

С.Г. Добровольский

О СТОХАСТИЧЕСКОМ МОДЕЛИРОВАНИИ ЕСТЕСТВЕННЫХ ИЗМЕНЕНИЙ ГЛОБАЛЬНОЙ ТЕМПЕРАТУРЫ

S.G. Dobrovolski

ON STOCHASTIC MODELING OF NATURAL CHANGES IN THE GLOBAL TEMPERATURES

Ряды годовых значений средней глобальной температуры воздуха T за 1880–2014 гг. анализируются с точки зрения теории стохастических моделей климата К. Хассельманна. Для расчетов использована новая система оценок статистических и стохастических параметров временных рядов, предложенная автором. Показано, что как на протяжении периода «раннего потепления» середины нулевых годов XX в. — середины 1940-х гг., так и в среднем за весь период наблюдений температурный ряд удовлетворительно описывается моделью реализации случайного блуждания (дискретного винеровского процесса). Соответственно, ряд ежегодных приращений глобальной температуры описывается моделью реализации гауссовского белого шума. Оценка математического ожидания ряда приращений не отличается статистически значимо от нуля и не обнаруживает статистически значимого роста со временем. Представлен пробный прогноз естественных изменений глобальной температуры, начиная с 1945 г., и прогноз на период 2015–2100 г. Показано, что наблюдавшиеся с 1945 по 2014 г. реальные изменения T не выходили за пределы среднеквадратичных ошибок пробного прогноза. Диапазон среднеквадратичных ошибок прогноза T до конца XXI в. включает в себя сценарий изменений T за счет парникового эффекта, разработанный в Московском энергетическом институте, а на протяжении первой трети века — «мягкие» сценарии МГЭИК.

Ключевые слова: глобальная температура, климатические изменения, стохастические модели.

Time series of the globally averaged air temperatures T for the period 1880 through 2014 are analyzed in the framework of the K. Hasselmann's stochastic climate models theory. A new system of estimating statistical and stochastic parameters of time series, proposed by the author, is used in the present investigation. It is shown that both for the period of "early" global heating (1905–1944) and, in average, for the whole period of instrumental recording (1880–2014), series T is satisfactorily described by the realization of the random walk process (discrete Wiener process). Time series of the year-to-year annual increments of the global temperatures is described by the realization of the Gaussian white noise. Estimation of the mathematical expectation of the increments series does not significantly differ from zero and does not demonstrate statistically significant rise with time. A forecast of the natural changes in global temperature starting from the year 1945, and a forecast for the period 2015–2100 is given. It is shown that real changes of T during 1945–2014 did not exceed mean square root errors of the forecast. M.s.r. diapason of the forecast for 2015–2100 includes the T scenario, proposed by the Moscow Energy Institute, and for the first 30 years of the 21th century, includes "soft" variants of the T forecast by the IPCC.

Key words: global temperature, climatic changes, stochastic models.

Введение

В 1976 г. была опубликована фундаментальная работа К. Хассельманна «Стохастическая теория климатических моделей. Ч. I. Теория» [16]. В ней была существенно усовершенствована концепция стохастических моделей взаимодействия земных сред, изложенная в ранней работе Дж. Митчелла [20], и показано, что в широком диапазоне частот и периодов — примерно от 1 месяца (если исключить сезонный ход, то есть если оперировать месячными аномалиями) до тысяч лет — естественные изменения глобальной температуры воздуха теоретически должны описываться реализациями процесса случайного блуждания, а график соответствующей спектральной плотности должен соответствовать закону «степени минус 2» (в билогарифмических шкалах). Позже теория Хассельманна была развита в работах [12, 17 и др.].

Указанные теоретические предположения были многократно подтверждены на моделях компонентов климатической системы и при помощи анализа данных наблюдений и палеореконструкций: на модели атмосферы Крузе [18], на модели энергетического баланса Будыко–Селлерса и при помощи данных палеореконструкций [19], на моделях океана [14], на материале регистраций глобально осредненного уровня океана [2], при помощи рядов глобальных температур [11, 15], имевшихся к концу 1980-х гг. Однако, в настоящее время доступны более надежные и более длинные ряды глобальных температур, полученные различными группами исследователей. Предлагаются также новые варианты прогнозов и сценариев возможных изменений глобальных температур в XXI в. вследствие парникового эффекта. Наконец, появились новые подходы к анализу временных рядов и новые оценки их параметров. Целью настоящей работы является проверка гипотезы Хассельмана с учетом перечисленных новых возможностей, а также попытка трактовки результатов анализа глобальных температур в отношении прогнозов изменений глобального климата.

