

УДК 551.501

**ОПЫТ АНАЛИЗА МНОГОЛЕТНЕЙ ДИНАМИКИ  
АНОМАЛИЙ СРЕДНИХ ГОДОВЫХ ТЕМПЕРАТУР ВОЗДУХА  
В КАЗАНИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ НАЧАЛЬНЫХ  
ПОЛОЖЕНИЙ ТЕОРИИ СЛУЧАЙНЫХ ФУНКЦИЙ**

*М.А. Верещагин, Ю.П. Переведенцев, Э.П. Наумов,  
К.М. Шанталинский, В.Д. Тудрий, Ф.В. Гоголь*

**Аннотация**

Многолетняя (1900–2004 гг.) динамика аномалий средних годовых температур воздуха, регистрируемых в метеорологической обсерватории Казанского государственного университета, рассматривается как поведение некоторой системы, проходящей через определенные ее состояния. С использованием начальных положений теории случайных функций исследуются некоторые особенности функционирования этой системы, имеющие научное и прикладное значение.

**Введение**

Город Казань относится к числу немногих пунктов регулярных метеорологических наблюдений на территории России, где их непрерывная продолжительность (и в их числе измерения температуры воздуха) насчитывает уже почти два столетия. История становления этих наблюдений неразрывно связана с деятельностью метеорологической обсерватории Казанского университета, основанной в 1812 г., вскоре после его открытия (1804 г.).

Попытки наладить систематические измерения температуры воздуха, атмосферного давления, характеристик ветра в Казани предпринимались и много раньше (в 1733, 1805 гг.) [1]. К сожалению, большая часть архива этих наблюдений оказалась утраченной, да и сами наблюдения в те годы не были регулярными.

До наших дней в наиболее полном и качественном виде дошли лишь непрерывные ряды (с 1828 г.) средних месячных и годовых температур воздуха [2], явившиеся в последующем уникальной базой данных для изучения исторических особенностей колебаний термического режима города [3–5 и др.].

Наблюдательная площадка метеорологической обсерватории с момента начала ее функционирования неизменно находилась во дворе главного корпуса университета (центральная часть города), будучи окруженной со всех сторон плотной городской застройкой. Таким образом, по условиям местонахождения метеорологическую обсерваторию следует относить к категории типично городских пунктов наблюдений.

Начиная со середины XIX столетия и позднее в ближайших окрестностях Казани для производства метеорологических наблюдений было открыто еще несколько станций. Тем самым возникли благоприятные предпосылки для получения объективных оценок воздействия городской среды на многолетнюю динамику термического режима города [3, 6, 7].

Наиболее важной особенностью указанной динамики является тенденция длительного потепления климата города [3, 5, 6, 8], которую в ходе последующего изложения нам придется неоднократно упоминать. В связи с этим представляется целесообразным привести небольшую сводку данных, характеризующих процесс потепления климата города. Ограничимся при этом показателями, отражающими лишь динамику средних годовых температур воздуха (СГТВ).

На протяжении последних 176 лет (1828–2004 гг.) в межгодовых изменениях температуры воздуха присутствовала линейная составляющая тренда потепления. Средняя за этот период времени скорость потепления составила  $1.39^{\circ}\text{C}/100$  лет, что существенно больше соответствующих показателей потепления (за период 1856–1997 гг.) на Северном полушарии ( $0.38^{\circ}\text{C}/100$  лет) и Земле в целом ( $0.42^{\circ}\text{C}/100$  лет) [8].

В итоге за упомянутые 176 лет СГТВ внутри города увеличилась на  $2.4^{\circ}\text{C}$  [3]. Результаты работы [7] показывают, что в указанном повышении СГТВ 58.3% ( $\sim 1.4^{\circ}\text{C}$ ) объясняется влиянием «городской составляющей» потепления и лишь 41.7% ( $\sim 1^{\circ}\text{C}$ ) – действием факторов глобального масштаба.

Из результатов работ [3, 8] следует также, что процесс потепления климата города развивался нелинейно (с ускорением). Наиболее высокими темпами потепление шло в последние десятилетия (1941–2004 гг.). В 1995 г. был достигнут абсолютный максимум СГТВ ( $6.8^{\circ}\text{C}$ ) за всю историю измерений температуры воздуха.

### Объект изучения, методика и результаты исследования

Настоящую работу следует рассматривать как дальнейшее развитие традиционного направления научных исследований кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского государственного университета, связанного с изучением динамики климата города.

Однако, в отличие от предшествующих работ, основное внимание будет направлено на изложение результатов анализа марковских свойств многолетней (1900–2004 гг.) хронологической последовательности аномалий средних годовых температур воздуха (АСГТВ).

Ежегодные значения АСГТВ ( $\Delta t$ ) вычислялись как разности между текущими величинами СГТВ, регистрируемыми в метеорологической обсерватории, и их средней величиной ( $\bar{t} = 4.4^{\circ}\text{C}$ ), полученной из осреднения за период 1961–1990 гг. (рис. 1).

