

К.С. Кириллина, В.А. Лобанов

**ОЦЕНКА СОВРЕМЕННЫХ КЛИМАТИЧЕСКИХ ИЗМЕНЕНИЙ
ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА НА ТЕРРИТОРИИ РЕСПУБЛИКИ САХА
(ЯКУТИЯ)**

K.S. Kirillina, V.A. Lobanov

**ASSESSMENT OF MODERN CLIMATIC CHANGES OF AIR TEMPERATURE
IN THE TERRITORY OF THE REPUBLIC OF SAKHA (YAKUTIA)**

Проведена оценка проявлений потепления климата в рядах многолетних наблюдений за среднемесячной температурой воздуха на 96 метеостанциях Республики Саха (Якутия), как наиболее крупного и специфического по природно-климатическим условиям региона России, где согласно современным климатическим моделям ожидается значимое потепление климата. Оценка осуществлялась на основе статистического моделирования и определения вида модели временного ряда.

Ключевые слова: потепление климата, современные климатические изменения, климатические модели, статистическое моделирование.

Evaluated the manifestations of climate warming in the ranks of long-term observations of the average monthly air temperature at 96 meteorological stations of the Republic of Sakha (Yakutia). Republic of Sakha (Yakutia) is the largest and most specific region of our country on climatic conditions, where is expected the most significant climate warming. We made the assessment on basis of statistical modeling and definition of the type of time series model.

Key words: climate warming, modern climatic changes, climatic models, statistical modeling.

Проблема современного изменения климата за последние 10–15 лет стала одной из самых актуальных не только для научного сообщества, но и для политиков и всего населения планеты. За последний год произошло несколько знаменательных событий, связанных с этой проблемой. Так, в сентябре 2014 г. в Нью-Йорке состоялось специальное заседание ООН, где ее генеральный секретарь Пан Ги Мун назвал проблему защиты климата приоритетной, а призывы предотвратить глобальное потепление звучали на массовых демонстрациях по всему миру. В результате такие страны, как Китай и США, на чью долю приходится самый большой процент эмиссии CO₂, продемонстрировали готовность принимать меры по сокращению выбросов в атмосферу. В октябре ЕС представил свою стратегию по сокращению выбросов парниковых газов на 40 % к 2030 г., и постановил довести долю возобновляемой энергетики не менее, чем до 27 %. В конце 2014 г. в Лиме прошла конференция ООН также посвященная проблеме изменения климата, в результате которой намечены пути к подписанию нового документа — пост-киотского соглашения, который планируется рассмотреть в Париже в 2015 г.

Ситуация с изменением климата в России является еще более актуальной, т.к. современное глобальное потепление в XXI в., согласно сценарным оценкам на основе

современных климатических моделей, должно наиболее проявляться в высоких широтах северного полушария [3, 10, 13, 14], где и располагается наша страна. В качестве примера на рис. 1 представлены результаты расчетов будущих изменений температуры воздуха на территории России по ансамблю моделей проекта CMIP5, выполненных в рамках подготовки 5-го оценочного доклада МГЭИК [22, 23]. При этом оценки даны по трем новым сценариям RCP2.6, RCP4.5 и RCP8.5, связанным со стабилизацией общего антропогенного воздействия в 2100 г. на уровнях, соответственно, 2,6, 4,5, и 8,5 Вт/м² вместо используемых ранее концентраций CO₂ в ppm. Изменения среднегодовой температуры (средние за период 2011–2030 гг.) рассчитаны по отношению к базовому климатическому периоду 1981–2000 гг. [11].

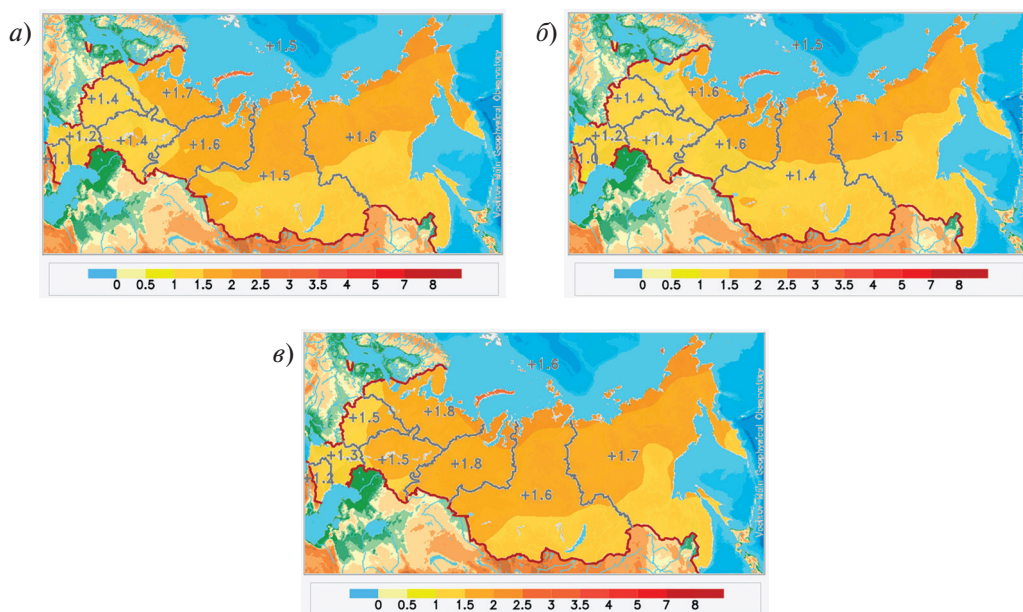


Рис. 1. Изменения среднегодовой температуры за 2011–2031 гг. для сценариев RCP2.6 (а), RCP4.5 (б) и RCP8.5 (в) по отношению к периоду 1981–2000 гг.

