

ОБ ОДНОЙ ВОЗМОЖНОСТИ ВЕРОЯТНОСТНОЙ ИНТЕРПРЕТАЦИИ КАТЕГОРИЧЕСКИХ ПРОГНОЗОВ НАПРАВЛЕНИЯ ВЕТРА НА ОСНОВЕ ДИСТРИБУТИВНОГО ПОДХОДА

канд. техн. наук В.Г.ДМИТРИЕВ

ГНЦ РФ Арктический и антарктический научно-исследовательский институт, г. Санкт-Петербург, e-mail: v_dmitriev@aari.nw.ru

В статье рассматривается возможность вероятностной интерпретации и оценки достоверности прогностических направлений ветра на основе дистрибутивного подхода. Критерий оценки представляет собой вероятностную характеристику, позволяющую использовать ее в оптимизационных методах принятия решений на основе прогностических данных. Дистрибутивный подход дает возможность перевода категорической формы прогноза в вероятностный вид, при этом создаются условия для наглядного представления и визуализации вероятных направлений ветра для данного категорического прогноза. Предложенный подход предоставляет широкие возможности для детального анализа точности индивидуальных прогнозов для различных условий. Показано, что для целого ряда индивидуальных прогнозов направления ветра распределение фактических данных мультимодально. Для аппроксимации закона распределения использовано модифицированное распределение Мизеса. Все расчеты выполнены на основе фактических данных.

Ключевые слова: категорический прогноз, вероятностная интерпретация, направление ветра, дистрибутивный подход.

ВВЕДЕНИЕ

Вероятностная интерпретация категорических прогнозов представляет определенный интерес как для принятия управленческих решений, так и для оценки достоверности прогностических значений.

«Классический» способ вероятностной интерпретации категорических прогнозов основан на концепции «статистики результатов модели Model Output Statistics (MOS)» и состоит в построении матриц сопряженности для прогностических и фактических градаций параметров погоды, что отвечает традиционной форме составления прогнозов [1, 9].

Известно, что в соответствии с действующим в настоящее время Наставлением по краткосрочным прогнозам погоды общего назначения [7] «при оценке оправдываемости прогноза ветра направление ветра не оценивают». В то же время оценка достоверности прогностических направлений ветра чрезвычайно важна для планирования действий, особенно в случаях аварийных ситуаций, например связанных с распространением опасных летучих веществ. Кроме того, анализ качества прогнозов направлений ветра позволил бы критически отнестись к применяемым прогностическим методикам.

Критерии оценки прогнозов направления ветра, приведенные в [4, 6], а именно: средняя абсолютная ошибка, систематическая ошибка и оправдываемость — с практической точки зрения не достаточно информативны, поскольку не учитывают характер распределения фактического направления ветра при известных прогностических данных.

С теоретической точки зрения направление ветра как величина не представляет исключения в смысле вероятностно-статистической интерпретации (если рассматривать условные распределения при выбранных ограничениях на скорость).

Как будет показано в настоящей работе, дистрибутивный подход к вероятностной интерпретации категорических прогнозов, интенсивно развивающийся в последние десятилетия [11], предоставляет адекватный инструментарий для применения оптимизационных методов принятия решений на основе прогноза и оценивания достоверности как индивидуальных прогнозов направлений ветра, так и прогнозов в целом.

Приведенные ниже результаты расчетов и выводы основаны на фактических данных и предназначены для иллюстрации и подтверждения правомочности применения дистрибутивного подхода к оценке индивидуальных категорических прогнозов направления ветра (по пункту).

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Будем исходить из того, что выполняется регулярная процедура составления прогнозов направлений ветра, причем число различных вариантов прогноза ограничено и фиксировано. Это предположение полностью соответствует порядку составления прогнозов погоды общего назначения [7].

Введем некоторые обозначения. Пусть $P_i = [r, s]$ – i -ая фаза многофазового прогноза направления ветра (в терминологии [8]) для фиксированного района и срока действия прогноза, $i = 1, 2, \dots, n$, n – число различных прогностических фаз.

Обозначим через φ_i^j – j -ое наблюдение фактического направления ветра при i -ом прогнозе. Совокупность $\Phi_i = \{\varphi_i^j\}_{j=1,2,\dots,J_i}$ представляет собой множество фактических направлений ветра, наблюдаемых для всех случаев (J_i) составления прогноза P_i . Очевидно, что множество Φ_i полностью характеризует точностные свойства прогноза P_i .