Согласно принятого в практике метеорологического информационного обеспечения стандарта [9], АСГТВ при ее величине  $\Delta t < -1^{\circ}\text{C}$  квалифицировалась как температура воздуха «ниже нормы» (НН), а при  $|\Delta t| \leq 1^{\circ}\text{C}$  и  $\Delta t > 1^{\circ}\text{C}$  – «в норме» (Н) и «выше нормы» (ВН) соответственно. В итоге многолетняя по-

следовательность АСГТВ рассматривалась как поведение некоторой системы, проходящей указанные три состояния.

При самом беглом рассмотрении рис. 1 может сложиться впечатление о хаотичности функционирования рассматриваемой системы. При более внимательном изучении того же рисунка в сильно «зашумленном» поведении системы все же удается обнаружить некоторые устойчивые закономерности. Так, например, видно, что в начале исследуемого периода (1900–1925 гг.) система в состоянии  $H$  наблюдалась наиболее часто, да и сама интенсивность отрицательных АСГТВ была заметно большей, нежели в конце исследуемого периода (1975–2004 гг.). В конце исследуемого периода чаще, чем в его начале, система находилась в состоянии  $BH$ . В этих особенностях функционирования уже усматриваются первые признаки нестационарного характера ее поведения, обусловленные тенденцией длительного потепления климата города.

Существенно важными для последующего анализа являются оценки безусловных вероятностей обнаружения  $p_i$  аномалий  $\Delta t$  в каждой из трех градаций ( $HH$  ( $i = 1$ ),  $H$  ( $i = 2$ ),  $BH$  ( $i = 3$ )):

$$p_i = n_i / N. \quad (1)$$

Здесь  $N = 105$  – объем изучаемой выборки,  $n_i$  – число обнаружений  $\Delta t$  в  $i$ -й градации. Полученные таким образом оценки  $p_i$  ( $p_{HH} = 0.2115$ ,  $p_H = 0.6630$ ,  $p_{BH} = 0.1250$ ) далее определяются как компоненты базисного вектора вероятностей состояний системы  $\mathbf{P}(t_0)$ :

$$\mathbf{P}(t_0) = [p_1(t_0), p_2(t_0), p_3(t_0)], \quad (2)$$

где  $t_0$  – символ начального момента времени.

Из условий  $p_H > p_{HH}$ ,  $p_H > p_{BH}$  следует, что рассматриваемая система при всей сложности ее поведения и наличии в ней систематической составляющей (тенденции потепления) обладает еще значительным потенциалом саморегулирования: после выхода термического режима из «нормального» ( $H$ ) в его экстремальные ( $HH$  или  $BH$ ) состояния она чаще всего опять входит в «норму», чтобы затем из этого состояния снова перейти в состояние  $HH$  или  $BH$ .

Изучаемую хронологическую последовательность АСГТВ (или поведение выше указанной системы, рис. 1, б) будем одновременно трактовать как реализацию случайной функции  $X(t)$  с дискретным временем (с интервалом дискретизации в один год) и дискретным множеством ( $HH$ ,  $H$ ,  $BH$ ) ее значений. Начальное ( $t_0$ ) состояние системы задается базисным вектором вероятностей  $\mathbf{P}(t_0)$ .

Существенный интерес может представлять при этом выяснение вопроса о том, в какой градации (из 3-х возможных) следует ожидать чаще (реже) всего значения АСГТВ при числе переходов системы в  $n$  лет ( $n \geq 1$ ) вне зависимости от того, в какой градации она находилась в начальный момент времени. Очевидно, что ответ на этот вопрос предполагает оценки величин безусловных вероятностей обнаружения АСГТВ в каждой из трех градаций:

$$p_i(n) = \frac{m_i(n)}{N - n} = \frac{m_i(n)}{k} \quad (i=1,2,3). \quad (3)$$

Здесь  $m_i(n)$  – число попаданий  $\Delta t$  в  $i$ -ю градацию,  $k$  – объем выборки, учитываемый при оценке  $p_i(n)$ .