Из рис.1 отчетливо видно, что повышения температуры в ближайшие 15–16 лет должны затронуть всю территорию нашей страны, но особенно ее северную часть и Сибирь. Поэтому целью настоящей статьи и выполненного в ней исследования была оценка проявления современного потепления в рядах многолетних наблюдений за среднемесячной температурой воздуха на метеостанциях Республики Саха (Якутия), как наиболее крупного и специфического по природно-климатическим условиям региона России. Оценка осуществлялась на основе статистического моделирования и определения вида модели временного ряда.

В качестве исходной информации для анализа и моделирования были выбраны многолетние ряды среднемесячных температур воздуха за период с начала метеоро-

логических наблюдений в регионе, который варьировал от конца XIX до начала XX в., и до 2013 г. включительно, данные по которым были получены в архивах ФГБУ «Якутское управление по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды». Для анализа были отобраны данные 96 наиболее длиннорядных метеостанций (из 101), находящихся на территории Республики Саха (Якутия), которые имеют наиболее полный и непрерывный период наблюдений и функционируют до настоящего времени. Распределение метеостанций по продолжительности рядов наблюдений показано на рис. 2, из которого следует, что подавляющее число метеостанций имеет период наблюдений 50 лет и более, а 6 из них — продолжительность наблюдений 100 лет и более, что дает возможность использовать их в качестве аналогов для приведения большинства остальных рядов к непрерывному, многолетнему и одинаковому периоду.

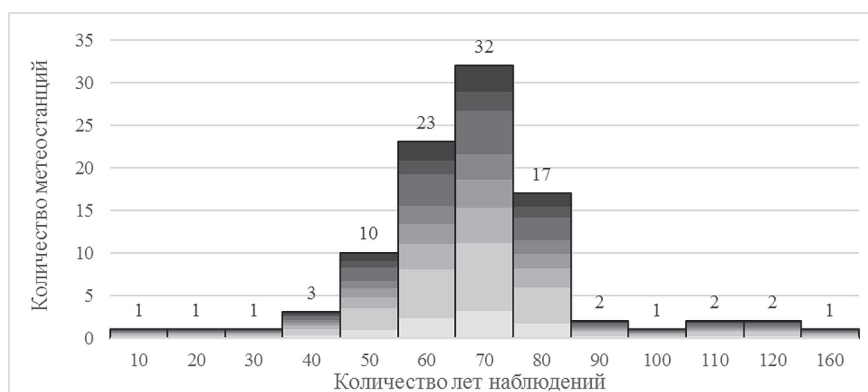


Рис. 2. Распределение метеостанций Республики Саха (Якутия) по продолжительности проводимых метеонаблюдений

Для формирования региональной базы данных по температуре воздуха (БД) было использовано СУБД программного комплекса (ПК) «Гидрорасчеты» (сертификат Госстандарта Российской Федерации №0812948, РОСС RU.СП04.Н00118 и Свидетельство о государственной регистрации программы на ЭВМ №2010615886) [15]. Сформированный геоинформационный слой координат метеостанций региональной базы данных по температуре воздуха в Республике Саха (Якутия) приведен на рис. 3.

Из рис. 3 следует, что количество метеостанций достаточно большое для надежных пространственных обобщений и они равномерно размещены по территории. Средний период наблюдений составляет 73 года, а наибольший — 168 лет на метеостанция Якутск. Наибольшая продолжительность наблюдений также имеет место на метеостанциях: Верхоянск (126 лет), Среднеколымск (125 лет), Вилюйск (119 лет), Олекминск (118 лет) и Усть-Мая (107 лет). Наиболее короткий период наблюдений — на метеостанциях Анабар (26 лет) и Белая Гора (17 лет). В результате была сформирована уникальная База данных климатических показателей термического режима, включающая практически все имеющиеся наблюдения за среднемесячной температурой воздуха на территории Якутии.



Рис. 3. Расположение метеостанций региональной БД температур воздуха по территории Якутии

Следующей важной задачей, которая решена до проведения статистического моделирования — была оценка качества и однородности исходной информации и формирование базы данных многолетних рядов одинаковой продолжительности с отсутствием пропусков наблюдений. Для оценки однородности данных были применены статистические критерии Диксона и Смирнова-Грabbса [6, 20], позволяющие выявлять резко отклоняющиеся от общего эмпирического распределения экстремумы, которые могут быть обусловлены как погрешностями наблюдений или расчета эмпирической повторяемости редких событий, так и другим генезисом формирующих факторов. В результате проведенного статистического анализа однородности установлено, что число неоднородных экстремумов для рядов наблюдений за среднемесячными температурами воздуха очень невелико и составляет всего 1,3 % от общего числа эмпирических распределений.

Для приведения к многолетнему периоду и восстановления пропусков наблюдений была применена методика, представленная и реализованная, например, в работах [19, 17, 16, 8]. Подобная процедура необходима для дальнейшего статистического моделирования временных рядов, чтобы результаты были достаточно надежны и их можно было обобщать по территории; для этого необходимо три условия:

- ряды наблюдений должны иметь достаточную продолжительность гарантирующую как надежность моделирования, так и возможность оценки устойчивости моделей за разные интервалы времени;
- в рядах должны отсутствовать пропуски наблюдений и они должны включать последние годы наблюдений;
- сами ряды должны быть практически одинаковой длины для пространственного обобщения результатов.

