

О ВОЗМОЖНОСТЯХ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ СОВМЕСТНЫХ СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРОГНОЗОВ И ФАКТИЧЕСКИХ ДАННЫХ В ПРОГНОСТИЧЕСКОЙ ПРАКТИКЕ

В.Г.ДМИТРИЕВ¹, Н.В.РЫБЧАК²

¹ – ГИЦ РФ Арктический и антарктический научно-исследовательский институт

² – МУГМС, г. Мурманск

Современные подходы к использованию прогностической информации требуют адекватного учета неопределенности прогностических данных, которая не раскрывается понятием оправдываемости прогнозов, не учитывает величину погрешности, а носит в основном качественный характер. Требования сегодняшнего дня и будущего состоят в оценке величин отклонений прогностических данных от фактических и в вероятностном представлении прогнозов.

В статье предлагается способ оценки индивидуальных категорических прогнозов в рамках дистрибутивно-ориентированного подхода. Показано, что оценкой неопределенности прогнозов может служить мера сравнения функций распределения случайных величин. Ее можно построить на основе той или иной нормы функционального пространства, которому принадлежит класс функций распределений.

В работе приводятся явные формулы рассматриваемых распределений и меры сравнения прогнозов. Приведенные выводы опираются на расчеты на основе реальных данных суточного прогноза скорости ветра и температуры воздуха по г. Мурманску за период 2005–2006 гг.

ВВЕДЕНИЕ

Обзор научных публикаций в области оценки гидрометеорологических прогнозов дает основание сделать вывод об активном интересе к проблеме оценивания прогнозов состояния природных сред с позиций дистрибутивного подхода, в основе которого лежит рассмотрение распределений прогностических и фактических данных. Активизация внимания к дистрибутивному подходу началась с середины 80-х гг. прошлого века благодаря ставшим уже классическими работам профессора Алана Мэрфи (Allan Murphy) [17–19].

Количество публикаций в области верификации гидрометеорологических прогнозов (как основной процедуры оценки качества) за последние десятилетия достигает нескольких сотен. Примером могут служить, например, такие работы, как [13, 15, 20] и др.

В объективной оценке качества прогнозирования заинтересованы (с разных позиций) административные органы, управляющие гидрометеорологической деятельностью в целом, научные работники, занимающиеся созданием и развитием прогностических методов, и конечные потребители прогностической информации различного уровня.

Современные подходы к использованию прогностической информации требуют адекватного учета неопределенности прогностических данных, которая не раскрывается принятым в Росгидромете понятием оправдываемости прогнозов,

поскольку оправдываемость не учитывает величину погрешности, а носит в основном качественный характер. Требования сегодняшнего дня и будущего состоят в оценке величин отклонений прогностических данных от фактических и в вероятностном представлении прогнозов.

Интерес к проблеме верификации прогнозов во многом обусловлен пониманием высокой сложности проблемы, которую не удастся решить на уровне анализа начальных статистических моментов в предположении нормальности распределений. Современный взгляд на проблему верификации прогнозов предполагает исследование совместных распределений прогностических и фактических данных как в дискретном, так и в непрерывном случае. Кроме того, появилось четкое понимание необходимости более тщательного анализа степени достоверности прогнозов для реализации процедур принятия экономических и других решений в условиях неопределенности, что нашло отражение в концепции ориентации на конечного пользователя (концепции «прогнозирования *end to ends*» [21]), хотя аналогичные идеи высказывались в отечественной литературе в более ранние годы [2].

Проблема оценки качества гидрометеорологических процессов и явлений сохраняет свою актуальность в связи с развитием ансамблевого прогнозирования, а также в связи с ростом потребностей пользователей прогностической продукции в детальнейших сведениях о достоверности (неопределенности) прогнозов при учете их достоверности в практической деятельности.

Современный подход к оценке гидрометеорологических прогнозов предполагает создание условий для трансформации прогностической неопределенности в неопределенность погодозависимых технико-экономических показателей, что существенно для реализации оптимизационных процедур при планировании и управлении деятельностью [2–4, 21].

В настоящее время в оценке точности представления физических величин в методологическом аспекте доминирует понятие «неопределенности» как определяемого в количественном отношении атрибута [14]. Очевидно, что это понятие в полной мере относится и к оценке гидрометеорологических прогнозов.

Как известно [13, 15, 17, 19, 20, 22], все многообразие аспектов неопределенности прогнозов, как индивидуальных, так и в целом, может быть описано на основе дистрибутивного подхода, который, однако, не используется в официально принятых в отечественной практике оценках.

Примечательно, что согласно концепции «прогнозирования *end to end*» потребителя в первую очередь интересует неопределенность именно той прогностической информации, которая влияет на принятие конкретных оперативных решений, что в большинстве случаев означает необходимость оценки отдельного (индивидуального) прогноза, в то время как традиционные подходы к оценке прогнозов ориентированы, как правило, на оценку качества прогностического метода в целом.

Предположение о возможности соотнесения оценок прогнозов в целом к индивидуальным прогнозам, основанное на гипотезе о своего рода эргодичности (в смысле качественной однородности) индивидуальных прогнозов, по-видимому, не всегда оправдано. Как будет показано ниже, индивидуальные прогнозы могут значительно отличаться друг от друга по своим точностным свойствам, что и определяет необходимость разработки способов оценки отдельного прогноза. Вполне понятно, что эти оценки, с одной стороны, должны допускать адекватный учет неопределенности, а с другой стороны, быть согласованы с оценками прогностических методов в целом.