Метод анализа изменений глобальной температуры

В работе были использованы новые методы и формулы для оценки параметров стохастических моделей временных рядов, предложенные автором. Анализ традиционных и широко распространенных методов оценки основных характеристик временных рядов — оценки второго момента случайных функций, порядка стохастических (авторегрессионных моделей), критериев стационарности/нестационарности моделей временных рядов продемонстрировал их заметное несовершенство: наличие смещенности оценок коррелированности смежных значений рядов, сильную зависимость оценок порядков моделей от длин рядов (следовательно, несопоставимость результатов, полученных для различных сегментов рядов), неадекватный учет автокоррелированности рядов при изучении степени стационарности процессов и т.д.

С целью усовершенствования указанных оценок, автором были проделаны эксперименты методом розыгрыша вероятностей Монте-Карло с использованием нового метода генерирования псевдослучайных гауссовских величин. Автором показано, что наиболее распространенные экономичные методы генерирования псевдослучайных гауссовских чисел приводят к заметной асимметрии в распределениях генерируемых

величин и к смещенности средних значений. Автором был предложен простой, но эффективный и экономичный, в отношении затрат машинного времени, алгоритм¹, который позволил существенно улучшить характеристики генерируемых чисел. Например, на основе экспериментов по генерированию 1 млн псевдослучайных чисел было показано, что предложенный метод на два с половиной порядка (в 390 раз) уменьшает асимметрию, свойственную псевдослучайным числам, генерируемым при помощи соответствующего алгоритма из библиотеки стандартных программ ВЦ РАН. Кроме того, достигается практически нулевое и единичное значения — с точностью до шестого знака после запятой — соответственно, математического ожидания и дисперсии генерируемых величин (улучшения более чем на 4 порядка). Наконец, использование предложенного нами алгоритма позволило существенно уменьшить и эксцесс относительно нормального, значение которого в нашем случае составляло лишь 0,03 эксцесса плотности гауссовского распределения.

Чтобы применение, для анализа температурных рядов, корреляционной теории стационарных случайных функций (последовательностей) было корректным, в работе исследовались не только исходные ряды, но и ряды величин, пересчитанных в нормально распределенные. Если первый этап такого преобразования — пересчет исходных величин в равномерно распределенные (путем перехода к обеспеченностям) — сравнительно прост и приводит к практически идеальному равномерному распределению, то на втором этапе (переход от прямоугольного к нормальному распределению) имелись методологические проблемы. Нами был предложен новый алгоритм соответствующего преобразования, который позволил, по сравнению с упомянутым алгоритмом ВЦ РАН, в 5 раз уменьшить асимметрию, на порядок уменьшить смещенность и на 4,5 порядка уменьшить ошибку в стандарте получаемых величин.

На основе указанных модификаций алгоритмов получения нормально распределенных чисел были осуществлены эксперименты, имевшие целью усовершенствовать традиционные методы оценок параметров изменчивости временных рядов. Так, для выборочной оценки коэффициента автокорреляции с единичным сдвигом по времени (для гауссовских рядов) была получена формула

$$r_{1, \text{выб}} = r_{1, \text{выб}}^1 + \Delta r_{1, \text{выб}}, \quad (1)$$

где

$$r_{1, \text{выб}}^1 = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})}{\sigma_x^2 (N-1)}, \quad (2)$$

$$\Delta r_{1, \text{выб}} = \frac{0,9456 + 3,0488 r_{1, \text{выб}}^1}{N} + \frac{4,7307 + 18,6527 r_{1, \text{выб}}^1 + 25,413 (r_{1, \text{выб}}^1)^2}{N^2}, \quad (3)$$

здесь N — число членов ряда; x — члены ряда; \bar{x} — среднее значение ряда; σ_x — стандарт ряда, рассчитываемый на этом этапе по обычной формуле.

¹ Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (грант № 16-05-00734).

Формулы (1)–(3) были получены нами для длин рядов от 20 точек (в нашем случае — лет) до 200. Сравнение с распространенными формулами Резниковско-Костиной [1], осуществленное при помощи серии экспериментов с генерированием по 100 тыс. рядов для каждого сочетания N (от 20 до 200) и r_1 (от $-0,9$ до $+0,9$) показало, что формулы (1)–(3) дают заметно меньшую смещенность оценок, особенно для коротких (но часто встречающихся на практике) рядов — с длинами до 40 лет. Так, средняя смещенность наших оценок по всем коэффициентам в диапазоне от $-0,9$ до $+0,9$ меньше от 55 до 27 раз при длине рядов от 20 до 40 лет.

