетних инструментальных наблюдений за скоростью ветра на 49 метеорологических станциях Республиканского центра по гидрометеорологии, контролю радиоактивного загрязнения и мониторингу окружающей среды за период 1966–2015 гг. Данные метеорологические станции работают по программе станций II разряда, измерения скорости ветра осуществляется по стандартной методике. Также в работе использованы данные Справочников по климату СССР за период 1951–1965 гг. [3; 4].

Для гидрометеорологических исследований недостаточность выборок является наиболее серьезным моментом, сдерживающим исследования статистической структуры случайного поля.

Для анализа однородности рядов скорости ветра нами использован способ объединения значений конкретных среднегодовых значений в одну выборку. В настоящей работе использован один из методов проверки однородности – метод годовых точек. Суть метода состоит в построении эмпирической кривой обеспеченности по совокупности, полученной при объединении статистически однородных независимых временных рядов скорости ветра V во множестве пунктов наблюдений $V_{n_1}, V_{n_2}, \dots, V_{n_m}$ в единый пространственно-временной ряд V_1, V_2, \dots, V_N ($N = n_1 + n_2 + \dots + n_m$), где n_1, n_2, \dots, n_m – продолжительность периодов наблюдений на множестве метеорологических станций m .

Используемый метод позволяет привлечь к статистической обработке значительный по объему исходный материал. Полученные предлагаемым методом кривые распределения и их статистические моменты должны быть репрезентативными для значительных по размерам территорий во времени.

Первый этап анализа – исследование отобранных рядов скорости ветра. В статистическом смысле подобная задача адекватна задаче проверки «нуль-гипотезы» и сводится к доказательству принадлежности отдельных выборок к одной генеральной совокупности объединенных рядов. Положительный исход проверки «нуль-гипотезы» для объединяемых выборок позволяет формировать одну квазистационарно однородную совокупность, являющуюся отражением физического существа процесса формирования поля скорости ветра и обладающую большей информативностью, чем каждый из объединенных рядов [5].

Если на изучаемой территории расположено j ($j = 1, \dots, k$) метеорологических станций, имеющих продолжительность наблюдений за режимом ветра i ($i = 1, \dots, N$) лет, то совокупность всех средних многолетних значений скорости ветра j -х лет есть матрица $\|V_{nk}\|$ и соответствующие ей матрицы дисперсий S_{ij}^2 и степеней свободы $f_{ij} = n_{ij} - 1$, где n_{ij} – объем соответствующей выборки: $\|S_k^2\|$ и $\|f_k\|$.

Второй этап проверки однородности объединяемых рядов заключается в использовании критерия Колмогорова на базе предложенного Г.А. Алексеевым приема сравнения частных кривых обеспеченности с объединенной кривой. В данном случае в качестве заданного (теоретического) закона распределения выступает кривая обеспеченности объединенного ряда, построенная без участия параметров, определенных по сравниваемой с ней выборке. Это значит, что мера расхождения между указанными кривыми подчиняется теоретическому распределению критерия [6].

Алгоритм проверки однородности рядов следующий:

1) единый пространственно-временной ряд ранжируется в убывающем порядке и определяется обеспеченность S -го элемента истинной кривой обеспеченности;

2) сравнивается обеспеченность каждого элемента индивидуальных выборок $P_{\text{э}}$ с теоретической обеспеченностью P_T , которые рассчитываются так:

$$P_{\text{э}} = \frac{j}{n_j + 1}, \quad P_T = \frac{S}{m + 1},$$

где j – порядковый номер элемента эмпирической кривой; S – порядковый номер элемента в ранжированной выборке объединенного ряда; m – общий объем выборки;

3) определяется наибольшая мера расхождения между теоретической и эмпирической обеспеченностями $D_{\text{max}} = |P_{\text{э}} - P_T|$;

4) рассчитывается критерий расхождений $\lambda = D_{\text{max}} \sqrt{n_i}$ и сравнивается с критическим значением $\lambda_{\text{кр}}$, найденным предварительно по теоретическому распределению критерия $P(\lambda)$ для уровня значимости $\alpha_{\text{кр}} = 5\%$;

5) после проверки всех индивидуальных рядов отбракованные выборки исключаются из объединенной совокупности и процедура проверки повторяется до исключения всех неоднородных выборок;

б) полученная совокупность считается однородной и методом моментов оцениваются ее параметры.

Использование данного метода позволяет решить задачу сравнения выборочных средних и тем самым выделять статистически однородные (на некотором уровне значимости) ряды характеристик скорости ветра рассматриваемой территории при статистически обоснованных параметрах масштабности явления. Преимущество этого подхода заключается в использовании несинхронных рядов наблюдений с различным числом лет.