Поэтому была проведена процедура восстановления пропусков и удлинения рядов имеющихся данных по температуре воздуха в регионе исследования с помощью Программного комплекса «Гидрорасчеты».

Восстановление пропусков наблюдений и приведение к многолетнему периоду также осуществлялось с применением программных средств комплекса «Гидрорасчеты». В среднем за счет данной процедуры удалось увеличить продолжительность рядов почти в два раза: с 70 лет до 132 лет. При этом полученная средняя продолжительность восстановленных рядов варьирует от 122 лет (декабрь) до 141 года (май) и имеет некоторую зависимость от сезона года: весной и осенью восстановление несколько лучше, чем летом и зимой (табл. 1). В большинстве случаев из 96 рядов наблюдений для каждого месяца к многолетнему периоду удалось привести 93. Многолетние ряды наблюдений по станциям Якутск, Усть-Мая, Среднеколымск не были дополнены восстановленными данными, т.к. эти ряды имели наибольшую продолжительность наблюдений в 168, 107 и 125 лет соответственно, и сами являлись основными станциями-аналогами.

Таблица 1

**Средняя продолжительность (в годах) наблюдаемых и восстановленных рядов
за среднемесячной температурой воздуха на метеостанциях Республики Саха (Якутия)**

Вид данных	Месяцы											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
наблюдаемые	69	69	69	69	70	70	69	69	70	70	70	70
восстановленные*	129	133	140	138	141	129	132	129	134	134	129	122

* не учитывались станции, по которым данные не восстановились.

Для восстановленных рядов также была осуществлена проверка на однородность и число выявленных случаев неоднородности составило всего около 1 %.

В результате проведенного исследования была подготовлена база данных многолетних рядов практически одинаковой продолжительности с включением последних лет наблюдений до 2013 г. для последующего статистического моделирования.

Моделирование временных рядов было основано на расчете параметров трех основных моделей: модели стационарной выборки и двух альтернативных нестационарных моделей: линейного тренда и ступенчатого изменения средних значений [7, 1, 18]. В качестве основного параметра по которому осуществлялось сравнение моделей было выбрано стандартное отклонение остатков, широко применяемое в регрессионном анализе и статистическом оценивании [2, 4]. Для модели стационарной выборки стандартное отклонение от этой модели и является обычным среднеквадратическим отклонением временного ряда (σ_y). Для модели линейного тренда стандартное отклонение остатков может быть рассчитано по известной общей формуле [2]:

$$\sigma_\varepsilon = \sigma_y \sqrt{1 - R^2}, \quad (1)$$

где σ_y — стандартное отклонение исходного ряда (модель стационарного среднего); σ_ε — стандартное отклонение остатков относительно модели линейного тренда; R — коэффициент корреляции уравнения линейного тренда.

В модели ступенчатых изменений стандартное отклонение остатков для случая одной ступени и двух стационарных интервалов определяется по формуле:

$$\sigma_{\text{ступ}} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2 n_1 + \sigma_2^2 n_2}{(n_1 + n_2 - 1)}}, \quad (2)$$

где $\sigma_{\text{ступ}}$ — стандартное отклонение остатков модели ступенчатых изменений; σ_1, σ_2 — стандартные отклонения стационарных отрезков временного ряда; n_1, n_2 — объемы стационарных отрезков.

Момент ступенчатых изменений (t_n) определяется визуально или на основе дополнительной информации о факторе и дате нарушения стационарности, а также может быть определен итерациями при достижении минимального значения суммы квадратов отклонений от среднего значения для каждой из двух частей временного ряда:

$$SS = \sum_1^{n_1} (Y_i - Y_{\text{1cp}})^2 + \sum_{n_1+1}^n (Y_i - Y_{\text{2cp}})^2 = \min, \quad (3)$$

где n_1 — объем первой стационарной подвыборки; SS — сумма квадратов отклонений.

Для количественной оценки отличий модели тренда и модели ступенчатых изменений от модели стационарного среднего рассчитываются их относительные отклонения по формулам:

$$\Delta_{\text{тр}} = \left(\frac{\sigma_y - \sigma_\varepsilon}{\sigma_y} \right) \cdot 100\%, \quad (4)$$

$$\Delta_{\text{ступ}} = \left(\frac{\sigma_y - \sigma_{\text{ступ}}}{\sigma_y} \right) \cdot 100\%, \quad (5)$$

где $\Delta_{\text{тр}}$, $\Delta_{\text{ступ}}$ — относительные отклонения или отличия (в %) модели тренда и модели ступенчатых изменений от модели стационарной выборки; σ_y , σ_ε , $\sigma_{\text{ступ}}$ — стандартные отклонения остатков соответственно моделей случайной выборки, линейного тренда и ступенчатых изменений.