Как указывалось выше, корректное применение корреляционной теории случайных последовательностей возможно лишь при анализе рядов нормально распределенных величин. Поэтому все расчеты велись в двух вариантах: с рядами в исходном виде и с рядами, пересчитанными в ряды выборочных значений нормально распределенных величин. Вместе с тем, наш анализ продемонстрировал, что в обоих случаях результаты расчетов были сходными — это позволяет надеяться на то, что выводы, с одной стороны, были корректными в отношении теории случайных функций, а с другой — учитывали форму температурных рядов в их исходном виде.

Ограниченный объем статьи не позволяет подробно описать другие новые методические результаты: новые формулы для оценки стандартов ошибок коэффициентов автокорреляции (существенно отличающиеся от традиционных оценок Бартлетта), уточненные промежуточные оценки стандартов самих анализируемых рядов и т.д. Однако представляется принципиально важным остановиться на ключевом вопросе — использования критериев для идентификации стохастических (авторегрессионных) моделей при анализе рядов. Недостаток многочисленных существующих критериев заключается в том, что получаемые при их помощи результаты сильно зависят от длины ряда; поэтому выводы, полученные при анализе рядов разной длины, несопоставимы. Нами была предложена модификация критерия Акаике, которая устраняет этот недостаток. Технически это было осуществлено путем умножения значения критерия Акаике на нулевом порядке на коэффициент, зависящий от r_1 и N , который приводит результаты, полученные по рядам разной длины, к результатам для единой унифицированной длины ряда. В нашем случае в качестве таковой было выбрано значение $N = 40$ лет, примерно соответствующее продолжительности как «раннего» периода потепления (1905–1944 гг.), так и последнего периода потепления (с середины 1970-х гг.), хотя, в принципе, метод пригоден для любого «реперного» значения N . Наконец, приведем полученные нами новые формулы для применения двусторонних критериев справедливости нулевой гипотезы в отношении стационарности анализируемых (в виде нормально распределенных величин) рядов приращений годовых температур, соответственно, по математическому ожиданию \bar{X} , стандартам σ и коэффициентам автокорреляции r_1 :

$$\sigma(\bar{X}_{\text{выб}}^1 - \bar{X}_{\text{выб}}^2) = 0,07 + \frac{15,3 - 12,1 \lg(1 - r_1)}{N} - \frac{239}{N^2} - \lg(1 - r_1) [0,37 + 0,0011 \lg(1 - r_1)], \quad (4)$$

$$\sigma(\sigma_{\text{выб}}^1 - \sigma_{\text{выб}}^2) = 0,0461 + \frac{11,1692 + 11,1103 r_1^2}{N} - \frac{163,9971}{N^2} - r_1^2 (0,0009 - 0,2442 r_1^2), \quad (5)$$

$$\sigma(r_{1, \text{выб}}^1 - r_{1, \text{выб}}^2) = 0,0925 + \frac{12,8657 + 2,6441r_1}{N} - \frac{78,6142}{N^2} - r_1(0,0113 + 0,1013r_1). \quad (6)$$

В формулах (4)–(6) в левых частях — стандарты разностей между выборочными значениями соответствующих параметров, полученными по первой и второй половинам рядов, в правые части входят длины рядов и первые коэффициенты автокорреляции, рассчитанные как средние из выборочных значений коэффициентов по первой и второй половине ряда. Можно показать, что разности в левых частях формул (4)–(6) в первом приближении распределены нормально; следовательно, в случае справедливости нулевой гипотезы оценка соответствующего параметра должна с вероятностью 95 % попадать в диапазон, равный $\pm 1,96$ соответствующего стандарта. Формулы (4)–(6) получены для длин рядов от 40 до 200 лет.

Анализ изменений глобального климата за инструментальный период

Восстановлением рядов глобальной температуры — основного параметра климатической системы — занимаются различные группы исследователей. В последнее время (в отличие от предыдущих попыток) температурные ряды, полученные в различных учреждениях, чрезвычайно похожи друг на друга — следовательно, являются более достоверными. Так, на рис. 1 показаны три варианта годовых глобально осредненных температур с 1880 по 2014 г., полученные наиболее известными группами ученых в этой области и приведенные в [10]. В связи с тем, что разность между годовыми значениями температуры в трех вариантах рядов, как правило, меньше $0,01$ °C или ненамного превышает эту величину, а также чтобы не загромождать статью дублирующей информацией, ниже приведем результаты анализа только первого из указанных рядов.