В настоящей работе предлагается способ оценки индивидуальных категорических прогнозов в рамках указанного подхода, на основе которого вводятся, кроме того, функциональные меры сравнения прогнозов. Показано, что оценка нео-

пределенности прогнозов может быть сформулирована как мера сравнения функций распределения случайных величин, при этом саму меру сравнения прогнозов можно построить на основе той или иной нормы функционального пространства, которому принадлежит класс функций распределений.

Приведенные ниже выводы опираются на расчеты на основе реальных данных суточного прогноза скорости ветра и температуры воздуха по г. Мурманску за период 2005–2006 гг.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРЕДПОСЫЛКИ

Пусть ξ – непрерывная ограниченная гидрометеорологическая величина. Не умаляя общности, положим, что

$$\xi \in [0, 1]. \quad (1)$$

Будет рассматриваться индивидуальный «интервальный» прогноз P_y величины ξ , под которым понимается сформулированное и переданное потребителю с некоторой заблаговременностью утверждение о том, что в период срока действия прогноза значения ξ принадлежат интервалу (градации) $[y, y + \Delta y] \subset [0, 1]$:

$$P_y = \{\xi \in [y, y + \Delta y]\}. \quad (2)$$

Другими словами, если полагать, что весь интервал возможных значений прогнозируемой величины разбит на градации, то под индивидуальным прогнозом понимается прогноз конкретной градации. Такая ситуация типична для гидрометеорологических прогнозов (см., например, [4–6]), хотя априорное разбиение на фиксированные градации не обязательно.

Далее будет предполагаться, что прогнозы составляются каким-либо регулярным образом в течение достаточно большого периода времени, что позволяет формировать представительные выборки фактических значений, соответствующих одному и тому же индивидуальному прогнозу. Кроме того, предполагается, что при этом прогностическая методика и климатические условия практически неизменны, а пространственные и временные условия фиксированы.

В указанном смысле можно считать, что прогностическая процедура генерирует конечное множество индивидуальных прогнозов, совокупность которых и составляет прогноз в целом. Для простоты изложения будем считать, что градации не пересекаются, а их объединение дает интервал $[0, 1]$.

Предполагается, что внутри прогностического интервала $[y, y + \Delta y]$ величина ξ распределена по некоторому закону g . Для малых значений Δy обычно допускается, что распределение g равномерное.

Поскольку прогнозы всегда обладают неопределенностью, каждому прогнозу P_y можно сопоставить некоторое множество различных фактических значений величины ξ , имевших место в случаях составления прогноза P_y . Таким образом, каждому индивидуальному прогнозу P_y можно сопоставить некоторую случайную величину φ_y , генеральная совокупность которой образуется вышеописанным образом, а закон распределения определяется, в первую очередь, прогностической методикой. Эта случайная величина представляет собой условное распределение прогнозируемой величины ξ при условии, что дан прогноз P_y или, другими словами, вероятностную форму прогноза $P_y = \{\xi \in [y, y + \Delta y]\}$.

Поскольку, как легко видеть, множество троек $\{\varphi_y, [y, y + \Delta y], g\}$ изоморфно соответствующему множеству прогнозов P_y , тройку $\{\varphi_y, [y, y + \Delta y], g\}$ можно назвать вероятностной интерпретацией категорического прогноза, или ассоциированным вероятностным прогнозом для прогноза P_y .

Очевидно, что именно случайная величина φ_y дает полное представление о неопределенности категорического прогноза P_y (в смысле рекомендаций [14]).

В силу того, что каждой случайной величине взаимно однозначно сопоставлена ее функция распределения, вместо величины ϕ_y далее будут рассматриваться функция распределения F_y и соответствующая плотность f_y , которые естественно назвать ассоциированным распределением (ассоциированной плотностью).

Итак, каждому рассматриваемому индивидуальному категорическому прогнозу P_y взаимно однозначно сопоставляется функция распределения ассоциированного вероятностного прогноза F_y , полностью описывающая его неопределенность. Как следствие, весь спектр проблем оценки неопределенности можно формулировать в терминах свойств ассоциированных функций распределений. В частности, проблема сравнения прогнозов может быть описана в терминах мер сравнения распределений в соответствующем функциональном пространстве.

Ранее, в работах [2, 3], было показано, что в качестве функции распределения ассоциированного вероятностного прогноза для прогноза P_y может быть принята функция $F_y(x)$, плотность которой отвечает требованиям усеченности, уни-modalности и обладает определенным характером асимметрии, зависящим от расположения моды. В тех же работах показано, что перечисленным требованиям удовлетворяет плотность

$$f_{y,w}(x) = \begin{cases} \alpha\gamma_1 f_1(x) + (1-\alpha)\gamma_2 f_2(x), & x \in [0, 1]; \\ 0, & x \notin [0, 1], \end{cases} \quad (3)$$

где f_1, f_2 – вероятностные плотности «распределений максимального и минимального значений» [12], γ_1, γ_2 – коэффициенты усечения, α – коэффициент асимметрии, $0 \leq \alpha \leq 1$, w – мода, x – независимая переменная.