Для исследования пространственно-временных колебаний необходимо наличие однородного и изотропного поля. Исходя из этого проводится предварительное районирование территории и оценивается статистическая структура поля. Поле скорости ветра, как правило, не является однородным и изотропным.

Для обеспечения условия изотропности поля наряду с равенством дисперсий рядов наблюдений следует доказать зависимость корреляций только от расстояний. При густой метеорологической сети это условие можно проверить путем сравнения пространственных корреляционных функций, построенных по данным наблюдений на станциях, имеющих взаимное расположение.

При оценке изотропности поля можно использовать приемы, связанные с анализом пространственной корреляционной функции, построенной по данным всего поля.

Оценка статистической однородности пространственно-корреляционной функции осуществлялась по методу Г.А. Алексеева [7]. Эмпирические зависимости $R = f(\rho)$ обычно получают при осреднении коэффициентов корреляции по принятым градациям расстояний. Этот прием справедлив для однородной и изотропной пространственной корреляционной функции, когда отклонения парных коэффициентов корреляции от средних $R = f(\rho)$ объясняется случайными флуктуациями выборочных коэффициентов корреляции. При вычислении корреляционной функции по выборочным данным получают не истинное значение корреляционной функции, а лишь ее оценку R . Эта оценка может характеризовать генеральное значение корреляционной функции в некотором доверительном интервале, величина которого зависит от вида эмпирического закона распределения коэффициентов корреляции.

Аппроксимация пространственной корреляционной функции осуществляется зависимостью:

$$R(\rho) = R(0) + \alpha \cdot \rho. \quad (1)$$

Довольно сложной задачей является установление закона распределения эмпирических коэффициентов корреляции, поэтому обычно используют преобразование Фишера:

$$Z_{jk} = \frac{1}{2} \cdot \ln \left(\frac{1 + \bar{R}(\rho_{jk})}{1 - \bar{R}(\rho_{jk})} \right) + \frac{\bar{R}(\rho_{jk})}{2 \cdot (N_{jk} - 1)}, \quad (2)$$

где $\bar{R}(\rho_{jk})$ – коэффициенты корреляции, снятые с теоретической (откорректированной) корреляционной функции; N_{jk} – число пар наблюдений, по которым вычислены коэффициенты корреляций.

В этом случае распределение Z даже при небольшом числе совместных лет наблюдений и высоких коэффициентах корреляции дает хорошие результаты. Поскольку величина Z в результате преобразования R по (2) распределена по нормальному закону, то с доверительной вероятностью $(1 - p)$ для нас справедлива оценка:

$$\bar{Z}(\rho_{jk}) - t_{1-p} \cdot \sigma_{Zjk} < \bar{Z}_{jk} < \bar{Z}(\rho_{jk}) + t_{1-p} \cdot \sigma_{Zjk}, \quad (3)$$

где $t_{1-p} = (Z_{jk} - Z(\rho_{jk})) / \sigma_{Zjk}$ – квантиль нормального распределения при заданной доверительной вероятности $1-p$; $\sigma_{Zjk} = 1 / \sqrt{N_{jk} - 1}$ – средние квадратические отклонения вспомогательных величин Z_{jk} от их условных средних значений.

Необходимым и практически достаточным условием однородности корреляционной функции в пределах рассматриваемого района является выполнение неравенства $|Z_{jk} - \bar{Z}(\rho_{jk})| \geq \sigma_{Zjk} \approx 31,7\%$ или $2 \cdot \sigma_{Zjk} \approx 4,6\%$ (где 31,7 и 4,6% – соответственно число случаев от общего числа эмпирических значений). При больших расхождениях между теоретическими и эмпирическими вероятностями «нулевая» гипотеза отвергается и признается альтернативная гипотеза «неоднородности» эмпирической пространственной корреляционной функции. В этом случае исходное поле рассматриваемого элемента должно быть уменьшено. Проверка однородности при этом повторяется.

Результаты их обсуждения

Анализ однородности статистической структуры поля скорости ветра на территории Беларуси выполнен по данным 49 метеорологических станций, работающих по программе станций II разряда.

Проведенный по вышеописанной методике анализ показал, что 15 метеорологических станций (Брест, Ганцевичи, Ивацевичи, Василевичи, Житковичи, Березино, Вилейка, Колодищи, Нарочь, Столбцы, Кличев, Березинский заповедник, Верхнедвинск, Лепель, Лынтупы) выпадают из общей статистической структуры поля ветра на территории Беларуси (таблица 1). Эти метеостанции не вписываются по тем или иным причинам в общую структуру формирования ветрового режима на рассматриваемой территории и их необходимо исключить из рассматриваемой совокупности данных. После выбраковки отмеченных временных рядов статистическую структуру поля среднегодовой скорости ветра можно признать однородной.