В первом приближении можно считать, что если относительное отклонение превышает 10 %, то нестационарная модель является эффективнее стационарной. Однако правильнее, когда это отличие от стационарности является не только существенным, но еще и статистически значимым. Для оценки статистической значимости монотонных (трендовых) и ступенчатых изменений во временных рядах был применен критерий Фишера [4, 9], показывающий, насколько статистически значимо отличаются остаточные дисперсии выбранных моделей от дисперсии временного ряда (стационарной модели). Статистики критерия Фишера для каждой из двух конкурирующих моделей по отношению к модели стационарной выборки вычисляются по формулам:

$$F_{\text{тр}} = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_\varepsilon^2}, \quad (6)$$

$$F_{\text{ступ}} = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_{\text{ступ}}^2}, \quad (7)$$

В числителе всегда будет дисперсия исходного ряда наблюдений, т.к. она является наибольшей или, по крайней мере, равна остаточной дисперсии конкурирующей модели. В случае если расчетное значение статистики Фишера оказывается больше критического, то дисперсии двух моделей имеют статистически значимое различие и соответствующая модель (тренда или ступенчатых изменений) статистически эффективнее, чем модель стационарной выборки.

По приведенной методике были рассчитаны отличия нестационарных моделей от стационарной в % по формулам (4)–(5) и статистики критерия Фишера по формулам (6)–(7) с последующей оценкой их статистической значимости для всех рядов среднемесячных температур воздуха, на 96 метеостанциях в Республике Саха (Якутия). Притом расчеты с целью устойчивости получаемых результатов осуществлялись для трех типов массивов данных:

- ряды температуры воздуха, приведенные к многолетнему периоду включающие восстановленные данные;
- исходные ряды наблюдений температуры воздуха (для оценки эффективности выводов, получаемых по восстановленным рядам);
- ряды температуры воздуха с 1960 по 2013 г. (для оценки стабильности полученных выводов за последний период времени).

Пример рассчитанных показателей оценки эффективности нестационарных моделей по отношению к модели стационарной выборки приведен в табл. 2 для января и только для случаев, когда отличие от стационарной модели составляло 10 % и более. В табл. 2 также приводятся рассчитанные статистики критериев Фишера ($F_{ст}$) и Стьюдента ($St_{ст}$) для двух частей временного ряда по дате ступенчатого изменения из формулы (3), годы начала ($T_{нач}$) и окончания наблюдений ($T_{кон}$), год ступенчатого изменения ($T_{ступ}$), период наблюдений в годах (N), и коэффициент корреляции уравнения линейного тренда ($R_{тр}$). В табл. 2 отмечены эффективные Δ и статистически значимые F и $R_{тр}$.

Таблица 2

Характеристики эффективных нестационарных моделей для среднемесячной температуры января и многолетних восстановленных рядов на территории Республики Саха (Якутия)

Код ВМО	$\Delta_{тр}, \%$	$\Delta_{ступ}, \%$	$F_{тр}$	$F_{ступ}$	$F_{ст}$	$St_{ст}$	$T_{ступ}$	$T_{нач}$	$T_{кон}$	N	$R_{тр}$
Январь											
24194	10,9	11,1	1,26	1,26	3,26	3,51	1920	1900	2013	108	0,45
24382	8,7	10,7	1,2	1,25	1,48	3,82	1974	1927	2013	87	0,41
24753	8,5	11,2	1,19	1,27	1,44	4,56	1991	1920	2013	91	0,4
24763	4,3	10,8	1,09	1,26	1,71	4,24	1991	1932	2013	82	0,29
24768	7,9	10,6	1,18	1,25	1,46	4,79	1991	1910	2013	101	0,39
24871	7,7	11,7	1,17	1,28	1,59	4,15	1993	1935	2013	78	0,39
24959	6,6	10	1,15	1,24	1,45	5,83	1973	1830	2013	167	0,36
24966	14	26,2	1,35	1,84	2,73	6,57	1974	1894	2013	102	0,51
30393	18	22,7	1,49	1,67	3,18	4,64	1962	1926	2013	86	0,57

Все полученные результаты по оценке эффективности нестационарных моделей в обобщенном виде для трех массивов данных: приведенные к многолетнему периоду, исходные наблюдаемые и данные за последний период 1960–2013 гг., показаны в табл. 3–5 соответственно, в которых $\Delta_{ступ}$ и $\Delta_{тр}$ — среднее отклонение от стационарной модели (в %) по всем рядам, %н — процент эффективных нестационарных моделей от общего числа рядов данного месяца для которых $\Delta > 10 \%$, n_F — число рядов со статистически значимыми нестационарными моделями по критерию Фишера.

Как следует из данных табл. 3, средний территориальный процент отклонений от стационарной модели больше для модели ступенчатых изменений (4,7 %), чем для модели линейного тренда (2,8 %), также, как и процентное число нестационарных моделей ступенчатых изменений (9,5 %) больше, чем модели линейного тренда (6,1 %) почти в 2 раза. Поэтому можно сделать вывод, что модель ступенчатых изменений эффективнее, чем модель линейного тренда. В то же время по абсолютной величине как средний процент, так и число нестационарных моделей невелики, о чем и свидетельствует малое количество статистически значимых нестационарных моделей, которое изменяется внутри года от 1 до 7–9 случаев из 96, что меньше 1 %.