Выражение для функции $f_1(x)$ имеет вид [12]:

$$f_1(x) = \frac{1}{b} \exp\left(\frac{x-w}{b}\right) \exp\left(-\exp\left(\frac{x-w}{b}\right)\right),$$

где $b > 0$ – параметр формы. Для того чтобы получить выражение для функции $f_2(x)$, достаточно поменять знаки у аргументов экспонент.

Заметим, что применение линейной комбинации двух плотностей $f_1(x)$ и $f_2(x)$ не только обеспечивает требуемый характер асимметрии ассоциированной плотности [2, 3], но и отвечает идее Дж.Тьюки учета грубых ошибок робастизацией распределений (см., например, [11]).

Коэффициенты усечения выражаются через соответствующие функции распределения:

$$\gamma_1 = \frac{1}{F_1(1) - F_2(0)},$$

где F_1 – функция распределения для плотности f_1 ,

$$F_1(x) = 1 - \exp\left(-\exp\left(\frac{x-w}{b}\right)\right).$$

Аналогичное выражение может быть получено и для величины γ_2 .

Плотность $f_{y,w}$ зависит от трех параметров w , α и b , которые подлежат определению на основе имеющихся архивных данных. Для «хороших» прогнозов мода должна, по крайней мере, принадлежать прогностическому интервалу $[y, y + \Delta y]$. Плотности (3) соответствует функция распределения $F_y(x)$.

С помощью плотности (3) или, что то же самое, функции распределения $F_y(x)$ могут быть определены частные показатели точности прогнозирования, например средняя ошибка m_y и среднеквадратическое отклонение σ_y^2 прогноза P_y .

Следует отметить, что по отношению к прогнозу в целом эти величины суть условные моменты при условии составления индивидуального прогноза P_y .

Определенный интерес представляет величина вероятности $p_{[r,s]}$ осуществления события вида $r \leq \xi \leq s$:

$$p_{[r,s]} = \int_r^s f_{y,w}(x) dx, \quad (4)$$

которая может служить «потребительской» характеристикой качества прогноза, необходимой для конечных пользователей (легко понять, что величина $p_{[r,s]}$ и есть строгое значение «оправдываемости» индивидуального прогноза P_y).

Точнее говоря, мерой оценки прогнозов в соответствии с концепцией критерия согласия А.Н. Колмогорова и исходя из изоморфизма категорических прогнозов и функций распределений ассоциированных вероятностных прогнозов может служить функционал, характеризующий близость функций распределений. В качестве такого функционала естественно принять расстояние между распределениями в подходящим образом нормированном функциональном пространстве.

В частности, интерес представляет расстояние ρ , индуцированное нормой в пространстве измеримых функций на компакте (которому очевидным образом принадлежат рассматриваемые функции распределений) [1, 6]:

$$\rho(u, v) = \int_a^b |u(x) - v(x)| dx,$$

где $u(x)$ и $v(x)$ суть функции, заданные на интервале $[a, b]$.

Легко видеть, что качество индивидуального прогноза может быть оценено величиной расстояния между плотностями распределений ассоциированного прогноза и декларированного категорического прогноза

$$\rho(f_{y,w}, f_p) = \int_a^b |f_{y,w}(x) - f_p(x)| dx, \quad (5)$$

где $f_p(x)$ — плотность распределения декларированного категорического прогноза P_y (константа).

Такой подход соответствует представлениям о предсказуемости гидрометеорологических величин как о различии априорных и апостериорных распределений [16].

Легко видеть, что плотность функции распределения «идеального» прогноза в случае интервального категорического прогноза $f_p(x)$ для равномерного распределения h имеет вид:

$$f_p(x) = \begin{cases} 0, & x \notin [y, y + \Delta y]; \\ 1/\Delta y, & x \in [y, y + \Delta y]. \end{cases} \quad (6)$$

Очевидно, что выражение (5) для функции $f_{y,w}(x)$ и (6) при $[y, y + \Delta y] \equiv [r, s]$ приобретает вид:

$$\rho(f_{y,w}, f_p) = 1 - p_{[r,s]}.$$

Отметим некоторые свойства меры близости прогнозов (5). Во-первых, очевидно, что величина $\rho(f_{y,w}, f_p)$ неотрицательна и монотонно убывает к нулю по мере приближения рассматриваемого методического прогноза F_y к декларированному. Таким образом, лучшему прогнозу соответствует меньшее значение меры $\rho(f_{y,w}, f_p)$.

Далее, величина $\rho(f_{y,w}, f_p)$ зависит от границ прогнозируемого интервала $[y, y + \Delta y]$ и от параметров распределения ассоциированного прогноза w , α и b , что характерно именно для индивидуальных прогнозов. При этом определяющие значения

имеют взаиморасположение моды w и интервала $[y, y + \Delta y]$, а также величина параметра формы b , который практически пропорционален дисперсии распределения $F_y(x)$ ¹. Чем меньше дисперсия и чем ближе мода ассоциированного прогноза w к прогнозируемому интервалу, тем величина $p_{[r, s]}$ больше. В предельном случае, когда $F_y = F_p$, величина $\rho(f_{y,w}, f_p)$ равна нулю, а $p_{[r, s]}$ становится равным единице.