Под задачей вероятностной интерпретации и оценки успешности индивидуального прогноза P_i в данной работе будет пониматься задача оценки вероятности попадания p_i фактических направлений ветра в прогностический интервал P_i . Такая оценка, основанная на архивных данных и представляющая собой апостериорную оценку точности прогноза P_i , может, в предположении устойчивости внешних условий (климатической устойчивости, неизменности методики прогноза и т.п.), быть принята и в качестве априорной оценки успешности прогноза P_i . Заметим, что предложенная идеология оценки прогнозов направлений ветра в основном соответствует идеологии проверки качества прогнозов Центральной методической комиссии по гидрометеорологическим прогнозам Росгидромета.

Решение поставленной задачи позволяет получить точностную характеристику конкретного прогноза, поступающего потребителю для принятия управленческого решения. Вероятностная природа показателя успешности обеспечивает потребителю возможность применения алгоритмов статистической оптимизации при выборе решения.

При формировании множеств фактических наблюдений возможна и желательна, а в ряде случаев и необходима детализация по дополнительным критериям (например, по сезонам, срокам наблюдений, характеру синоптических ситуаций и т.п.). В первую очередь следует учитывать скорость ветра.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРЕДПОСЫЛКИ

При традиционном подходе к оценке успешности (оправдываемости) прогнозов в качестве приближенного значения величины p_i принимают повторяемость события $\varphi_i^j \in P_i$. При этом, как правило, рассчитывают усредненную повто-

ряемость по всем индивидуальным прогнозам при некоторых дополнительных условиях на идентификацию события $\varphi_i^j \in P_i$ и ограничениях по периоду осреднения (см. [7]). Однако, как хорошо известно, повторяемость (оправдываемость) не содержит информации о величине погрешности прогноза и представляет собой лишь некоторую качественную оценку, ориентированную на формирование субъективного доверия к прогнозу.

Применение дистрибутивного подхода к оценке величины p_i состоит в сравнении функции распределения F_i случайной величины φ_i (фактических значений направления ветра для индивидуального прогноза P_i) как наиболее информативной характеристики точностных свойств рассматриваемого индивидуального прогноза с функцией распределения прогностических данных. При наличии плотностей распределений сравнение может выполняться между плотностями (обозначим их f_φ и f_T , соответственно). По сути, функция F_i представляет собой непрерывный аналог строки матрицы сопряженности.

Далее для упрощения записей индекс i будет опускаться во всех случаях, не вызывающих неоднозначного толкования.

Точнее говоря, мерой оценки прогнозов в соответствии с концепцией критерия согласия А.Н.Колмогорова может служить функционал, характеризующий близость функций распределений. Как вариант, качество индивидуального прогноза может быть оценено величиной меры близости между плотностями распределений фактических наблюдений и декларированного категорического прогноза вне прогностического интервала

$$\rho(f_\varphi, f_T) = \int_{x \notin P} |f_\varphi(x) - f_T(x)| dx. \quad (1)$$

Такой подход соответствует представлениям о предсказуемости гидрометеорологических величин как о различии априорных и апостериорных распределений [10].

Обычно предполагается, что прогностические данные в случае интервального категорического прогноза $P = [r, s]$ равномерно распределены внутри прогностического интервала, следовательно, соответствующая плотность $f_T(x)$ имеет вид:

$$f_T(x) = \begin{cases} 0, & x \notin [r, s], \\ 1/(s-r), & x \in [r, s]. \end{cases} \quad (2)$$

Очевидно, что выражение (1) для функций $f_T(x)$ и (2) приобретает вид:

$$\rho(f_\varphi, f_T) = 1 - p,$$

где

$$p = \int_r^s f_\varphi(x) dx.$$

Другими словами, успешность категорического прогноза полностью определяется вероятностью попадания фактических данных в прогностический интервал (условной вероятностью попадания фактических данных в означенный интервал при условии данного прогноза).

Для описания распределений направлений ветра обычно применяют распределение Мизеса [5], плотность которого имеет вид:

$$f_M(\theta) = \frac{1}{2\pi J_0(k)} \exp[k \cos(\theta - \theta_0)],$$

где J_0 – функция Бесселя, k – параметр, θ_0 – мода, $\theta \in [0, 2\pi]$.