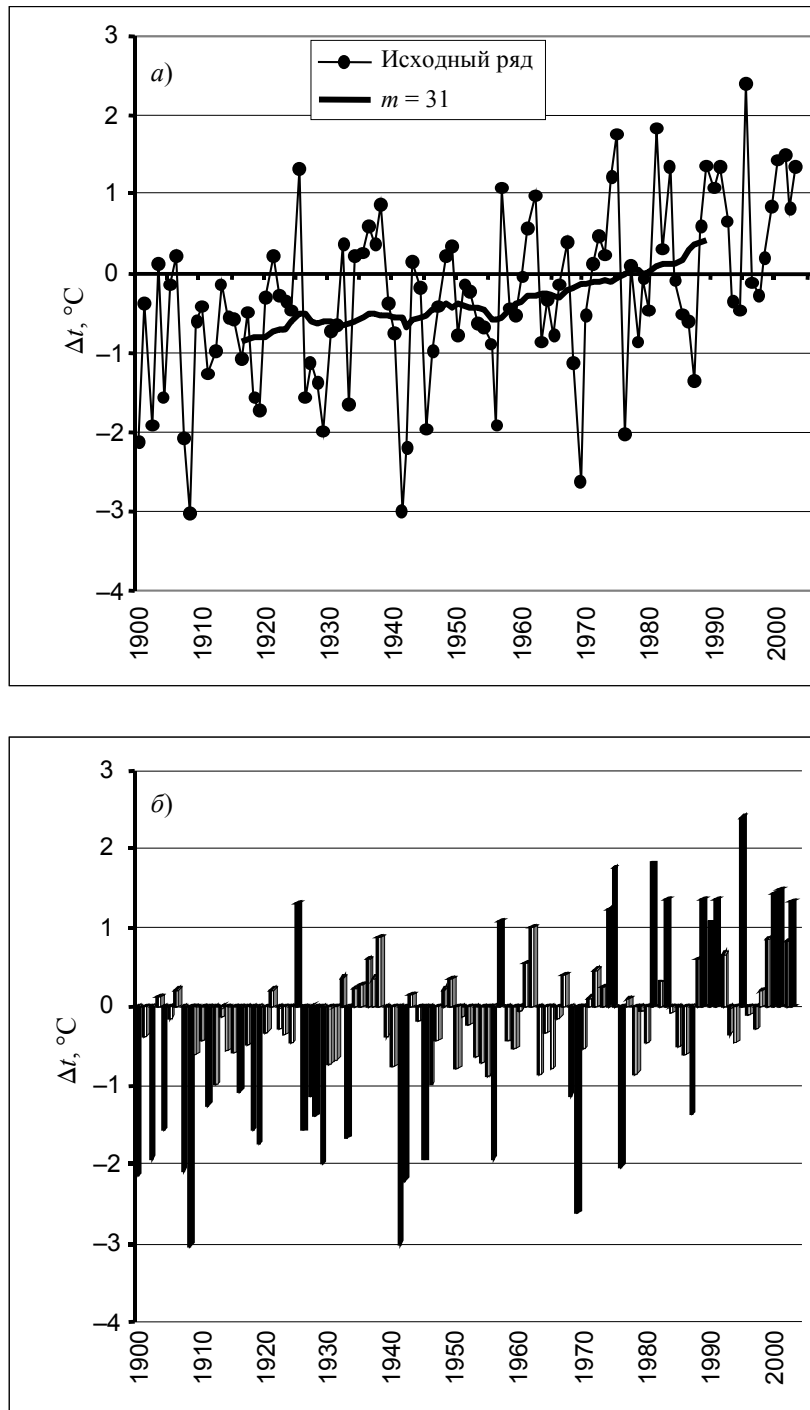


Рис. 1. Многолетняя динамика АСГТВ ( $\Delta t, ^\circ\text{C}$ ) на ст. Казань, университет в ее натуральном (а) и градуированном (б) представлениях и результаты ее сглаживания (скользящее осреднение при  $m = 31$  год)

При фиксированном  $n$

$$\sum p_i(n) = 1, 0, \quad (4)$$

а вектор-строку

$$\mathbf{P}(n) = [p_1(n), p_2(n), p_3(n)] \quad (5)$$

следует рассматривать как вектор вероятностей состояний системы при числе ее переходов  $n$ .

Оценки частот  $p_i(n)$  выполнялись в интервале  $1 \leq n \leq 90$  (рис. 2) с использованием «метода скольжения». При заданном значении  $n$  в качестве начальных ординат функции  $X(t)$  рассматривались  $1, 2, \dots, (N-n-1)$ ,  $(N-n)$ -й члены многолетнего ряда градуированных величин АСГТВ, а в качестве последующих ординат соответственно  $(1+n)$ ,  $(1+n+1)$ ,  $\dots$ ,  $(N-n)$ ,  $N$ -й члены того же ряда.

С увеличением числа переходов  $n$  наблюдается уменьшение объема выборки  $k$ , используемого при оценке  $p_i(n)$  (3) и некоторое увеличение средней квадратической погрешности

$$\sigma_i(n) = \sqrt{p_i(n) \cdot [1 - p_i(n)] / k} \quad (6)$$

определения  $p_i(n)$ . Одновременно увеличивается и ширина зоны неопределенности поведения частот  $p_i(n)$

$$s_i(n) = p_i(n) \pm \sigma_i(n) \quad (7)$$

и ухудшаются условия их распознавания.

При  $n = \text{const}$  признаком относительно надежного (при уровне доверия  $\geq 68\%$ ) распознавания, например, частот  $p_H(n)$  и  $p_{HH}(n)$  будут являться неперекрывающиеся зоны  $s_H(n)$  и  $s_{BH}(n)$ .