Поскольку величина $p_{[r, s]}$ зависит, по меньшей мере, от двух параметров и непрерывна, равенство $p_{[r, s]} = \text{const}$ определяет непустые множества значений w и b . Прогнозы со значениями параметров из этих множеств с позиций меры (5) неразличимы.

Мера $\rho(f_{y,w}, f_p)$ характеризует практическую предсказуемость выбранной градации и показывает, насколько функция распределения индивидуального методического прогноза отличается от своего идеального прогноза (т.е. насколько вероятность попадания фактических значений в прогнозируемый интервал отличается от 1).

Следует подчеркнуть, что с помощью плотности (3) можно получить значительно больше полезной для потребителя информации по сравнению с традиционно используемыми характеристиками. Как отмечено в работе [5], функция (3) может быть трансформирована в плотность распределения функционально зависящего от ξ технико-экономического параметра $E = G(\xi)$, благодаря чему потребитель на основании конкретного индивидуального прогноза может оперировать более привычными для себя терминами в полном соответствии с концепцией «end to end» прогнозирования [21]:

$$f_{E,w}(x) = f_{y,w}(\lambda(x))|\lambda'(x)|,$$

где λ – функция, обратная к дифференцируемой² функции G (которая здесь для простоты считается монотонной).

Тем самым решается задача учета неопределенности категорического индивидуального прогноза при планировании и управлении погодозависимой деятельностью.

Выражение (4) может быть также использовано и для сопоставления различных прогнозов. Сравнение величин $p_{[r, s]}^{(1)}$ и $p_{[r, s]}^{(2)}$ для различных плотностей $f_{y,w}^{(1)}$ и $f_{y,z}^{(2)}$, полученных, например, по различным прогностическим методикам, при фиксированном интервале $[r, s]$ в одних и тех же физико-географических условиях (с учетом нормировки (1)), позволяет установить более точный индивидуальный прогноз.

Для сравнения точности однотипных прогнозов в разных физико-географических условиях можно рассмотреть величину $S = p_{[r, s]} - p_{\text{клим}}$, где $p_{\text{клим}}$ – климатическая вероятность появления градации $[r, s]$. Очевидным образом величина S характеризует мастерство прогнозиста (см., например, работы [18, 19 и др.]).

ОПИСАНИЕ РАСЧЕТНЫХ АЛГОРИТМОВ

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

По каждой сформированной выборке субсеквентных данных определялись среднее и дисперсия, на основе которых вычислялись параметры распределения

¹ Можно показать, что в первом приближении влияние параметра a незначительно.

² Случай недифференцируемой и/или немонотонной функции G рассматривается с помощью стандартных приемов.

(3) α и b путем минимизации квадратов отклонений выборочных и модельных моментов первого и второго порядка. В качестве моды w принималось среднее значение первых максимумов частотного распределения субсеквентной выборки.

Полученные параметры α , b и w подставлялись в формулу (3), проводился анализ соответствия модельной плотности эмпирическому распределению по критерию χ^2 , и в случае обеспечения 5-процентного уровня значимости строился график ассоциированной плотности для каждого срока наблюдений. На том же графике строилась плотность индивидуального прогноза, плотность распределения которого имеет вид (3).

По формуле (3) вычислялась вероятность попадания фактических значений в прогнозируемый интервал и подсчитывалась повторяемость таких попаданий по фактическим данным в двух вариантах: при буквальном учете попадания фактических данных в прогнозируемый интервал и при учете попадания фактических данных в расширенные интервалы согласно рекомендациям [10].

Вычисленные вероятности и повторяемости усреднялись по всем выбранным индивидуальным прогнозам с целью контроля качества моделирования и анализа соответствия традиционной величины оправдываемости и модельной вероятности осуществления прогноза.

АНАЛИЗ СОВМЕСТНЫХ СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ПРОГНОЗОВ И ФАКТИЧЕСКИХ ДАННЫХ

На рис. 1 представлены графики сопоставления расчетных модельных вероятностей осуществления прогнозов температуры воздуха в случаях буквальной проверки и проверки по расширенным интервалам в соответствии с рекомендациями [12].

Проверка по критерию Стьюдента показала, что во всех случаях результаты моделирования вероятностей и эмпирические повторяемости можно считать выборками из одной генеральной совокупности с очень высоким уровнем значимости (0,999). Относительное (к повторяемостям) расхождение вероятностей и эмпирических повторяемостей в целом по всем прогнозам составляет 0,4–3,9 %. Это свидетельствует о том, что модельные вероятности могут с успехом быть применены для анализа достоверности прогностических данных.

Реальные отличия модельных вероятностей и эмпирических повторяемостей обусловлены тем очевидным фактом, что эмпирические повторяемости в принципе не учитывают величину ошибки прогноза, а вычисляются исключительно по дихотомическому принципу («да/нет»). Модельные же вероятности осуществления прогнозов зависят от величины прогностических ошибок: чем больше дисперсия отклонений прогноза от фактических данных, тем вероятность осуществления ниже.