Таблица 1. – Результаты статистического анализа временных рядов среднегодовой скорости ветра на территории Беларуси

№ п/п	Метеорологическая станция	Годы наблюдений	P_{Σ}	P_T	D_{\max}	λ	$P(\lambda)$	$\lambda_{кр}$
1	Барановичи	1951–2015	0,0152	0,0127	0,0025	0,0202	–	–
2	Брест	1951–2015	0,0152	0,1916	0,1764	1,4222	0,9650	0,0350
3	Высокое	1952–2015	0,0154	0,0302	0,0148	0,1184	–	–
4	Ганцевичи	1951–2013	0,0156	0,2752	0,2596	2,0605	0,9993	0,0007
5	Ивацевичи	1951–2013	0,0156	0,1550	0,1394	1,1065	0,8273	0,1727
6	Пинск	1951–2015	0,0152	0,0027	0,0125	0,1008	–	–
7	Полесская, болотная	1951–1965; 1977–2015	0,0182	0,0312	0,013	0,0955	–	–
8	Пружаны	1951–2013	0,0156	0,0698	0,0542	0,4302	0,0074	0,9926
9	Брагин	1951–2013	0,0156	0,0701	0,0545	0,4326	0,0080	0,9920
10	Василевичи	1951–2015	0,0152	0,2373	0,2221	1,7906	0,9967	0,0033
11	Гомель	1951–2015	0,0152	0,0007	0,0145	0,1169	–	–
12	Житковичи	1951–2015	0,0152	0,2805	0,2653	2,1389	0,9997	0,0003
13	Жлобин	1951–2015	0,0154	0,0450	0,0296	0,2368	–	–
14	Лельчицы	1951–2013	0,0159	0,0309	0,015	0,1181	–	–
15	Мозырь	1957–2015	0,0167	0,0711	0,0544	0,4179	0,0052	0,9948
16	Октябрь	1985–2015	0,0170	0,0960	0,076	0,5788	0,1090	0,8910
17	Чечерск	1951–2003; 2003–2013	0,0196	0,0718	0,0522	0,3691	0,0008	0,9992
18	Волковыск	1951–2015	0,0152	0,0188	0,0036	0,0290	–	–
19	Гродно	1951–2015	0,0152	0,0074	0,0078	0,0629	–	–
20	Лида	1951–2015	0,0152	0,0201	0,0049	0,0395	–	–
21	Новогрудок	1953–2015	0,0156	0,0047	0,0109	0,0865	–	–
22	Ошмяны	1963–2015	0,0185	0,0215	0,003	0,0218	–	–
23	Березино	1951–2015	0,0152	0,1785	0,1633	1,3166	0,9310	0,0690
24	Борисов	1951–2015	0,0152	0,0812	0,066	0,5321	0,0604	0,9396
25	Вилейка	1951–2013	0,0156	0,1805	0,1649	1,3089	0,9350	0,065
26	Воложин	1951–2015	0,0152	0,0154	0,0002	0,0016	–	–
27	Колодищи	1982–2012	0,0357	0,4003	0,3646	1,8945	0,9984	0,0016
28	Марына Горка	1951–2015	0,0152	0,0037	0,0115	0,0927	–	–
29	Минск	1951–2015	0,0152	0,0101	0,0051	0,0411	–	–
30	Нарочь, озерная	1961–1968; 1976–1986; 2000–2015	0,0303	0,4617	0,4314	2,4407	0,9999	0,0001
31	Слуцк	1951–2015	0,0152	0,0161	0,0009	0,0073	–	–
32	Столбцы	1968–2015	0,0208	0,1480	0,1272	0,8720	0,56750	0,4325
33	Бобруйск	1951–2015	0,0152	0,0144	0,0008	0,0065	–	–
34	Горки	1951–2015	0,0152	0,0010	0,0142	0,1145	–	–
35	Кличев	1959–2015	0,0172	0,1738	0,1566	1,1823	0,8779	0,1221
36	Костюковичи	1951–2015	0,0152	0,0151	0,0001	0,0008	–	–
37	Могилев	1951–2015	0,0152	0,0225	0,0073	0,0589	–	–
38	Славгород	1951–2015	0,0159	0,0232	0,0073	0,0575	–	–
39	Березинский заповедник	1979–2015	0,0263	0,1852	0,1589	0,9666	0,6924	0,3076
40	Верхнедвинск	1951–2015	0,0156	0,2651	0,2495	1,9803	0,9992	0,0008
41	Витебск	1951–2015	0,0152	0,0003	0,0149	0,1201	–	–
42	Докшицы	1951–2013	0,0159	0,0017	0,0142	0,1118	–	–
43	Езерище	1956–2015	0,0164	0,0614	0,045	0,3486	0,0003	0,9997