В соответствии с обсуждавшейся выше стохастической теорией естественных изменений климата К. Хассельманна, в широком диапазоне периодов и частот — от нескольких месяцев до тысяч лет — естественные изменения глобальной температуры воздуха в первом приближении описываются реализацией процесса случайного блуждания. Для проверки этих теоретических представлений, нами были проведены расчеты при помощи новейших температурных рядов, упоминавшихся выше. При этом особый интерес вызывает проверка теории на материале температурных данных, полученных в период с середины нулевых годов до середины 40-х гг. XIX в. Как видно из рис. 1, в этот период наблюдалось потепление на $0,6$ – $0,7$ °C, сопоставимое по величине с последним потеплением, произошедшим за сходный по продолжительности период времени (40 лет — с середины 1970-х до середины 2010-х гг.) и связываемым обычно с парниковым эффектом.

В качестве первого шага, при анализе глобальных температурных рядов, целесообразно предпринять исследование рядов в исходном виде, с использованием зарекомендовавшего себя, оптимального в такого рода исследованиях метода наибольшей энтропии (см., например, [21, 22]), дающего одновременно стохастическую модель и оценку спектральной плотности процесса. Рис. 2 показывает, что на первом шаге анализа ряда различные методы расчета основного параметра авторегрессионной модели — ее

порядка — однозначно указывают на первый порядок. При этом оценка спектральной плотности изменений глобальной температуры близка, в билогарифмических шкалах к прямой с тангенсом угла наклона -2 , то есть, соответствует закону «минус второй степени» климатических изменений «без обратной связи» по К. Хассельманну (рис. 3).

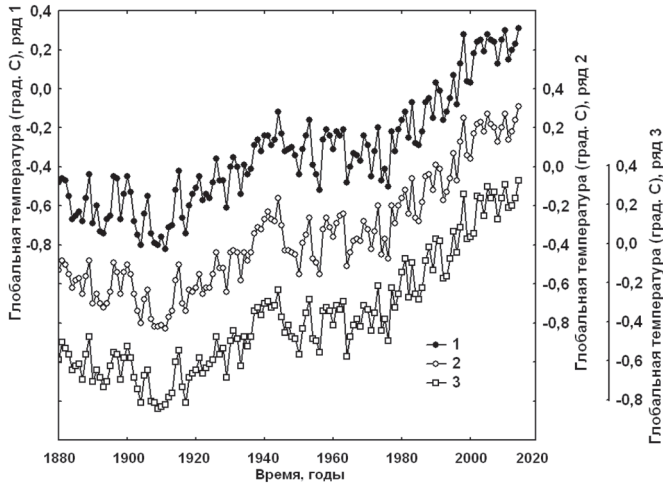


Рис. 1. Изменения средней глобальной температуры с 1880 по 2014 г. По: 1 — Hadley Centre for Climate prediction and Research and University of East Anglia's Climatic Research Unit; 2 — National Climate Data Center; 3 — Goddard Institute for Space Studies [9]

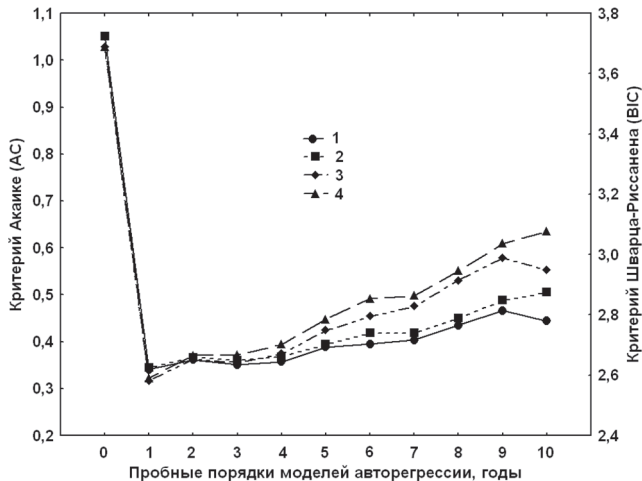


Рис. 2. Критерии Акаике (левая шкала, линии 1, 2) и Шварца-Риссанена (правая шкала, линии 3, 4) для первоначальной оценки порядка авторегрессионной модели ряда глобальной температуры, изображенного на рис. 1 (ряд 1). Расчет критериев методом Юла-Уокера (2, 4) и Бурга (1, 3)