Таблица 3

**Средние территориальные значения показателей эффективности
нестационарных моделей среднемесячных температур воздуха в Республике Саха (Якутия)
для рядов, приведенных к многолетнему периоду**

Показатель	Месяцы											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
модель ступенчатых изменений												
$\Delta_{\text{ступ}}$	5,9	2,9	4,2	8,2	9,1	6,5	3,5	3,8	2,5	2,9	3,6	3,2
%Н	9,4	-	1,0	36,5	34,4	19,8	-	3,1	2,1	4,2	1,0	2,1
n_F	2	-	-	7	4	-	-	2	1	1	-	2
модель линейного тренда												
$\Delta_{\text{тр}}$	3,7	1,3	2,5	6,8	8,2	3,6	1,4	1,4	0,8	0,9	1,2	1,5
%Н	3,1	-	-	28,1	36,5	3,1	-	1,0	1,0	-	-	-
n_F	1	-	-	5	9	-	-	1	-	-	-	-

Таблица 4

**Средние территориальные значения показателей эффективности
нестационарных моделей среднемесячных температур воздуха в Республике Саха (Якутия)
для исходных рядов наблюдений**

Показатель	Месяцы											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
модель ступенчатых изменений												
$\Delta_{\text{ступ}}$	6,0	4,7	4,6	8,2	8,8	7,7	5,6	4,3	3,2	4,5	5,8	3,7
%Н	14,6	6,3	8,3	26,0	31,3	30,2	4,2	4,2	4,2	7,3	15,6	2,1
n_F	3	1	-	2	-	-	-	2	1	1	-	2
модель тренда												
$\Delta_{\text{тр}}$	3,7	1,8	2,6	6,3	7,7	5,0	2,8	1,9	1,0	1,6	3,0	1,9
%Н	6,3	1,0	2,1	15,6	29,2	11,5	2,1	2,1	-	1,0	5,2	2,1
n_F	2	1	-	1	1	-	-	-	-	-	1	-

Таблица 5

**Средние территориальные значения показателей эффективности
нестационарных моделей среднемесячных температур воздуха в Республике Саха (Якутия)
за период с 1960 по 2013 г.**

Показатель	Месяцы											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
модель ступенчатых изменений												
$\Delta_{\text{ступ}}$	5,8	5,5	5,2	8,7	9,3	9,3	6,6	5,3	3,7	5,7	7,6	4,0
%Н	12,5	9,4	12,5	28,1	36,5	49,0	15,6	8,3	2,1	12,5	24,0	7,3
n_F	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	3	-
модель тренда												
$\Delta_{\text{тр}}$	3,4	1,7	2,9	7,8	9,1	7,3	3,9	2,9	1,4	3,0	4,8	1,8
%Н	1,0	1,0	2,1	26,0	40,6	31,3	3,1	1,0	1,0	7,3	11,5	-
n_F	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-

Динамика нестационарности внутри года имеет максимум в апреле—мае, когда нестационарными являются более $1/3$ всех рядов наблюдений, а в феврале и июле нестационарность полностью отсутствует. В другие месяцы года процент нестационарных рядов составляет от 1 % в марте и ноябре до 4,2 % в октябре. Исключение составляет январь, где процент нестационарных рядов несколько выше — 9,4 % и формирует как бы второй максимум нестационарности внутри года.

Если сопоставить результаты, полученные за весь наиболее продолжительный период наблюдений в среднем 130–140 лет, включающий как наблюденные, так и восстановленные данные (табл. 3) с результатами только данных наблюдений (табл. 4) со средней продолжительностью 70 лет, то результаты динамики нестационарности внутри года будут уже более существенны. Для наблюденных рядов внутригодовой ход нестационарности представлен уже двумя максимумами: наиболее существенный в апреле — июне на 30 % метеостанций и второй примерно в 2 раза меньше — в ноябре и январе на 15–16 % метеостанций от общего их числа. Наиболее стационарными являются месяцы с июля по сентябрь (4,2 % нестационарных моделей) и в холодный период: декабрь, февраль. Поэтому нестационарность за последний период в 70 лет более существенна, чем за весь многолетний период в 130–140 лет.

Если рассмотреть результаты только за последние 54 года (табл. 5), то весенний максимум нестационарности (апрель—июнь) будет охватывать уже почти половину метеостанций, а второй зимний максимум — до четверти метеостанций в ноябре. При этом существенно повысится и средний процент нестационарных рядов с 9,5 % за весь многолетний период увеличился до 18 % в последние годы. Причем отличие периодов в 130 лет и 70 лет по среднему проценту нестационарных рядов не столь велико: 9,5 % и 12,9 %, а в последние годы оно выросло много больше (до 18 %). В результате сопоставления трех разных периодов (130 лет, 70 лет и последние 54 года) можно сделать вывод, что доля рядов с нестационарными моделями существенно выросла в последние годы как во все месяцы, так и особенно в весенний период, причем максимум нестационарности сместился с апреля—мая на июнь.

Чтобы выяснить в какой части территории Республики Саха (Якутия) имеют место нестационарные модели были построены пространственные распределения $\Delta_{\text{ступ}}$ для месяцев, где эти отличия от стационарности являются наиболее эффективными (апрель, май, июнь и январь) для данных за весь наиболее продолжительный период, включающий как наблюденные, так и восстановленные температуры воздуха. Эти пространственные распределения показаны на рис. 4, где оттенками черного выделена территория с $\Delta_{\text{ступ}} > 10$ %, а оттенками серого и белым — территория со стационарными моделями.