Из поведения эмпирических кривых  $p_i(n)$  (рис. 2) следует, что на всем интервале переходов системы  $1 \leq n \leq 90$  ординаты  $p_H(n)$  по отношению к ординатам кривых  $p_{BH}(n)$ ,  $p_{HH}(n)$  занимают самое высокое положение, а ординаты  $p_{HH}(n)$  (при  $n \geq 25$ ) – наиболее низкое положение. Можно также легко убедиться в том, что при всех  $n \geq 1$  нижняя граница зоны  $s_H(n)$  нигде не перекрывается верхними границами зон  $s_{BH}(n)$ ,  $s_{HH}(n)$ . Это позволяет утверждать о том, что, указывая в прогнозах (с их заблаговременностью  $n \geq 1$  и вне зависимости от начального положения АСГТВ) будущее значение  $\Delta t$  в градации «норма», в 60–75% случаев мы можем рассчитывать на «успех». Но если в тех же прогнозах будущее положение  $\Delta t$  указывать в классе «ниже нормы» мы рискуем ошибиться не менее, чем в 90% случаев.

При  $n \geq 60$  возрастает надежность прогнозов, если будущее положение  $\Delta t$  указывать в классе «выше нормы» (рис. 2). Однако, и в этом случае  $p_H(n) > p_{BH}(n)$ . Обратим также внимание на то, что с ростом числа переходов  $n$  в поведении ординат  $p_H(n)$  и  $p_{HH}(n)$  наблюдаются устойчивые тенденции к их уменьшению, а в поведении ординат  $p_{BH}(n)$  – тенденция к их быстрому увеличению.