Окончание таблицы

44	Лепель	1951–2015	0,0152	0,3594	0,3442	2,7750	0,9999	0,0001
45	Лынтупы	1951–2015	0,0152	0,2275	0,2123	1,7116	0,9943	0,0057
46	Орша	1951–2015	0,0152	0,0396	0,0244	0,1967	–	–
47	Полоцк	1951–2015	0,0152	0,0114	0,0038	0,0306	–	–
48	Сенно	1951–2015	0,0152	0,0117	0,0035	0,0282	–	–
49	Шарковщина	1951–2015	0,0152	0,0024	0,0128	0,1032	–	–

В связи с тем, что временные ряды имеют ограниченную длину, а различия критического значения $\lambda_{кр}$ находятся в пределах ошибки, то, приняв уровень значимости согласно рекомендациям [8], можно принять $\lambda_{кр}=1,36$ при $\alpha_{кр}=5\%$. В этом случае в концепцию однородности статистической структуры поля среднегодовой скорости ветра вписываются еще 6 метеостанций: Ивацевичи, Березино, Вилейка, Столбцы, Кличев, Березинский заповедник.

Как показал анализ, статистическая структура поля среднегодовой скорости ветра при исключении выше отмеченных метеостанций является однородной. Исключенные временные ряды, как правило, отличаются невысокими среднегодовыми скоростями ветра и расположены не в типичных местах и т.д.

С учетом того, что скорость ветра – динамичная характеристика, исходные выборки, являющиеся количественным отражением конкретного поля ветра, статистически однородны лишь на некотором временном интервале и для ограниченной по размерам территории.

Далее приведены результаты анализа статистической структуры поля скорости ветра, выполненного по единой методике с учетом общности территории, интервала осреднения и расчетного периода.

Анализ пространственно-корреляционных функций (ПКФ) поля скорости ветра выполнен как для территории республики в целом, так и для отдельных физико-географических провинций, выделяемых согласно европейской десятичной системе районирования. Проведенный анализ показал, что в целом для территории Беларуси поле скорости ветра описывается линейной моделью, а именно:

$$R(\rho) = 0,777 - 0,0004 \cdot \rho.$$

Коэффициент корреляции полученного уравнения $r = 0,193$, что больше критического при $\alpha = 5\%$ равного $r_{кр} = 0,062$. Как показал анализ, статистическая структура поля среднегодовой скорости ветра для территории Беларуси в целом является неоднородной (рисунок 2).

При дифференциации территории ПКФ являются однородными для Восточно-Белорусской провинции, а также для Белорусской Поозерской провинции при исключении данных метеорологической станции Лынтупы. Как было отмечено выше, метеостанция Лынтупы также не вписывается в статистическую структуру поля скоростей ветра. Однородность статистической структуры поля среднегодовой скорости ветра на данных территориях обусловлена сравнительно небольшими размерами и однородностью ландшафтов, господствующим переносом воздушных масс. Западно-Белорусская, Предполеская и Полеская провинции характеризуются неоднородным полем, что связано с большой протяженностью территории и ее физико-географическими особенностями. Так, для Западно-Белорусской провинции характерна большая расчлененность рельефа (возвышенности Белорусской гряды чередуются с долинами рек). Предполеская и Полеская провинции протянулись с запада на восток через всю Беларусь. Однородность поля ветра данных провинций увеличивается, если исключить данные

метеорологических станций, расположенных на западе: для Полесья – Высокое и Брест, для Предполесья – Ивацевичи и Пружаны. Как отмечалось ранее, метеостанции Брест и Ивацевичи также не вписываются в статистическую структуру поля скоростей ветра.