Как следует из рис. 4, область нестационарности на территории Республики Саха (Якутия) начинает формироваться в апреле на юго-востоке и занимает до 30 % территории. В мае область нестационарности смещается к центру республики и распадается на отдельные очаги, занимая больше половины площади и затем в июне снова уменьшается и смещается на юго-восток, охватывая не более четверти территории. К июлю территория республики становится практически полностью стационарной и в августе нестационарность встречается уже только точно в трех отдельных метеостанциях: пролив Санникова, Туой-Хая и Усть-Мая. В переходный осенний сезон

(сентябрь) территория республики полностью стационарна, за исключением двух станций Туой-Хая и Усть-Мая, где она может быть обусловлена локальными причинами. Пространственное распределение $\Delta_{\text{ступ}}$ января, где средний процент нестационарных рядов также на уровне месяцев переходного периода и равен 9,4 %, области нестационарности проявляются в виде отдельных очагов на востоке (рис. 4). В общем же в остальные месяцы года, не приведенные на рис. 4 отдельные случаи нестационарности наблюдаются на 3–4 метеостанциях, которые расположены в разных частях республики и вызваны скорее всего локальными, а не климатическими причинами.

Примеры некоторых нестационарных рядов ($\Delta_{\text{ступ}} > 20$ %) приведены на рис. 5, из графиков которого следует, что ступенчатый рост температуры имеет место, в начале-середине 1980-х гг.

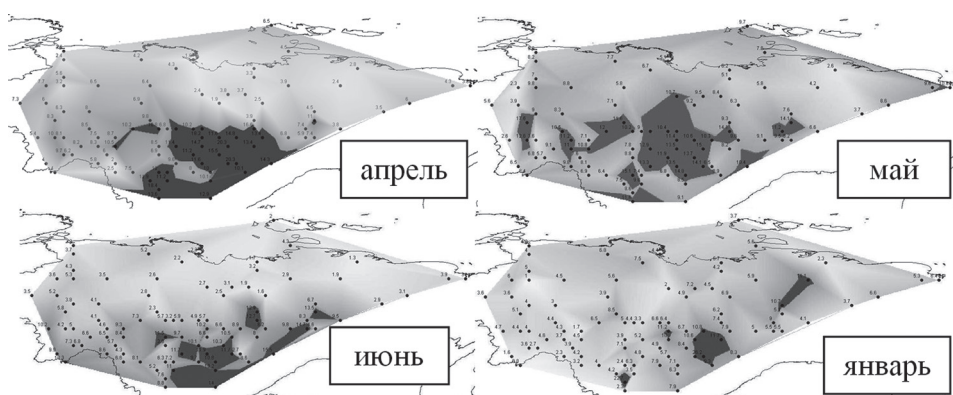


Рис. 4. Пространственные модели отклонений от нестационарности $\Delta_{\text{ступ}}$ в % для среднемесячной температуры за многолетний период с восстановленными и наблюдаемыми данными

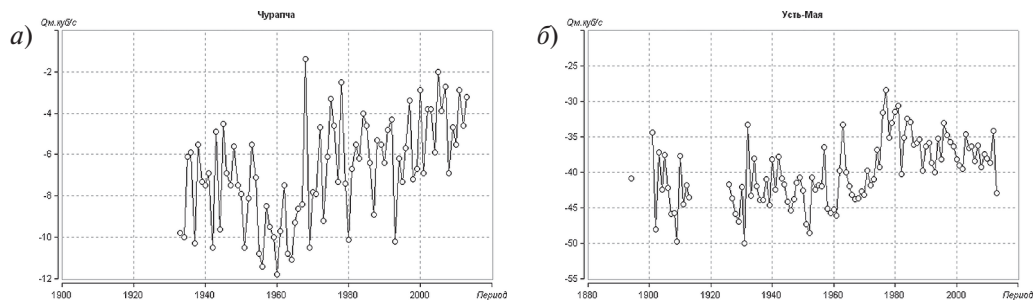


Рис. 5. Примеры нестационарных рядов среднемесячных температур воздуха на метеостанциях Республики Саха (Якутия): а — Чурапча (апрель); б — Усть-Мая (январь)

В связи с тем, что во вторую половину инструментальных наблюдений с 1960 г. число эффективных нестационарных рядов существенно увеличилось (табл. 5), были построены пространственные распределения $\Delta_{\text{ступ}}$ и некоторые из них с наибольшим

процентом нестационарных рядов показаны на рис. 6. Как и за весь период наблюдений в месяцы переходного и теплого периода года (апрель—июнь) нестационарность охватывает южную и центральную области Якутии, занимая более половины ее южной части в июне. В тоже время, чего не наблюдалось ранее, в месяцы холодного периода года (октябрь, ноябрь, март) нестационарность охватывает северо-восток Якутии и наиболее выражена в ноябре.