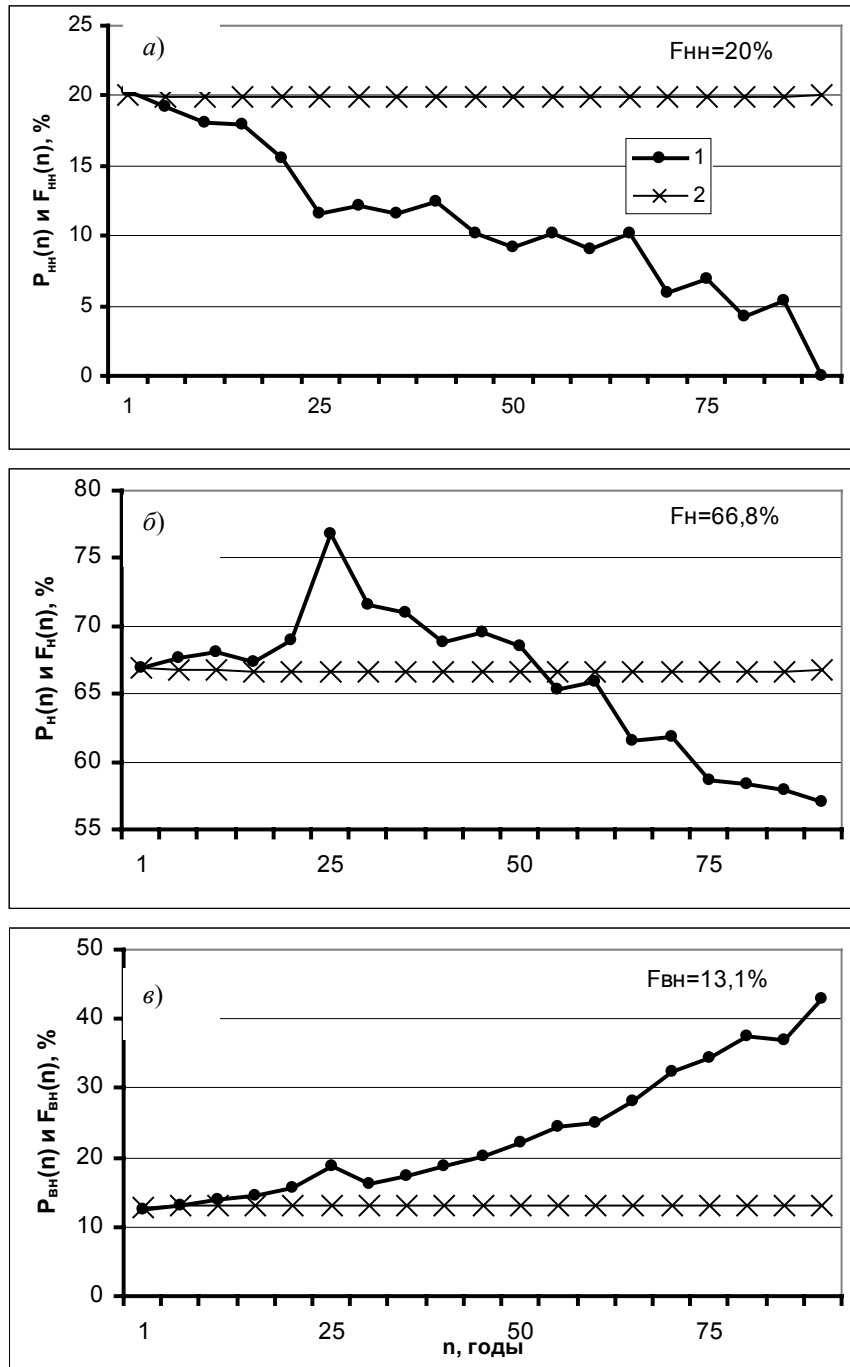


Рис. 2. Безусловные вероятности попадания АСГТВ в градации «HH» (а), «H» (б), «BH» (в): 1 – фактические, 2 – виртуальные величины, следующие из воспроизводства многолетней динамики АСГТВ простой однородной цепью Маркова

Это свидетельствует о том, что с ростом  $n$  наблюдается систематическое изменение закона распределения АСГТВ, что является верным признаком нестационарности многолетней динамики термического режима города [10–11].

Очевидно, что главным ее источником является уже упоминавшаяся длительная тенденция потепления климата города.

Указанная нестационарность проявляется в изменчивости векторов  $\mathbf{P}(n)$ , в возникновении «ползучей неоднородности» в исходном ряду  $\Delta t$  и, как следствие, в становлении проблемы определения оптимальной длины периода осреднения [12–14] для расчета средних многолетних показателей термического режима.

Прямым следствием систематических изменений безусловных вероятностей  $p_i(n)$  является все возрастающая надежность

$$f(n) = p_H(n) + p_{BH}(n) \quad (8)$$

попаданий  $\Delta t$  в укрупненную градацию «норма – выше нормы», особенно заметная при  $n \geq 50$  (табл. 1).

Табл. 1

Вероятности  $f(n)$ , %

$n$ , годы	50	60	70	80	90
$f(n)$	90.7	90.9	94.0	95.8	100

Можно при этом полагать, что анализ функций  $p_i(n)$  может быть полезным для выявления скрытых неоднородностей и в других, помимо рядов АСГТВ, временных рядах.

Опыт показывает [12–14], что временные метеорологические ряды в большинстве заключают в себе в той или иной мере систематическую составляющую (тренд) и, строго говоря, нестационарны. Однако в ряде случаев на определенных интервалах времени они могут рассматриваться как почти стационарные. В связи с этим возникает необходимость сравнения динамики реально наблюдаемого процесса  $X(t)$  с динамикой строго стационарного процесса  $Y(t)$ , имитируемого посредством какого-либо алгоритма.

В нашем случае в качестве эталона стационарного процесса рассматривалась простая однородная цепь Маркова. Условия ее функционирования предполагают такое поведение системы, когда условная вероятность перехода из начального ( $i$ ) состояния в последующее ( $j$ ) зависит (наряду с учетом  $i$ ) лишь от длины интервала времени между указанными состояниями (в нашем случае – от числа переходов  $n$ ) и не зависит от начала его отсчета [10, 11]. Вектор вероятностей состояний такой системы задается равенством

$$\mathbf{F}(n) = \mathbf{P}(t_0) \cdot \Gamma^n, \quad (9)$$

где  $\Gamma = \parallel p_{ij} \parallel$  – матрица перехода системы.

Простая однородная модель Маркова стационарна и эргодична, и для нее можно определить вид предельного вектора вероятностей

$$\mathbf{F} = [F_{HH}, F_H, F_{BH}]. \quad (10)$$

При числе переходов  $n \rightarrow \infty$  компоненты вектора  $\mathbf{F}$  определяются при этом из решения системы линейных уравнений

$$[F_{HH}, F_H, F_{BH}] = [F_{HH}, F_H, F_{BH}] \cdot \Gamma. \quad (11)$$

Применительно к изучаемому ряду вид матрицы  $\Gamma$  определился следующим образом

$$\Gamma = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.32 & 0.64 & 0.04 \\ 0.17 & 0.71 & 0.12 \\ 0.17 & 0.50 & 0.33 \end{pmatrix}. \quad (12)$$

Графический вид функций  $F_i(n)$  для строго стационарного процесса представлен на рис. 2. Там же показаны и значения компонент предельного вектора  $F_{HH}, F_H, F_{BH}$ . Разности ординат функций  $p_i(n)$  и  $F_i(n)$  позволяют составить качественное представление о степени согласия (или отличия) наблюдаемой динамики АСГТВ  $[\mathbf{P}(n)]$  с их возможной динамикой  $[\mathbf{F}(n)]$ , предполагающей отсутствие в ряду  $\Delta t$  систематической составляющей.