В настоящей работе для адекватного описания острых пиков была использована модификация распределения Мизеса:

$$f(\theta) = \frac{1}{\mu} \exp[k \cos(\theta - \theta_0)] \exp\{\exp[k \cos(\theta - \theta_0)]\},$$

где μ – нормирующий множитель.

Учитывая то обстоятельство, что условные распределения фактических направлений ветра могут быть многомодальными (что получило экспериментальное подтверждение, см. ниже), для описания искомого распределения F в настоящей работе применялось распределение с плотностью f_φ как взвешенная сумма локальных распределений:

$$f_\varphi(\theta) = \sum_{s=1}^S g_s f_s(\theta). \quad (3)$$

Здесь S – число мод распределения, f_s – s -ое модифицированное распределение Мизеса, $s = 1, 2, \dots, S$, g_s – весовой коэффициент ($g_s \geq 0, \sum g_s = 1$).

Функция (3), параметры которой определены на основе множества Φ фактических наблюдений для прогноза P , представляет собой вероятностную интерпретацию категорической формы этого прогноза. Другими словами, индивидуальному категорическому прогнозу P однозначно сопоставлено условное вероятностное распределение фактических значений направления ветра, которые могут иметь место при данном прогнозе. Тем самым объективизирована неопределенность, присущая категорическому прогнозу, что, вообще говоря, необходимо потребителю для принятия решений в случае зависимости результата от будущего состояния среды.

Таким образом, для прогноза направления ветра $P = [\theta_1, \theta_2]$ искомая оценка успешности p определяется по формуле

$$p = \int_{\theta_1}^{\theta_2} f_\varphi(\theta) d\theta. \quad (4)$$

Очевидно, что величина p неотрицательна и не превышает единицы, при этом чем ближе значение p к единице, тем точнее прогноз. Более подробно основные свойства показателя успешности p описаны в работе [3].

Для расчета успешности p индивидуального прогноза P необходимо найти оценки значений параметра k_s для каждого слагаемого в формуле (3), что может быть выполнено обычными методами на основе выборки Φ .

Заметим, что если ввести в рассмотрение случайную величину (индикатор индивидуального прогноза)

$$\eta = \begin{cases} 1, & \varphi \in P, \\ 0, & \varphi \notin P; \end{cases}$$

то, поскольку математическое ожидание $\bar{\eta}$ вычисляется по формуле

$$\bar{\eta} = \int_0^{2\pi} x f_\varphi(x) dx,$$

имеет место соотношение $\bar{\eta} = p$.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Для демонстрации возможностей применения формулы (4) к оценке прогнозов направления ветра были использованы суточные прогнозы по г. Мурманску и фактические наблюдения за период с 1 января 2005 г. по 30 сентября 2007 г.

Выбор фактических направлений ветра для индивидуальных прогнозов осуществлялся с учетом дополнительного ограничения на прогностическую скорость ветра, а именно в случаях прогноза «слабого» ветра (0–9 м/с) и «сильного» ветра (5–15 м/с).

Расчеты проводились для ежесуточных прогнозов на день и на ночь, в целом по всему периоду и отдельно для холодных и теплых сезонов (октябрь–март («зима»), апрель–сентябрь («лето»)).

АЛГОРИТМ РАСЧЕТОВ

Алгоритм расчетов статистических характеристик прогнозов и фактических данных состоял в следующем: из массива прогностических данных выбирались все случаи одинаковых прогнозов, и в случае, когда выборка имела репрезентативный объем, из массива фактических данных выбирались соответствующие срочные наблюдения. Таким образом, для ряда индивидуальных прогнозов формировались выборки фактических направлений ветра, имевших место при этих прогнозах (фактические данные). Прогнозы, встречающиеся достаточно редко, статистическому анализу не подвергались.

Число и значения мод определялись эмпирически на основе анализа соответствующих гистограмм, причем первые приближения мод определялись на основе взвешенных средних разрядов с наибольшими показателями частот. Для каждой моды формировалась локальная выборка, после чего стандартными методами максимального правдоподобия вычислялись значения параметра k_s и мод θ_0^s . Весовые коэффициенты g_s также определялись на основе метода максимального правдоподобия с учетом вклада локальных выборок в частотную характеристику всей выборки.

Полученные значения параметров подставлялись в формулу (3), проводился анализ соответствия модельной плотности эмпирическому распределению по критерию χ^2 и, в случае обеспечения 5-процентного уровня, по формуле (4) вычислялась вероятность p попадания фактических значений в прогнозируемый интервал (расширенный на $22,5^\circ$ в обе стороны от прогностических значений). Одновременно подсчитывалась повторяемость q таких попаданий по выборочным фактическим данным.