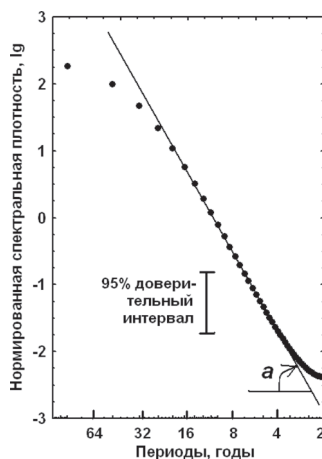


Рис. 3. Оценка спектральной плотности (методом наибольшей энтропии) изменений глобальной температуры по ряду I на рис. 1. В билогарифмических шкалах. Прямая с тангенсом угла наклона a соответствует закону «степени минус одна вторая» климатических изменений глобальной температуры по К. Хассельманну. Шкала частот (горизонтальная) для наглядности оцифрована в периодах колебаний

Отметим также, что коэффициент авторегрессионной модели чрезвычайно близок к единице и составляет 0,97, а корень характеристического уравнения авторегрессии [8] близок к единичному кругу на комплексной плоскости. Все вышесказанное может свидетельствовать о близости анализируемого ряда глобальной температуры к реализации процесса случайного блуждания, а ряд первых приращений глобальной температуры может описываться последовательностью одинаково распределенных независимых случайных величин — так называемым «белым шумом».

Для проверки этой гипотезы нами были проанализированы ряды первых (от года к году) приращений анализируемого ряда глобальной температуры (рис. 4). При этом, «для чистоты эксперимента» нас в первую очередь интересовал сегмент ряда с середины 1900-х до середины 1940-х гг., когда, как упоминалось выше, наблюдалось глобальное потепление, примерно сходное по величине с потеплением последних 40 лет, отождествляемым многими с парниковым эффектом. Напомним, что скорость эмиссии парниковых газов в период «раннего» потепления была примерно на порядок меньше скорости эмиссии парниковых газов на протяжении последних 40 лет [9, 5], следовательно, не могла быть основным фактором повышения температуры 1904–1944 гг. Напротив, целесообразно считать причиной указанного потепления естественные изменения глобального климата, следовательно, именно для этого сегмента целесообразно оценивать параметры модели случайного блуждания для описания естественных изменений глобальной температуры. Отметим также, что если даже очень существенное повышение глобальной температуры за первые десятилетия XX в. может быть описано моделью случайного блуждания с оцененными для этого периода параметрами, то и более «спокойные» периоды трансформации температурного фона планеты тем более могут вписываться в теорию К. Хассельманна и в модель случайного блуждания.

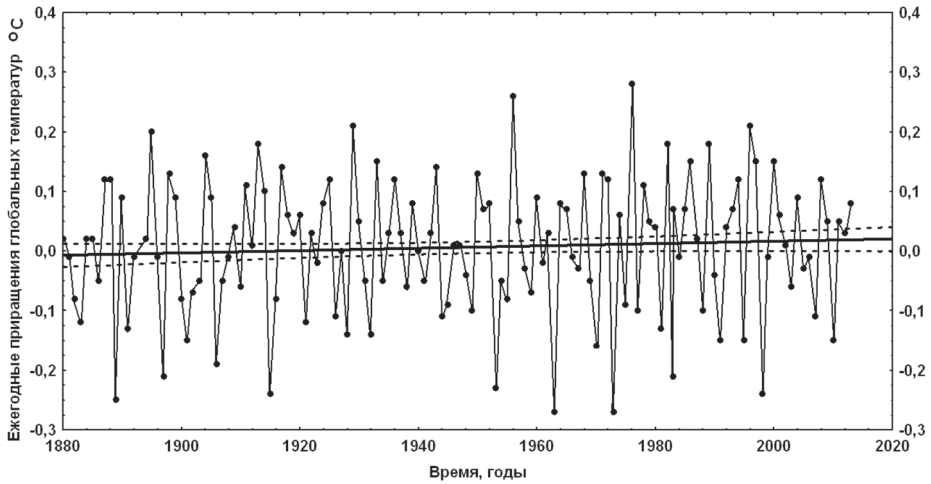


Рис. 4. Первые (от года к году) приращения ряда 1 глобальной температуры, представленного на рис. 1. Сплошная прямая линия — линейная аппроксимация ряда методом пространственно-взвешенных наименьших средних квадратов. Пунктирные линии — границы 95%-ных доверительных интервалов для линии регрессии