В качестве объективной меры сходства между двумя видами динамики теплового режима может служить комплексный показатель сходства векторов

$$C(n) = \frac{\mathbf{P}(n)^T \mathbf{F}(n)}{\left(\mathbf{P}(n)^T \mathbf{P}(n) [\mathbf{F}(n)^T \mathbf{F}(n)]\right)^{1/2}} + \left(1 + [\mathbf{P}(n) - \mathbf{F}(n)]^T [\mathbf{P}(n) - \mathbf{F}(n)]\right)^{-1}, \quad (13)$$

где  $\mathbf{P}(n)^T$  – транспонированный вектор  $\mathbf{P}(n)$ ,  $n \geq 1$ .

При полной аналогии векторов  $\mathbf{P}(n)$  и  $\mathbf{F}(n)$  –  $C(n) = 2.0$ , при полной контралогии  $C(n) = -1.0$ . Вид функции  $C(n)$  воспроизводится на рис. 3.

Из совместного рассмотрения рис. 2, 3 следует, что на интервале времени  $1 \leq n \leq 15(20)$  ординаты  $p_i(n)$  и  $F_i(n)$  почти совпадают, а функция  $C(n)$  близка к своему верхнему пределу. Таким образом, при числе переходов  $n \leq 15 \div 20$  динамика градуированных АСГТВ почти стационарна и достаточно полно воспроизводится простой однородной цепью Маркова. Указанное обстоятельство, очевидно, объясняется тем, что на коротких интервалах времени влияние тренда потепления на колебания  $\Delta t$  еще почти не проявляется. Отсюда следует, что на фиксированных отрезках времени продолжительностью до  $15 \div 20$  лет средние показатели термического режима обладают значительной устойчивостью. Указанный период времени в связи с этим следует рассматривать как наиболее оптимальный (для условий Казани) для получения упомянутых средних величин.

При числе переходов  $n \geq 15 \div 20$  согласие между наблюдаемой  $[\mathbf{P}(n)]$  и теоретически возможной  $[\mathbf{F}(n)]$  динамикой  $\Delta t$  утрачивается: при  $15 \leq n \leq 40$  – сравнительно медленно, при  $40 \leq n \leq 65$  – заметно быстрее, а при  $n \geq 60$  – наиболее быстро (рис. 3).

Таким образом, на больших интервалах времени динамика АСГТВ, рассматриваемая условно как реализация случайной функции  $X(t)$ , много сложнее динамики рассматриваемой цепи Маркова. Последняя предполагает [10, 11], что закон распределения ординаты  $X(t_i)$ , вполне определяется значением ординаты  $X(t_{i-1})$ , зависит от длины промежутка времени  $t_{i-1} - t_i$  (числа переходов  $n$ ) и не зависит от значений предшествующих ординат  $X(t_{i-2}), X(t_{i-3})$  и др., т. е. от более ранней предыстории процесса. Последнее противоречит ранее установленному присутствию в  $X(t)$  систематической составляющей.



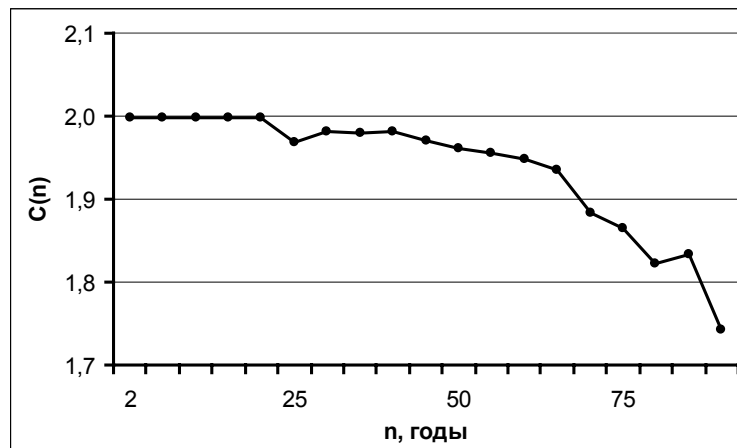


Рис. 3. Динамика комплексного показателя сходимости векторов  $C(n)$

Поэтому для описания поведения АСГТВ на длительных интервалах времени можно рассчитывать на наиболее полный успех, привлекая для этого более сложные модели (аппарат марковских процессов высоких порядков). Так, например, в работе [15] для экстраполяции сглаженной динамики СГТВ проверялась возможность использования для этой цели стационарных марковских моделей 10 ÷ 15-го порядков. При этом были получены положительные результаты.

Из всего сказанного следует также, что при числе переходов  $n \geq 15 \div 20$  используемая последовательность АСГТВ неэргодична, что приводит, в частности, к неустойчивости средних показателей термического режима и бессмысленности попыток их уточнения путем удлинения имеющихся рядов.