РЕЗУЛЬТАТЫ ЧИСЛЕННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

Всего было проведено более 80 экспериментальных расчетов по определению распределений $f_\varphi(\theta)$ для различных вариантов прогнозов. Результаты расчетов по срочным наблюдениям приведены в таблице. Все полученные результаты имеют исключительно экспериментальный, демонстрационный характер.

Здесь S – сезон, T – срок действия прогноза, W – ограничения на прогностическую скорость ветра (границы градаций, м/с), P – прогноз направления ветра (границы градаций, град.), H – срок наблюдения фактических значений, N – объем выборки, m – число мод, k_s – значения коэффициентов для локальных распределений (слагаемых формулы (3)), χ^2 – величина критерия согласия, p – расчетная вероятность попадания фактических данных в прогностический интервал, q – повторяемость попадания фактических данных в прогностический интервал.

На рис. 1 приводятся типичные примеры аппроксимации эмпирического распределения фактических данных распределением с плотностью (3). Рисунок показывает разнообразие уровня успешности разных индивидуальных прогнозов.

Рис. 2 демонстрирует трехмерное изображение распределения, представленного на рис. 1 а. Видно (см. также таблицу), что условное распределение фактических значений ветра при данном прогнозе может иметь несколько мод.

Рис. 1–2 демонстрируют вероятностную интерпретацию категорических прогнозов направлений ветра.

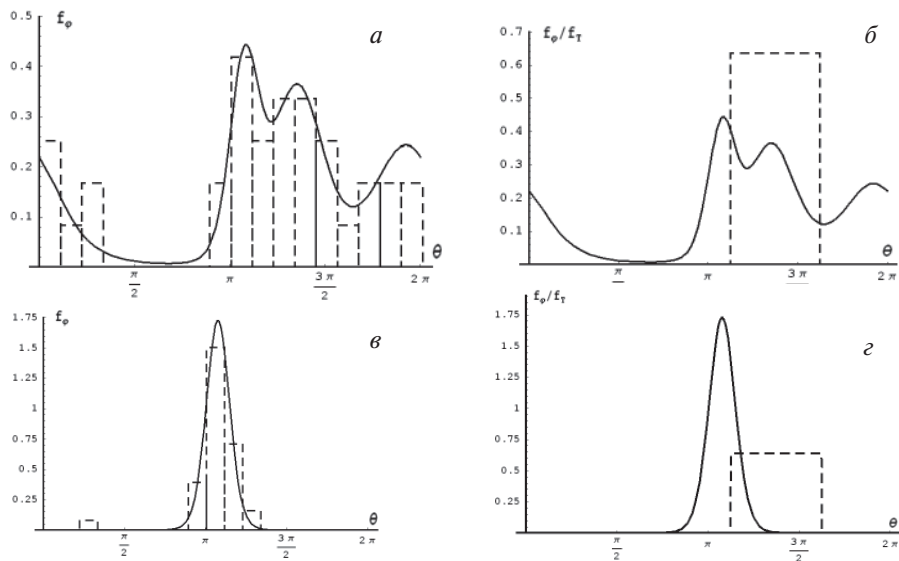


Рис. 1. Пример аппроксимации эмпирического распределения субсеквентных данных распределением с плотностью (2):

a – график плотности распределения фактических данных и гистограмма повторяемостей для прогноза 225–270° (день, лето, срок наблюдения – 18 ч, $p = 0,59$); *б* – график плотности распределения фактических данных и плотность распределения прогностических данных для прогноза 225–270° (день, лето, срок наблюдения – 18 ч, $p = 0,59$); *в* – график плотности распределения фактических данных и гистограмма повторяемостей для прогноза 225–270° (ночь, зима, срок наблюдения – 18 ч, $p = 0,26$); *г* – график плотности распределения фактических данных и плотность распределения прогностических данных для прогноза 225–270° (ночь, зима, срок наблюдения – 18 ч, $p = 0,26$). Ограничение на прогноз скорости ветра: 5–15 м/с

На рис. 3 показан пример рассчитанной на основе выражения (3) «розы» наиболее вероятных направлений ветра, которые могут иметь место при данном прогнозе. Длина луча пропорциональна вероятности направления ветра. Такой способ отображения вероятностной интерпретации прогноза направлений ветра может быть полезен, например, для расчетных оценок последствий распределения выброса опасных летучих веществ и выбора направлений для планирования защитных мер в аварийной ситуации на основе текущего прогноза.