Представленные таблицы и графики позволяют увидеть, насколько сильно влияние расширения проверочного интервала на результат оценки достоверности прогнозов: при буквальной проверке вероятности осуществления прогнозов колеблются в пределах 0,29–0,52 (прогноз на день) и 0,15–0,55 (прогноз на ночь), в то время как по расширенным интервалам получается 0,71–0,95 (прогноз на день) и 0,68–0,93 (прогноз на ночь).

Материалы расчетов позволяют утверждать, что достоверность различных индивидуальных прогнозов температуры воздуха различна (отличие достигает 20 %), более того, достоверность одних и тех же прогнозов различна для различных сроков наблюдений фактических данных (отличие достигает 15 %).

Кроме того, из результатов расчетов можно получить ясное представление о систематических смещениях прогностических данных, которые могут быть учтены для корректировки прогнозов или для разработки дополнительных требований к прогностическим методикам.

Так, для прогноза максимальной температуры за день 10...12 °С распределение фактических значений представлено на рис. 2.

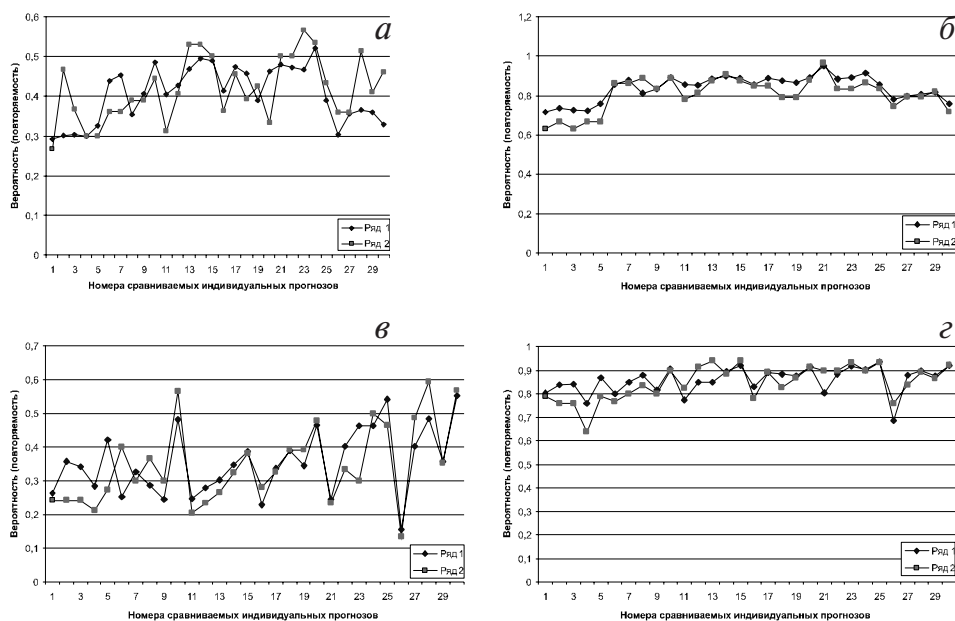


Рис. 1. Графики сопоставления модельных вероятностей и повторяемостей осуществления прогнозов температуры воздуха на день (*а* и *б*) и на ночь (*в* и *г*) в случаях буквальной проверки (*а* и *в*) и проверки по расширенным интервалам (*б* и *г*). Ряд 1 – вероятности, ряд 2 – повторяемости

Из рисунка и результатов расчетов вытекает, что мода распределения субсеквентных наблюдений сдвинута к правому краю прогностического интервала ($11,9\text{ }^{\circ}\text{C}$). Следовательно, для повышения достоверности этого индивидуального прогноза можно внести поправку на $1\text{ }^{\circ}\text{C}$ (т.е. при выводе прогнозистов о том, что максимальная температура составит $10\text{...}12\text{ }^{\circ}\text{C}$, надо трансформировать этот прогноз в $11\text{...}13\text{ }^{\circ}\text{C}$). В любом случае, ситуации, подобные описанной, должны привлекать дополнительное внимание прогнозистов для определения причин возникновения смещений.

Аналогичное утверждение применимо и для случаев различия дисперсий. Рис. 3 показывает, что различные индивидуальные прогнозы (в разных частях диапазона прогнозируемой величины) могут обладать различными дисперсионными характеристиками достоверности. Например, прогноз $-6\text{...}-4\text{ }^{\circ}\text{C}$ имеет существенно боль-

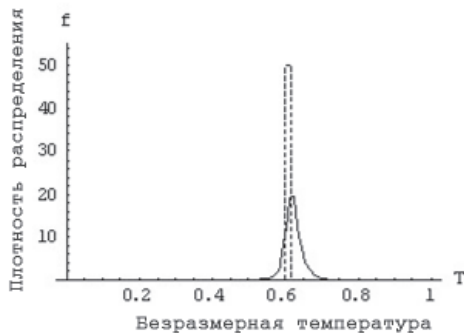


Рис. 2. Распределение фактических значений для прогноза максимальной температуры на день $10\text{...}12\text{ }^{\circ}\text{C}$