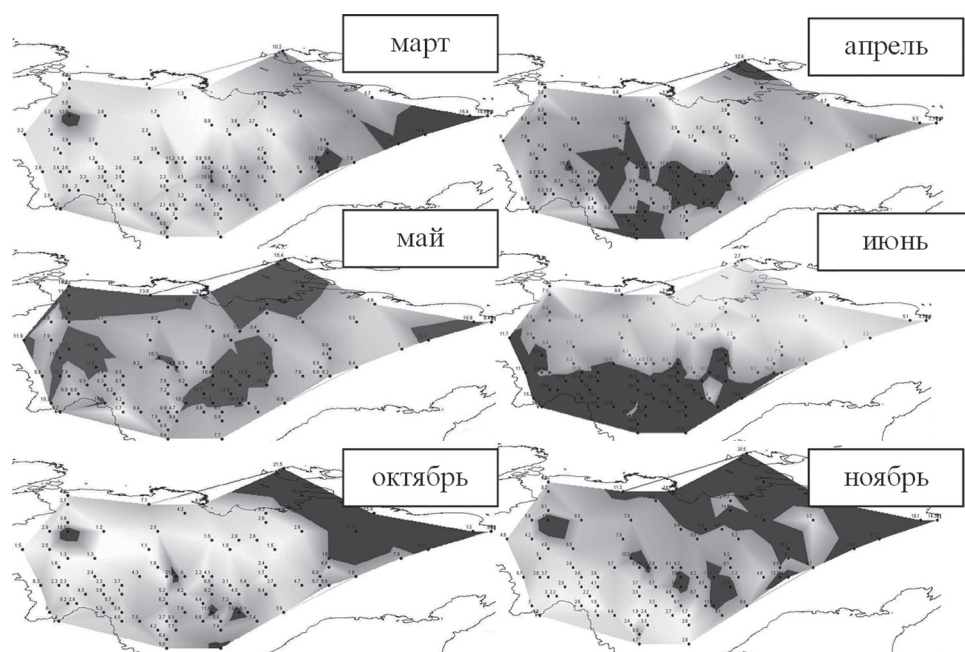


Рис. 6. Пространственные модели отклонений от нестационарности $\Delta_{\text{студ}}$ в % для среднемесячной температуры отдельных месяцев года за период 1960–2013 гг.

Территориальная динамика нестационарности внутри года состоит в том, что начиная с апреля резко увеличивается ее область, которая занимает к июню более половины территории, смещаясь на юг. Далее в июле—августе нестационарность резко ослабевает и становится очаговой (точечной), а к сентябрю полностью исчезает. Затем в октябре нестационарность вновь появляется на северо-востоке и в ноябре охватывает уже до половины территории на севере и востоке. В декабре территория вновь становится стационарной и до февраля наблюдается только точечная нестационарность на северо-востоке, которая в марте усиливается и начинает далее расширяться и смещаться в центр и на юго-восток.

Таким образом, в последний период внутри года наблюдается два территориальным максимума нестационарности: в апреле — южный и в ноябре — северо-восточный.

В результате можно сделать вывод, что потепление сказывается не только в месяцы переходного периода весной, но в холодные осенние месяцы, о чем также

свидетельствуют и модели изменений климата, по которым зимнее потепление является самым существенным [12].

Предлагаемая методика оценки эффективности вида модели временного ряда является статистически обоснованной, но в тоже время имеет место и известная стратегия оценки стационарности, основанная на сравнении средних значений и дисперсий двух частей временного ряда по статистическим критериям Стьюдента и Фишера соответственно [5]. Поэтому было интересно сопоставить процент полученных нестационарных моделей по одной и другой методике. При этом, разбиение временного ряда на две части осуществлялось по формуле (3), т.е. заведомо задавались самые благоприятные условия для отличия средних значений.

Все полученные результаты оценки стационарности по статистическим критериям Фишера и Стьюдента, а также статистической значимости коэффициентов корреляции линейного тренда приведены в табл. 6, в которой n_F — число рядов со статистически значимой нестационарностью дисперсий двух частей временного ряда по критерию Фишера, n_{St} — число рядов со статистически значимой нестационарностью средних значений двух частей временного ряда по критерию Стьюдента, n_R — число рядов со статистически значимыми коэффициентами корреляции линейного тренда и n_n — число рядов с эффективной нестационарной моделью ступенчатых изменений при отличии от стационарной модели более, чем на 10 %.

Таблица 6

Число нестационарных рядов наблюдений среднемесячных температур воздуха в Республике Саха (Якутия), полученных разными методами за период наблюдений с 1960 по 2013 г.

Показатель	Месяцы											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
n_F	2	8	36	6	40	33	9	10	7	9	16	20
n_{St}	52	49	41	91	91	78	73	59	36	51	67	26
n_R	36	9	23	85	85	69	40	25	9	18	51	12
$n_n (>10\%)$	12	9	12	27	35	47	15	8	2	12	23	7

По результатам табл. 6 можно сделать вывод, что из трех методов оценки стационарности средних значений (критерий Стьюдента, линейный тренд и модель ступенчатых изменений) наибольшее число нестационарных рядов выявлено по критерию Стьюдента, а наименьшее — по эффективной модели ступенчатых изменений. В данном случае завышенный процент нестационарных средних по критерию Стьюдента связан с тем, что дата разбиения на подвыборки задана по наибольшему возможному расхождению средних внутри выборки, что является искусственной процедурой для статистического критерия. Статистическая значимость коэффициента линейного тренда зависит от продолжительности ряда и при длине ряда 54 года статистическим значимым при 5 %-ном уровне значимости будет уже коэффициенты корреляции, начиная с $R = 0,26$, что еще дает недостаточно эффективную модель временного ряда, т.к. показатель детерминации будет всего около 7 %.

Вместе с тем, период с наибольшей нестационарностью приходится у всех трех методов на апрель—июнь, хотя максимум может варьировать от мая до июня. Второй всплеск нестационарности внутри года также по всем трем методам приходится на ноябрь и частично — январь. Число же нестационарных дисперсий, установленных по критерию Фишера, также имеет максимум весной.