Как отмечено в работе [2], функция (3) может быть трансформирована в плотность распределения функционально зависимо от направления ветра технико-экономического параметра $E = G(\varphi)$, благодаря чему потребитель на основании конкретного индивидуального прогноза может оперировать более привычными для себя

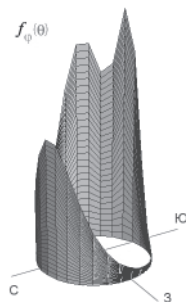


Рис. 2. Трехмерное изображение плотности распределения, представленной на рис. 1 *a*

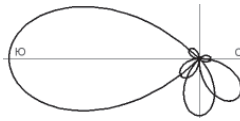


Рис. 3. Пример «розы» наиболее вероятных направлений ветра, которые могут иметь место при прогнозе 270–315° (лето, день, $p = 0,59$).

Длина лепестка пропорциональна вероятности попадания направления ветра в секторы величины $\pi/4$ с центрами $0, \pi/4, \pi/2, 3\pi/4, \pi, 5\pi/4, 3\pi/2, 7\pi/4$

терминами, получая в распоряжение плотность распределения параметра E в зависимости от распределения направлений ветра в условиях имеющегося прогноза:

$$f_E(\varphi) = f_\varphi(\lambda(\varphi))|\lambda'(\varphi)|,$$

где λ – функция, обратная к дифференцируемой функции G (которая здесь для простоты считается монотонной).

Рис. 4 показывает соответствие теоретически вычисленных вероятностей и соответствующих эмпирических повторяемостей осуществления прогнозов. Данные графика демонстрируют принципиальную согласованность оценок. В то же время видно, что вероятности в ряде случаев отличаются от повторяемостей, что вполне понятно, поскольку повторяемость, как уже было сказано, не учитывает величину ошибки прогноза.

Дистрибутивный подход позволяет провести анализ влияния сезонного/суточного фактора на точность прогноза.

Так, рис. 5 показывает значения условных вероятностей осуществления различных вариантов прогнозов направления ветра для холодного и теплого сезонов года (по всем срокам наблюдений). Рисунок показывает, что в ряде случаев успешности прогнозов существенно зависят от сезона.

На рис. 6 представлено сравнение вероятностей осуществления различных вариантов прогнозов направления ветра для прогнозов на день и на ночь (безотносительно к срокам и сезонам). Рисунок показывает, что для 10 из 12 вариантов прогнозов дневные прогнозы успешнее прогнозов на ночь (на 3,4–107,7 %). Так же видно, что прогнозы направлений при условии прогнозирования «слабых» ветров (варианты 1–4) значительно менее успешны прогнозов направлений при прогнозе «сильного» ветра.

На основе дистрибутивного подхода можно также оценить влияние срока наблюдения на точность прогностических данных (рис. 7). Представленный график показывает, что внутри срока действия прогноза точность оценки направления ветра может сильно варьироваться.

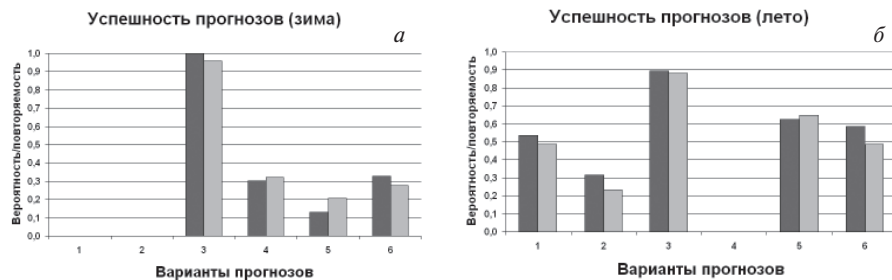


Рис. 4. Примеры соответствия теоретически вычисленных вероятностей (левые столбцы) и соответствующих эмпирических повторяемостей (правые столбцы) осуществления прогнозов. Срок наблюдения – 12 ч. Варианты прогнозов по направлению ветра: 1 – 45–90°, 2 – 90–135°, 3 – 180–225°, 4 – 225–225°, 5 – 225–270°, 6 – 270–315°. Ограничение на прогноз скорости ветра – 5–15 м/с