Если при анализе исходных рядов глобальных температур нами была использована традиционная методика метода наибольшей энтропии — конкретный вариант описан в [12], то при анализе рядов приращений температур была возможность использовать усовершенствованные автором методы оценки статистических и стохастических параметров рядов, пригодные для диапазона коррелированностей смежных членов рядов от $-0,9$ до $+0,9$ [3, 4]. Результаты анализа этими методами следующие: первыми даны результаты для «раннего» периода потепления 1904–1944 гг., в скобках — для всего ряда, с 1880 по 2014 г. Для ряда 1 на рис. 1 и указанного его фрагмента среднее значение годовых приращений составило $0,02$ ($0,01$) $^{\circ}\text{C}$; мода была равна $0,00$ ($0,00$) $^{\circ}\text{C}$; стандарт $0,11$ ($0,11$) $^{\circ}\text{C}$; порядок моделей авторегрессии при анализе исходных рядов приращений 0 (0); для рядов приращений, пересчитанных в ряды выборочных значений гауссовских случайных величин 0 (0); значения коэффициентов автокорреляции со сдвигом один год для всех четырех случаев с учетом авторегрессионной модели составили, естественно, нулевую величину. Наконец, «индексы стационарности», рассчитанные на основе формул (4)–(6) (см. пояснения в [4]) по математическому ожиданию, стандартам и автокоррелированности были равны соответственно $+0,27$ ($+0,37$); $-0,39$ ($+1,08$); $0,00$ ($0,00$), что свидетельствует о полной применимости гипотезы стационарности годовых приращений как ко всему ряду, так и к периоду «раннего потепления». Отметим также, что сходные результаты получены и для рядов 2 и 3 на рис. 1.

В качестве доказательства применимости к ряду глобальных температур представления о нем как о реализации случайного блуждания с белым шумом (причем, близкими к гауссовским) приращениями приведем еще три графика: гистограммы плотности вероятности приращений температур в период «раннего потепления» и за

весь период наблюдений на рис. 5 и оценки спектральной плотности того же ряда для пробных нулевого и первого порядков модели авторегрессии на рис. 6, показывающие, что белозумный спектр, с точностью до доверительных интервалов разумного уровня значимости, является хорошим приближением.

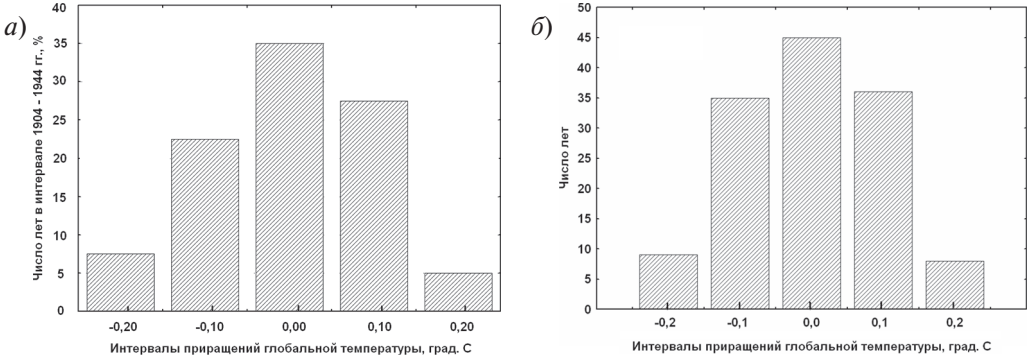


Рис. 5. Гистограммы плотности вероятности годовых приращений глобальной температуры ряда *I* на рис. 1. для раннего периода потепления 1904–1944 гг. (а), для всего ряда — с 1880–2014 гг. (б)