По выполненной работе можно сделать следующие основные выводы:

- многолетние ряды среднемесячных температур воздуха на территории Якутии не являются стационарными и процент нестационарных рядов увеличивается в последнее время;
- из двух рассмотренных нестационарных моделей модель ступенчатых изменений является более эффективной (почти в 2 раза) для описания межгодовых изменений температуры воздуха по сравнению с широко применяемой в настоящее время моделью линейного тренда и ступенчатый рост температуры относится в большинстве случаев к 1980-м гг.;
- во внутригодовом распределении нестационарности имеют место два максимума: в переходный период от зимы к лету (апрель—июнь) и в начале зимнего периода (октябрь—ноябрь);
- территориально весенний и осенний максимумы нестационарности располагаются в разных частях территории Якутии: весенне-летний — на юге, осенне-зимний — на северо-востоке;
- при сравнении с методами оценки стационарности (критерий Стьюдента и статистическая значимость линейного тренда) получены аналогичные выводы о динамике нестационарности внутри года, что и по модели ступенчатых изменений.

Литература

1. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. — М.: Мир, 1974. — 406 с.
2. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. — М.: Статистика, 1973. — 392 с.
3. Дымников В.П., Лыкозов В.Н., Володин Е.М. Моделирование климата и его изменений. — М.: Наука, 2006. — 173 с.
4. Закс Л. Статистическое оценивание. — М.: Статистика, 1976. — 598 с.
5. Лобанов В.А., Шадульский А.Е. Определение зон климатического риска на территории России при современном изменении климата. — СПб.: РГГМУ, 2013. — 164 с.
6. Лобанов В.А., Смирнов И.А., Шадульский А.Е. Практикум по климатологии. Ч. 1. — СПб.: РГГМУ, 2011. — 145 с.
7. Лобанов В.А., Смирнов И.А., Шадульский А.Е. Практикум по климатологии. Ч. 2. — СПб.: РГГМУ, 2012. — 180 с.
8. Лобанов В.А., Тоцакова Г.Г. Проявление современных изменений климата на территории Костромской области. — Кострома: ФГБУ «Костромской центр по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды», 2013. — 179 с.
9. Малинин В.Н. Статистические методы анализа гидрометеорологической информации. — СПб.: РГГМУ, 2008. — 407 с.
10. Переведенцев Ю.П. Теория климата. — Казань: Изд-во Казанского ун-та, 2009. — 503 с.
11. Катцов В.М., Семенов С.М. Второй оценочный доклад Росгидромета об изменениях климата и их последствиях на территории Российской Федерации. Общее резюме. — М.: Федер. служба по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды, 2014. — 61 с.
12. МГЭИК 2007: Изменение климата, 2007 г. Обобщающий доклад. Вклад рабочих групп I, II и III в Четвертый доклад об оценке Межправительственной группы экспертов по изменению климата. Под

- ред. Р.К. Пачаури, А. Райзингер и основная группа авторов. — МГЭИК, Женева, Швейцария. — 104 с.
13. Катцов В.М., Кобышева Н.В., Мелешко В.П. и др. Оценка макроэкономических последствий изменений климата на территории Российской Федерации на период до 2030 г. и дальнейшую перспективу. Под ред. д.ф.-м.н. В.М. Катцова, д.э.н., проф. Б.Н. Порфирьева; Федер. служба по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды (Росгидромет). — М.: Д'АРТ Главная геофизическая обсерватория, 2011. — 252 с.
 14. Анисимов О.А. и др. Оценочный отчет. Основные природные и социально-экономические последствия изменения климата в районах распространения многолетнемерзлых пород: прогноз на основе синтеза наблюдений и моделирования. — М.: Совет Гринпис, 2010. — 82 с.
 15. Лобанов В.А., Задорожный С.П., Молдован Н.В., Шадурский А.Е., Шукри О.А. Информация и методы для определения зон климатического риска при инженерных изысканиях. // Инженерные изыскания. Август. — М., 2011, с. 72–77.
 16. Лобанов В.А., Лемешко Н.А., Жильцова Е.Л., Горлова С.А., Ренева С.А. Восстановление многолетних рядов температуры воздуха на Европейской территории России. // Метеорология и гидрология, 2005, № 2, с. 5–14.
 17. Лобанов В.А., Лемешко Н.А., Жильцова Е.Л., Горлова С.А., Ренева С.А. Методы восстановления многолетних рядов температуры воздуха. // Сборник работ по гидрологии, 2004, № 27, с. 54–68.
 18. Лобанов В.А., Шадурский А.Е. Применение эмпирико-статистических методов для моделирования и анализа климатических изменений. // Ученые записки РГГМУ, 2010, № 14, с. 73–88.
 19. Определение основных расчетных гидрологических характеристик: СП 33-101-2003. — М.: Госстрой России, 2004. — 73 с.
 20. Рекомендации по статистическим методам анализа однородности пространственно-временных колебаний речного стока. ГГИ. — Л.: Гидрометеониздат, 1984. — 78 с.
 21. Официальный сайт ФГБУ «Главная геофизическая обсерватория им. А.И. Воейкова». Раздел «Изменения климата в России в 21 веке (модели CMIP 5)». — Электронный ресурс: [<http://voeikovmgo.ru/ru/izmenenie-klimata-v-rossii-v-xxi-veke?id=613>].
 22. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Working Group I. Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Eds. by T.F. Stocker, D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley. — Cambridge University Press, Cambridge, New York, Melbourne, Madrid, Cape Town, Singapore, Sro Paolo, Delhi, Mexico City. — 1552 pp.
 23. Taylor K.E., Stouffer J.R., Meehl G.A. An overview of CMIP5 and experiment design. // American Meteorological Society, 2012, vol. 93, iss.4, pp. 485–498.