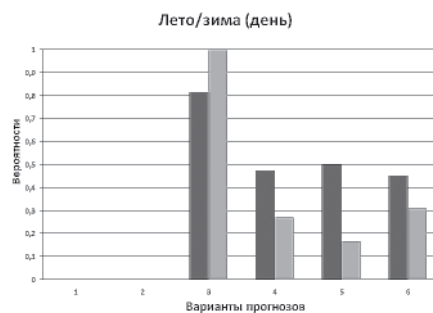


Рис. 5. Сравнение вероятностей осуществления различных вариантов прогнозов направления ветра для прогнозов на день (правые столбцы — прогноз для зимы, левые столбцы — прогноз для лета) безотносительно к срокам

Варианты прогнозов по направлению ветра: 3 — 180–225°, 4 — 225–225°, 5 — 225–270°, 6 — 270–315°. Ограничение на прогноз скорости ветра — 5–15 м/с

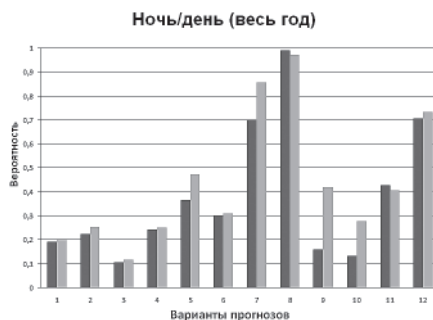


Рис. 6. Сравнение вероятностей осуществления различных вариантов прогнозов направления ветра для прогнозов на день (правые столбцы) и на ночь (левые столбцы) безотносительно к срокам и сезонам

Варианты прогнозов по направлению ветра: 1 — 0–0°, 2 — 45–90°, 3 — 225–225°, 4 — 225–270°, 5 — 45–90°, 6 — 90–135°, 7 — 135–180°, 8 — 180–225°, 9 — 225–225°, 10 — 225–270°, 11 — 270–315°, 12 — 315–360°. Ограничения на прогностическую скорость: для вариантов 1–4 — 0–9 м/с, для вариантов 5–12 — 5–15 м/с

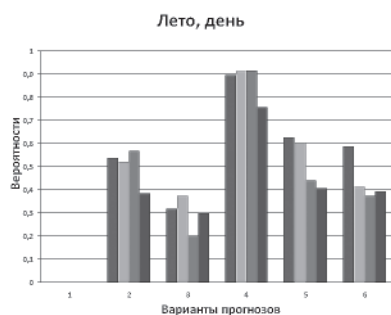


Рис. 7. Сравнение вероятностей осуществления различных вариантов прогнозов направления ветра

Столбцы для каждого варианта прогноза соответствуют срокам наблюдения 12, 15, 18 и 21 ч слева направо). Варианты прогнозов: 2 — 90–135°, 3 — 180–225°, 4 — 225–225°, 5 — 225–270°, 6 — 270–315°. Ограничение на прогноз скорости ветра — 5–15 м/с

ОЦЕНКА ПРОГНОЗА В ЦЕЛОМ

Рассматривая прогноз в целом как вероятностную смесь n индивидуальных прогнозов, компоненты которой (фазы прогноза) встречаются с вероятностями b_1, b_2, \dots, b_n , успешность (оправдываемость) прогноза в целом можно определить как

$$Q = M \sum_{i=1}^n b_i \eta_i = \sum_{i=1}^n b_i p_i ,$$

где M – символ математического ожидания, η_i – индикатор i -го индивидуального прогноза, p_i – успешность i -го индивидуального прогноза. Заметим, что величина Q , в целом отвечая традиционным определениям понятия «оправдываемости» прогнозов [7], учитывает частоту появления прогностической фазы (другими словами, величина успешности прогноза в целом, в отличие от традиционной оправдываемости, зависит от распределения прогностических фаз).

Расчет величины Q может быть выполнен на основе архива прогностических и фактических данных с применением выражения (4). Например, в грубом приближении значения успешности в целом прогноза направления ветра для теплого периода года составляют: на день – 0,305, на ночь – 0,186, однако следует иметь в виду, что эти оценки не в полной мере отвечают реальной успешности вследствие недостаточного объема исходных данных (учтены не все прогностические градации).