Присутствие в многолетней динамике  $\Delta t$  систематической составляющей влечет за собою некоторую предсказуемость их поведения [15]. Об этом свидетельствует, в частности, данные о динамике условных вероятностей  $p_{ij}(n)$  переходов  $\Delta t$  из начальной ( $i$ ) в последующую ( $j$ ) градацию (табл. 2). Здесь же наряду с эмпирическими оценками  $p_{ij}(n)$  показаны также (в круглых скобках) вероятности  $F_{ij}(n)$ , следующие из результатов имитации динамики  $\Delta t$  простой однородной цепью Маркова. Вероятности  $F_{ij}(n)$  вычислялись с использованием матрицы переходов  $\Gamma$ :

$$\|F_{ij}(n)\| = \Gamma^n. \quad (14)$$

При  $n \rightarrow \infty$  матрица  $\Gamma^n$  стремится к предельной матрице с одинаковыми строками [10, 11]. Это свойство начинает проявляться при  $n \geq 5$  и уже при  $n = 10$  мы имеем (с небольшими округлениями)

$$F_{ij}(n) = \begin{pmatrix} 0.200 & 0.668 & 0.132 \\ 0.200 & 0.668 & 0.132 \\ 0.200 & 0.668 & 0.132 \end{pmatrix}. \quad (15)$$

Табл. 2

Условные вероятности  $p_{ij}(n)$  и  $F_{ij}(n)$  (в круглых скобках), %

Градации АСГТВ		$p_{ij}(n)$ и $F_{ij}(n)$ при различных $n$ (годы)				
начальная, $i$	последующая, $j$	1	5	10	20	30
<i>НН</i>	<i>НН</i>	31.8 (31.0)	13.6 (20.0)	18.2 (20.0)	14.3 (20.0)	10.0 (20.0)
	<i>Н</i>	63.6 (64.0)	77.2 (66.9)	81.8 (66.8)	81.0 (66.8)	80.0 (66.8)
	<i>ВН</i>	4.6 (4.0)	9.2 (13.1)	0 (13.2)	4.7 (13.2)	10.0 (13.2)
<i>Н</i>	<i>НН</i>	17.4 (17.0)	22.4 (19.9)	20.6 (20.0)	15.8 (20.0)	11.6 (20.0)
	<i>Н</i>	71.0 (71.0)	64.2 (66.8)	63.5 (66.8)	68.4 (66.8)	69.2 (66.8)
	<i>ВН</i>	11.6 (12.0)	13.4 (13.1)	15.9 (13.2)	15.8 (13.2)	19.2 (13.2)
<i>ВН</i>	<i>НН</i>	16.7 (17.0)	0 (19.9)	0 (20.0)	16.7 (20.0)	50.0 (20.0)
	<i>Н</i>	50.0 (50.0)	80.0 (66.8)	66.7 (66.8)	33.3 (66.8)	50.0 (66.8)
	<i>ВН</i>	33.3 (33.0)	20.0 (13.2)	33.3 (13.2)	50.0 (13.2)	0.0 (13.2)

Из сравнения частот  $p_{ij}(n)$  и  $F_{ij}(n)$  (табл. 2) следует, что увеличение предсказуемости поведения  $\Delta t$  за счет присутствия в многолетнем ряду АСГТВ тенденции потепления наблюдается при этом не во всех возможных случаях, а лишь в определенных.

Наибольшее увеличение предсказуемости (на 10 ÷ 20%) достигается, в первую очередь, тогда, когда начальное значение  $\Delta t$  относится к градации *НН*, а в прогнозах при их заблаговременности  $n \geq 5$  будущее положение  $\Delta t$  указывается в градации *Н*.

Надежность таких прогнозов значительна:  $77.2 \leq p_{ij}(n) \leq 81.8\%$ . Заметное увеличение предсказуемости наблюдается также в прогнозах, когда будущее положение предиктанта ( $\Delta t$ ) указывается в градации *ВН* (до 7 ÷ 27%) и *Н* (до 13.2% при  $n = 5$ ) при начальном положении  $\Delta t$  в градации *ВН* и в некоторых других случаях.

### Выводы

1. Многолетняя динамика АСГТВ в Казани, условно рассматриваемая как поведение некоторой системы, на больших интервалах времени (более 15÷20 лет) нестационарна и существенно отличается от поведения простой однородной цепи Маркова. Основным источником указанной нестационарности является присутствие в многолетнем ряду  $\Delta t$  длительной тенденции потепления. Отмеченные обстоятельства влекут за собою неустойчивость средних показателей термического режима, бессмысленность попыток их уточнения за счет удлинения соответствующих рядов. А в отдельных случаях это приводит к заметному возрастанию предсказуемости его поведения.

2. На интервалах времени, не больших  $15 \div 20$  лет, влияние тренда потепления практически не проявляется, и многолетняя динамика АСГТВ достаточно полно воспроизводится поведением простой однородной цепи Маркова. В рамках указанного периода времени средние показатели термического режима обнаруживают значительную устойчивость, а сам промежуток времени  $15 \div 20$  лет для условий Казани можно рассматривать как наиболее оптимальный для их определения.