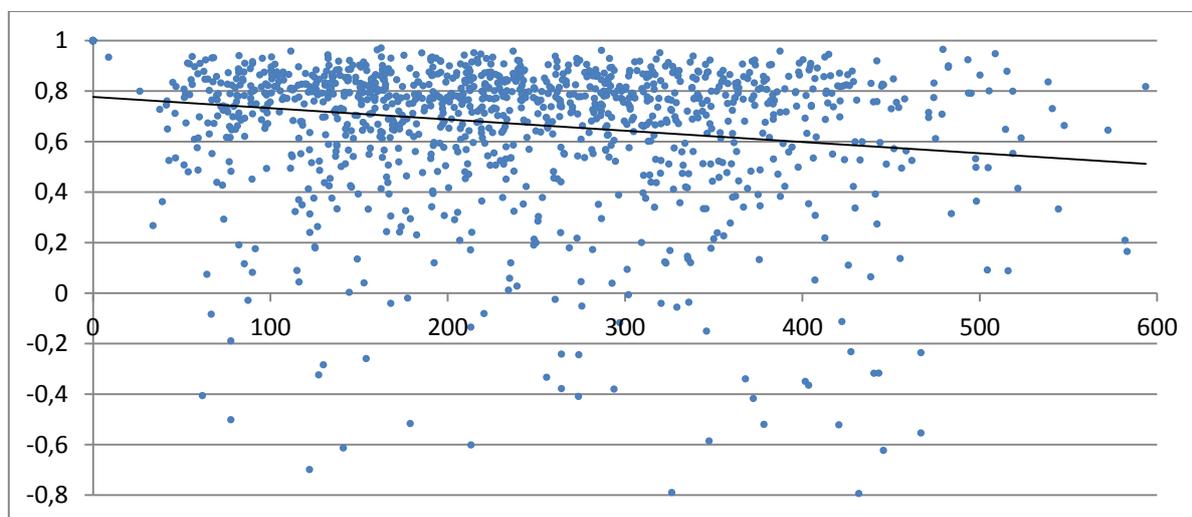


Рисунок 2. – Пространственно-корреляционная функция среднегодовой скорости ветра на территории Беларуси

Заклучение

Анализ общей статистической структуры поля ветра на территории Беларуси показал, что 15 метеорологических станций не вписываются по тем или иным причинам в общую структуру формирования ветрового режима на рассматриваемой территории и их необходимо исключить из рассматриваемой совокупности данных.

Анализ пространственно-корреляционных функций показал, что статистическая структура поля среднегодовой скорости ветра для территории Беларуси в целом является неоднородной. При дифференцированном анализе выделены две однородные физико-географические провинции: Восточно-Белорусская и Белорусское Поозерье, – отличающиеся небольшими размерами и однородным ландшафтом. Западно-Белорусская, Предполесская и Полесская провинции имеют неоднородную статистическую структуру поля среднегодовой скорости ветра.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Изменение скорости ветра на севере России во второй половине XX века по приземным и аэрологическим данным / А. В. Мещерская [и др.] // Метеорология и гидрология. – 2006. – № 9. – С. 46–58.

2. Селютин, В. С. Построение однородных рядов данных основных метеорологических величин для территории Брянской области / В. С. Селютин // Вестн. Брянск. гос. ун-та. – 2012. – № 4 (2). – С. 213–219.

3. Справочник по климату СССР : в 34 вып. / Гл. упр. гидрометеорол. службы при Совете Министров СССР. – М. : Гидрометеиздат, Моск. отд-ние. – 1975. – Вып. 7 : Белорусская ССР : в 6 ч. – Ч. 3 : Метеорологические данные за отдельные годы в 2 т. – Т. 2 : Скорость ветра. – 473 с.

4. Справочник по климату СССР : в 34 вып. / Гл. упр. гидрометеорол. службы при Совете Министров СССР. – М. : Гидрометеиздат, Моск. отд-ние. – 1975. – Вып. 7 :

Белорусская ССР : в 6 ч. – Ч. 3 : Метеорологические данные за отдельные годы : в 2 т. – Т. 1 : Направление ветра. – 593 с.

5. Логинов, В. Ф. Водный баланс речных водосборов Беларуси / В. Ф. Логинов, А. А. Волчек. – Минск : Топник, 2006. – 160 с.

6. Исследование и расчеты речного стока / под ред. В. Д. Быкова. – М. : МГУ, 1981. – 228 с.

7. Алексеев, Г. А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей / Г. А. Алексеев. – Л. : Гидрометеоздат, 1971. – 363 с.

8. Егорова, Ю. Б. Проверка гипотезы о нормальном законе распределения : метод. указания к практ. занятиям по дисциплине «Математическая статистика» / Ю. Б. Егорова, И. М. Мамонов. – М. : МАТИ, 2008. – 20 с.

Рукапіс паступіў у рэдакцыю 25.01.2019

Volchak A.A., Grechanik A.V. Spatio-Temporal Fluctuations and Assessment of the Homogeneity of the Time Series of the Average Annual Wind Speed for the Territory of Belarus

The results of the analysis of the time series of the average annual wind speed on the territory of Belarus based on data from 49 meteorological stations for the period of instrumental observations are given, as well as an assessment of spatial homogeneity using spatial correlation functions.