Успешность прогноза в целом может представлять интерес в аспекте формирования степени доверия к прогностическим данным.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Приведенные выше теоретические положения и результаты практических расчетов позволяют сделать следующие выводы:

– на основе дистрибутивного подхода возможен перевод категорической формы прогноза в вероятностный вид, при этом создаются условия для наглядного представления и визуализации вероятных направлений ветра для данного категорического прогноза;

– критерий оценки представляет собой вероятностную характеристику, позволяющую использовать ее в оптимизационных методах принятия решений на основе прогностических данных (появляется возможность трансформации неопределенности прогноза в неопределенность зависящих от погоды конечных параметров, которыми оперирует пользователь);

– дистрибутивный подход к оценке прогнозов дает возможность проводить оценку точности прогнозов направления ветра;

– предложенный подход предоставляет широкие возможности для детального анализа точности индивидуальных прогнозов для различных условий (например, в зависимости от сезонов, сроков наблюдения и других ограничений). В частности, можно видеть, что для целого ряда индивидуальных прогнозов направления ветра распределение фактических данных имеет многомодальный характер;

– величина расхождений между вероятностями осуществления прогнозов и повторяемостями служит индикатором ошибок, требующих дополнительного анализа причин их возникновения;

– критерий успешности (4) как условная вероятность осуществления прогноза позволяет сравнивать однотипные индивидуальные прогнозы, составленные различными специалистами, по различным методикам и т.п. При этом при оценке мастерства прогнозиста следует учитывать климатические особенности и другие специфические факторы;

– технология оценки прогнозов на основе дистрибутивного подхода предполагает систематическое архивирование прогностических и фактических данных и

может быть реализована в оперативном режиме с постоянным пополнением архивов и динамическим обновлением расчетных характеристик;

– предложенная методология применима к любым скалярным прогностическим данным.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Воробьев В.И., Еникеева В.Д. Вероятностная интерпретация краткосрочного прогноза температуры (на примере Санкт-Петербурга) // *Метеорология и гидрология*. 2002. № 2. С. 25–30.
2. Дмитриев В.Г. Вероятностная интерпретация прогноза дат достижения морским льдом толщины 20–25 см в арктических морях // *Метеорология и гидрология*. 2004. № 9. С. 45–56.
3. Дмитриев В.Г., Рыбчак Н.В. О возможностях использования совместных статистических характеристик гидрометеорологических прогнозов и фактических данных в прогностической практике // *Проблемы Арктики и Антарктики*. 2007. № 77. С. 43–55.
4. Информационный сборник № 25. Результаты испытания новых и усовершенствованных методов гидрометеорологических прогнозов. СПб.: Гидрометеиздат. 1999. 119 с.
5. Мардуа К. Статистический анализ угловых наблюдений. М.: Наука, 1978. 240 с.
6. РД 52.27.284-91. Методические указания. Проведение производственных (оперативных) испытаний новых и усовершенствованных методов гидрометеорологических и гелиогеофизических прогнозов. М.: Госгидромет, 1991. 151 с.
7. РД 52.88.629 2002. Наставление по краткосрочным прогнозам погоды общего назначения. М.: Росгидромет, 2002. 22 с.
8. Хандожко Л.А. Экономическая метеорология. СПб.: Гидрометеиздат, 2005. 479 с.
9. Brooks H.E., Doswell III C.A. A comparison of measures-oriented и distributions oriented approaches to forecast verification // *Weather and forecasting*. 1996. Vol. 11. № 3. P. 288–303.
10. DelSole T. Predictability and Information Theory. Part I: Measures of Predictability // *J. Atmos. Sciences*. 2004. Vol. 61 (20). P. 2425–2440.
11. Joliffe I.T., Stephenson D.B. (Ed.) *Forecast Verification: A practitioner's Guide in Atmospheric Science*. Wiley, 2003. 240 p.

V.G.DMITRIEV

ABOUT THE POSSIBILITY OF CATEGORICAL WIND DIRECTION FORECAST PROBABILISTIC REPRESENTATION AND ESTIMATION BASED ON THE DISTRIBUTION-ORIENTED APPROACH

The paper is concerned with theoretical base and practical results of categorical wind direction forecast probabilistic representation and estimation. The estimation method based on the distribution-oriented approach and can be applied to individual forecasts as well as to forecast in general. Explicit formula for probabilistic density of real data observed when forecast is given is proposed. It based on Von Mises distribution with some modifications. It was found that distributions of real wind directions in some cases are multimodal. All calculations were made with real forecast and observed data.

Key words: categorical forecast, probabilistic representation, wind direction, distribution-oriented approach.