### Summary

*M.A. Vereschagin, Y.P. Perevedentsev, E.P. Naumov, K.M. Shantalinsky, V.D. Tudry, F.V. Gogol.* Experience of the analysis of long-term dynamics averages annual air temperatures anomalies in Kazan using initial positions of the theory of stochastic functions.

Long-term (1900–2004) dynamics of averages annual anomalies of air temperatures, registered in a meteorological observatory of the Kazan State University, is considered as behaviour of some system, which are passing through its certain conditions. Using initial positions of the theory of stochastic functions some features of this system functioning having scientific and applied importance are investigated.

### Литература

1. *Переведенцев Ю.П.* Метеорология в Казанском университете: становление, развитие, основные достижения. – Казань: Изд-во Казан. ун-та, 2001. – 128 с.
2. Климатологический справочник СССР. Вып. 12. Ч. 1. Метеорологические данные за отдельные годы. Температура воздуха. – Л.: Гидрометеиздат, 1989. – 431 с.
3. *Верещагин М.А., Переведенцев Ю.П., Шанталинский К.М.* О вероятных изменениях средней годовой температуры воздуха на востоке Русской равнины в конце текущего и в начале XXI столетия // Метеорология и гидрология. – 1996. – № 8. – С. 38–44.
4. *Кушников П.Д.* Об изменении температуры воздуха в Казани за 97 лет (1828–1925 гг.) // Учен. зап. Казан. ун-та. – 1925. – Т. 85, Кн. 1. – С. 68–69.
5. *Смоляков П.Т.* Температурный режим г. Казани // Учен. зап. Казан. ун-та. – 1956. – Т. 116, Кн. 5. – С. 232–235.
6. *Колобов Н.В., Верещагин М.А., Переведенцев Ю.П., Шанталинский К.М.* Оценка влияния роста Казани на изменения термического режима внутри города // Тр. Зап. СибНИИ. – 1983. – Вып. 57. – С. 37–41.
7. *Переведенцев Ю.П., Верещагин М.А., Шанталинский К.М.* О многолетних колебаниях температуры воздуха по данным метеорологической обсерватории Казанского университета // Метеорология и гидрология. – 1994. – № 7. – С. 59–67.
8. *Переведенцев Ю.П., Верещагин М.А., Шанталинский К.М., Тудрий В.Д.* Современное глобальные и региональные изменения окружающей среды и климата. – Казань: УНИПРЕСС, 1999. – 96 с.
9. *Багров Н.А., Кондратович К.В., Педь Д.А., Угрюмов А.И.* Долгосрочные метеорологические прогнозы. – Л.: Гидрометеиздат, 1985. – 248 с.
10. *Вентцель Е.С.* Теория вероятностей. – М.: Физматгиз, 1982. – 564 с.
11. *Иванова В.М., Калинина В.Н., Нешумова Л.А., Решетникова И.О.* Математическая статистика. – М.: Высш. шк., 1975. – 398 с.
12. *Кобышева Н.В., Наровлянский Г.Я.* Климатологическая обработка метеорологической информации. – Л.: Гидрометеиздат, 1978. – 295 с.

13. Дроздов О.А., Васильев В.А., Кобышева Н.В., Раевский А.Н., Смекалова Л.К. Климатология. – Л.: Гидрометеиздат, 1989. – 568 с.
14. Рубинштейн Е.С. К вопросу о периоде осреднения в климатологии // Тр. ГГО. – 1965. – Вып. 181. – С. 46–51.
15. Верещагин М.А., Переведенцев Ю.П., Наумов Э.П., Шанталинский К.М., Гоголь Ф.В. Многолетние изменения температуры воздуха и атмосферных осадков в Казани и их некоторые проявления // Учен. зап. Казан. ун-та. Сер. Естеств. науки. – 2005. – Т. 147, Кн. 3. – С. 151–166.

Поступила в редакцию  
12.03.07

---

**Верещагин Михаил Алексеевич** – кандидат географических наук, доцент кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского государственного университета.

**Переведенцев Юрий Петрович** – доктор географических наук, профессор, заведующий кафедрой метеорологии, климатологии и экологии Казанского государственного университета.

E-mail: [Yuri.Perevedentsev@ksu.ru](mailto:Yuri.Perevedentsev@ksu.ru)

**Наумов Эдуард Петрович** – кандидат географических наук, доцент кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского государственного университета.

**Шанталинский Константин Михайлович** – кандидат географических наук, доцент кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского государственного университета.

E-mail: [Konstantin.Shantalinsky@ksu.ru](mailto:Konstantin.Shantalinsky@ksu.ru)

**Тудрий Вадим Дмитриевич** – кандидат географических наук, доцент кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского государственного университета.

E-mail: [ATON@mi.ru](mailto:ATON@mi.ru)

**Гоголь Феликс Витальевич** – ассистент кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского государственного университета.

E-mail: [Felix.Gogol@ksu.ru](mailto:Felix.Gogol@ksu.ru)