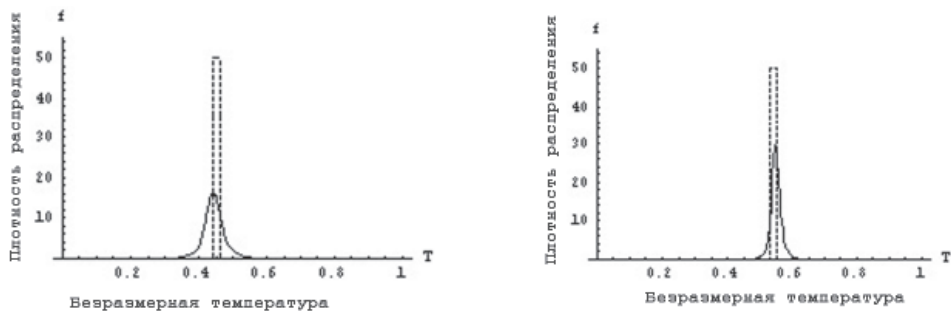


Рис. 3. Пример различий дисперсий (σ^2) ассоциированных распределений для прогноза $-6...-4$ °C ($\sigma^2 = 10,2$) и прогноза $+3...+5$ °C ($\sigma^2 = 3,06$). Пунктиром отмечены распределения декларированных прогнозов (см. формулу 6)

шую дисперсию, чем прогноз 3–5 °C. По-видимому, это обстоятельство обусловлено характером неустойчивости гидрометеорологических процессов, что требует дополнительных усилий для учета этой неустойчивости.

Перейдем к анализу прогнозов скорости ветра.

На рис. 4 представлены графики сопоставления расчетных модельных вероятностей осуществления прогнозов скорости ветра в случаях буквальной проверки и проверки по расширенным интервалам.

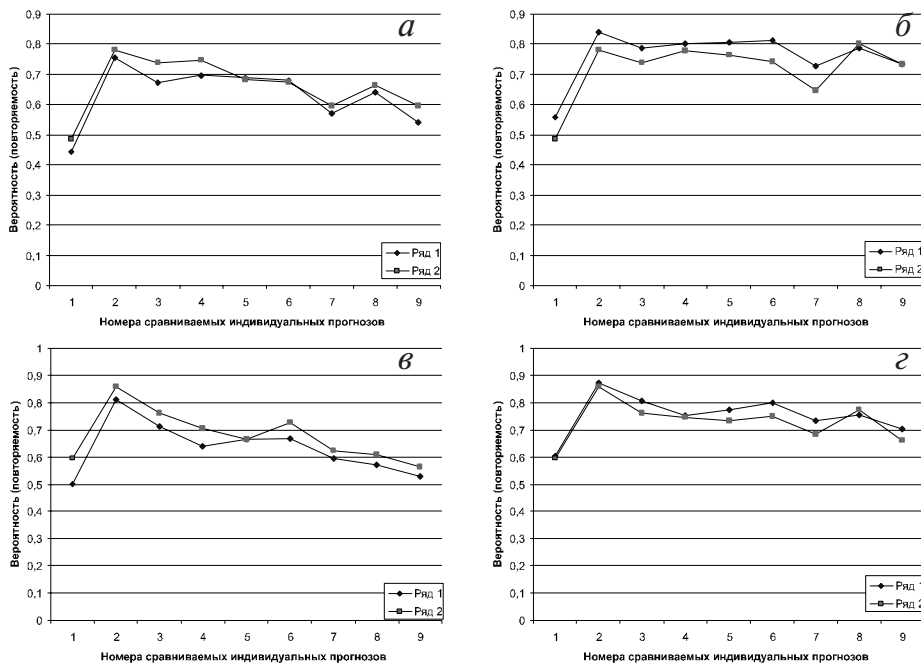


Рис. 4. Графики сопоставления модельных вероятностей и повторяемостей осуществления прогнозов скорости ветра на день (а и б) и на ночь (в и г) в случаях буквальной проверки (а и в) и проверки по расширенным интервалам (б и г). Ряд 1 – вероятности, ряд 2 – повторяемости

Проверка по критерию Стьюдента также показала, что во всех случаях результаты моделирования вероятностей и эмпирические повторяемости можно считать выборками из одной генеральной совокупности с очень высоким уровнем значимости (0,999). Относительное (к повторяемостям) расхождение вероятностей и эмпирических повторяемостей в целом по всем прогнозам составляет 3,6–6,9 %. Это свидетельствует о том, что модельные вероятности могут с успехом быть применены для анализа достоверности прогностических данных.

Расчеты также позволяют увидеть влияние расширения проверочного интервала на результат оценки достоверности прогнозов: при буквальной проверке вероятности осуществления прогнозов колеблются в пределах 0,44–0,75 (прогноз на день) и 0,5–0,81 (прогноз на ночь), в то время как по расширенным интервалам имеет место 0,55–0,7 (прогноз на день) и 0,6–0,81 (прогноз на ночь). Видно, что 10-процентное расширение проверочного интервала оказывает незначительное влияние на оценку достоверности прогнозов скорости ветра.

Так же, как и в случае прогнозов температуры, материалы расчетов позволяют утверждать, что достоверность различных индивидуальных прогнозов скорости ветра различна (отличие достигает 30 %).

Из результатов расчетов можно получить ясное представление о систематических смещениях прогностических данных, которые могут быть учтены для корректировки прогнозов или для разработки дополнительных требований к прогностическим методикам, которые наиболее очевидны для малых и больших скоростей ветра.

Так, для прогноза скорости ветра на день распределение фактических значений имеет вид (рис. 5).

Из рис. 5 и результатов расчетов вытекает, что мода распределения субсеквентных наблюдений сдвинута к правому краю прогностического интервала для прогнозов малых скоростей ветра ((а), $w = 4,85$ м/с), практически не имеет сдвига для средних градаций ((б), $w = 11,9$ м/с) и сдвинута к левому краю для высоких скоростей ветра ((в), $w = 12,9$ м/с). Следовательно, для повышения достоверности этого индивидуального прогноза можно вносить поправки для прогнозов крайних градаций. В любом случае, ситуации подобно описанной должны так же, как и в случае прогнозов температуры, привлекать дополнительное внимание прогнозистов для определения причин возникновения смещений.

Аналогичное утверждение применимо и для случаев различия дисперсий. Рис. 6 показывает, что различные индивидуальные прогнозы (в разных частях диапазона прогнозируемой величины) могут обладать различными дисперсионными характеристиками достоверности. Например, прогноз 0...5 м/с имеет почти в три раза меньшую дисперсию, чем прогноз 12...17 м/с (т.е. первый прогноз

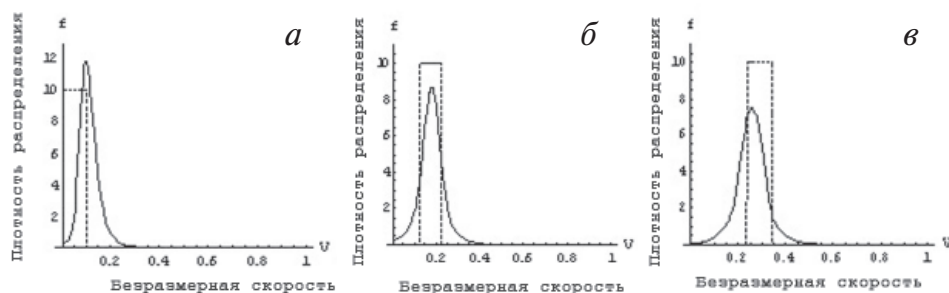


Рис. 5. Распределение фактических значений для прогнозов скорости ветра на день 0–5 м/с (а), 6–11 м/с (б) и 12–17 м/с (в). Пунктиром отмечены распределения декларированных прогнозов (см. формулу б)

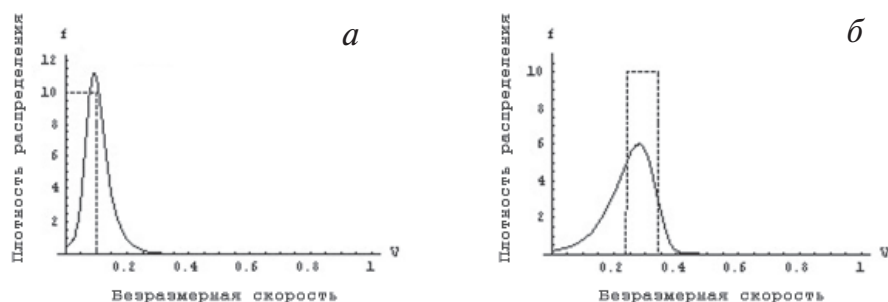


Рис. 6. Пример различий дисперсий (σ^2) ассоциированных распределений (а) для прогноза 0–5 м/с ($\sigma^2 = 4,6$) и (б) – для прогноза 12–17 м/с ($\sigma^2 = 13,9$). Пунктиром отмечены распределения декларированных прогнозов (см. формулу б)

значительно точнее второго). По-видимому, это обстоятельство также обусловлено характером неустойчивости гидрометеорологических процессов, что требует дополнительных усилий для учета этой неустойчивости.

В целом приведенные результаты показывают, что разрабатываемый аппарат позволяет проводить детальный анализ особенностей индивидуальных прогнозов, что исключено при обычной оценке оправдываемости.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В заключение отметим, что разрабатываемый дистрибутивный подход к оценке достоверности гидрометеорологических прогнозов на основе анализа совместных вероятностных распределений прогностических и фактических гидрометеорологических данных позволяет создать инструментарий для объективной оценки погрешностей индивидуальных прогнозов, дать вероятностную интерпретацию категорического прогноза, предоставляет широкие возможности для детального анализа специфических особенностей отдельных прогнозов и дает возможность сопоставления точностных характеристик прогностических данных при проверке по срочным данным, однотипных прогнозов, составленных различными прогнозистами, в т.ч. по различным методикам, анализа достоверности прогнозов различных градаций и даже, по-видимому, прогнозов различных гидрометеорологических величин (последнее утверждение предполагает проведение дополнительных исследований).

На представленных примерах показано, что прогнозы различных градаций одной и той же величины могут обладать разной степенью достоверности, причем источником погрешности служат не только смещения мод (наиболее часто встречающихся значений), но и величины отклонений фактических значений от прогнозируемых. Заметим, что последний вывод в принципе не может быть получен на основе анализа традиционной оправдываемости, поскольку оценка оправдываемости основана на дихотомическом подходе.

Дистрибутивный подход к оценке достоверности прогнозов предоставляет новые возможности для поиска путей повышения качества прогнозируемой продукции, причем как в смысле повышения точности прогнозов (в пределах естественной предсказуемости), так и в смысле предоставления потребителю прогнозов дополнительных средств для оптимизации принятия решений.

Работа выполнена в соответствии с Научной программой участия Российской Федерации в проведении Международного полярного года (2007–2008 гг.) в рамках темы 1.8.5 Плана НИОКР Росгидромета на 2007 г.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Владимиров В.С., Жаринов В.В.* Уравнения математической физики. М.: Наука, 1985. 400 с.
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.* Некоторые аспекты проблемы учета неопределенности гидрометеорологической информации в практике принятия решений // *Основы теории навигационно-гидрографического и гидрометеорологического обеспечения военно-морского флота*. СПб.: Изд. ГУНиО МО РФ, 2003. 160 с.
4. *Дмитриев В.Г.* О возможности представления категорических прогнозов в вероятностной форме // *Метеорология и гидрология*. 2000. № 11. С. 31–38.
5. *Дмитриев В.Г.* Плотность распределения погрешностей прогноза непрерывных гидрометеорологических величин // *Метеорология и гидрология*. 1997. № 6. С. 33–42.
6. Наставление по службе прогнозов. Раздел 1. Служба метеорологических прогнозов. Части III, IV, V. М.: Гидрометеиздат, 1977. 48 с.
7. Наставление по службе прогнозов. Раздел 2. Служба метеорологических прогнозов. Части III, IV, V. М.: Гидрометеиздат, 1978, 54 с.
8. Наставление по службе прогнозов. Раздел 3. Служба метеорологических прогнозов. Часть III. М.: Гидрометеиздат, 1982, 144 с.
9. *Ладыженская О.А.* Математические вопросы динамики вязкой несжимаемой жидкости. М.: Наука, 1970. 288 с.
10. РД 52.88.629. Наставление по краткосрочным прогнозам погоды общего назначения. 2002. Нормативный документ Росгидромета. 2002. 29 с.
11. *Рожков В.А.* Теория и методы статистического оценивания вероятностных характеристик случайных величин и функций с гидрометеорологическими примерами. Кн. 1. СПб.: Гидрометеиздат, 2001. 340 с.
12. *Хастингс Н. Пикок Дж.* Справочник по статистическим распределениям. М.: Статистика, 1980. 95 с.
13. *Brooks H.E., Doswell III. C.A.* A comparison of measures-oriented и distributions oriented approaches to forecast verification // *Wea. Forecasting*. 1996. Vol. 11. P. 288–303.
14. CIPM (1986), *BIMP Proc.-Verb. Com. Int. Poids et Mesures*, 54, 14, 35 (in French); Giacomo, P. (1987), *Metrologia* 24, 49–50 /Русский перевод: Руководство по выражению неопределенности измерения. СПб.: ВНИИМ им. Д.И. Менделеева, 1999. 128 с.
15. *Daan H.* Scoring Rules in Forecast Verification: WMO Programme on short-and-medium range weather prediction research, Publication Series. 1984. № 4. 84 p.
16. *DelSole T.* Predictability and Information Theory. Part I: Measures of Predictability // *J. Atmos. Sciences*. 2004. Vol. 61 (20). P. 2425–2440.
17. *Murphy A.H.* Forecast verification: its complexity and dimensionality // *Mon. Wea. Rev.* 1991. Vol. 119. P. 1590–1601.
18. *Murphy A.H.* Forecast verification // *Economic Value of Weather and Climate Forecasts*. Cambridge, Cambridge University Press, 1997. P. 19–74.
19. *Murphy A.H.* Proposed standard procedures for verification of local weather forecasts: WMO Programme on short-and-medium range weather prediction research. Publication Series, 1985. № 15. Technical document WMO/TD. №. 31.
20. *Nurmi P.* Recommendations on the verification of local weather forecasts of local weather forecasts // *ECMWF Technical Memorandum*. 2003. № 430. 19 p.
21. *Smith L.A., Roulston M.S. and Hardenerg J.* End-to-end forecasting: Towards evaluating the economic value of the Ensemble Prediction System // *ECMWF Technical Memorandum*. 2001. № 336.
22. *Stanski H.R., Wilson L.J. and Burrows W.R.* Survey of common verification methods in meteorology // *WMO World Weather Watch Technical Report*, № 8, 1989. Technical document WMO/TD, № 358.

V.G.DMITRIEV, N.V.RYBCHAK

**POTENTIAL USEFULNESS OF HYDROMETEOROLOGICAL
FORECASTS AND REAL DATA JOINT STATISTICS IN PRACTICE**

By modern point of view on the weather forecast using it is clear that forecast uncertainty should be concerned. Decision makers are need in estimations of distances between forecasts and real data and probabilistic forms of forecasting are preferred.

This paper is concerned with way to estimate an accuracy of the individual categorical forecasts within distribution-oriented conception. It was shown that categorical forecast uncertainty could be estimated as a measure of distances between distribution functions. As a measure of distances a norm in adequate function space could be taken.

Exact formulas for distribution functions and a measure of distances in interest are shown. All conclusions are based on the real daily forecast and fact data for Murmansk region (2005–2006).