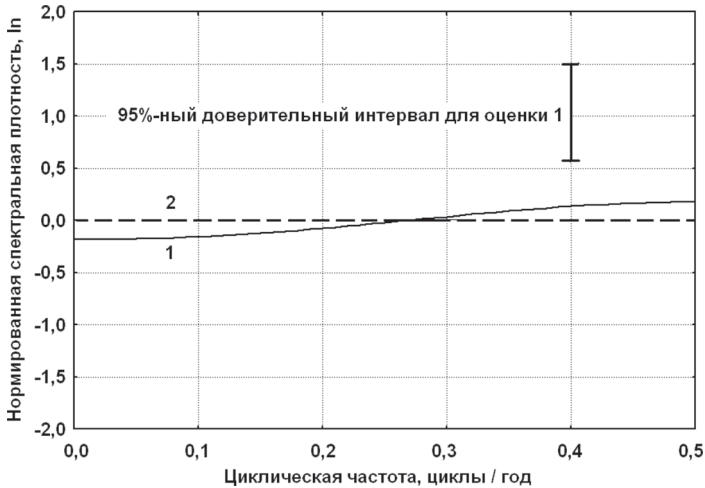


Рис. 6. Оценки спектральной плотности ряда годовых приращений глобальной температуры за 1904–1944 гг. Для вариантов моделей авторегрессии первого (1) и нулевого (2) порядков

В заключение раздела вернемся к графику на рис. 4. Его рассмотрение свидетельствует о том, что среднее значение годовых приращений глобальной температуры не только статистически неотлично от нуля (что было бы необходимо в случае присутствия в ряде неслучайного монотонного тренда), но и не растет существенно со временем.

Прогноз возможных естественных изменений средней глобальной температуры воздуха и сценарии «парникового потепления»

Таким образом, вытекающие из теории стохастических моделей климата К. Хассельманна представления о естественных изменениях глобальной температуры, как реализации процесса случайного блуждания, полностью подтверждается на материале последних интерпретаций данных измерений температуры. Следствием этого является возможность расчета соответствующих прогнозов естественных изменений глобальной температуры. Уравнение процесса случайного блуждания в данном случае выглядит простейшим образом:

$$X(t) = X(t-1) + a(t), \quad (7)$$

где X — случайные величины, описывающие изменения температуры, а их выборочные значения соответствуют реальным значениям; t — дискретное время в безразмерных годах; $a(t)$ — последовательность независимых нормально распределенных величин с нулевым математическим ожиданием («гауссовский белый шум»).

Если в (7) зафиксировать момент времени t_0 и выборочное значение процесса в этот момент времени, $x(t_0)$, то оптимальным экстраполяционным прогнозом математического ожидания процесса будет горизонтальная линия на уровне значения $x(t_0)$ (так называемый «инерционный прогноз»), а доверительные интервалы прогноза будут представлять собой горизонтальные параболы.

Процесс, таким образом, будет стационарен по математическому ожиданию, но нестационарен по дисперсиям (стандартам). Ширина доверительных интервалов, соответствующих единичному стандарту ошибки прогноза, будет равна $2\sigma_a(t - t_0)^{1/2}$, где σ_a — стандарт белого шума $a(t)$; $t - t_0$ — заблаговременность прогноза в целых безразмерных годах. Величину σ_a естественно оценить как стандарт годовых приращений наблюдаемых рядов глобальной температуры. В нашем случае, как для периода «раннего потепления» 1904–1945 гг., так и для всего ряда 1880–2014 гг., с точностью до второго знака после запятой он был равен 0,11 °С. Заметим, что практически такими же были значения стандартов приращений, рассчитанные по двум другим рядам на рис. 1.

Два варианта прогноза естественных изменений глобальной температуры, рассчитанного при помощи указанной оценки стандарта приращений, показаны на рис. 7. Параболической линией 1 обозначены стандарты ошибок прогноза для варианта, когда за t_0 принимается 1944 г. Этот прогноз можно рассматривать как «пробный» и независимый, так как он осуществлен для интервала времени, который мог и не участвовать в идентификации модели (1) и в расчете параметра σ_a . График на рис. 1 свидетельствует о том, что наблюдаемые после 1945 г. изменения глобальной температуры полностью укладываются в концепцию стохастических моделей климата К. Хассельманна и соответствуют вытекающему из нее представлению о естественных изменениях глобальной температуры как реализации процесса случайного блуждания. А именно, в такого рода прогноз целиком укладывается и общее похолодание

1945–1975 гг., и последовавшее общее потепление климата. Эти результаты говорят, в частности, и о том, как непроста идентификация на натуральных данных потепления последних 40 лет, если его приписывать в основном парниковому эффекту (что делается во многих работах, как представляется, без надлежащего учета естественной изменчивости климата).

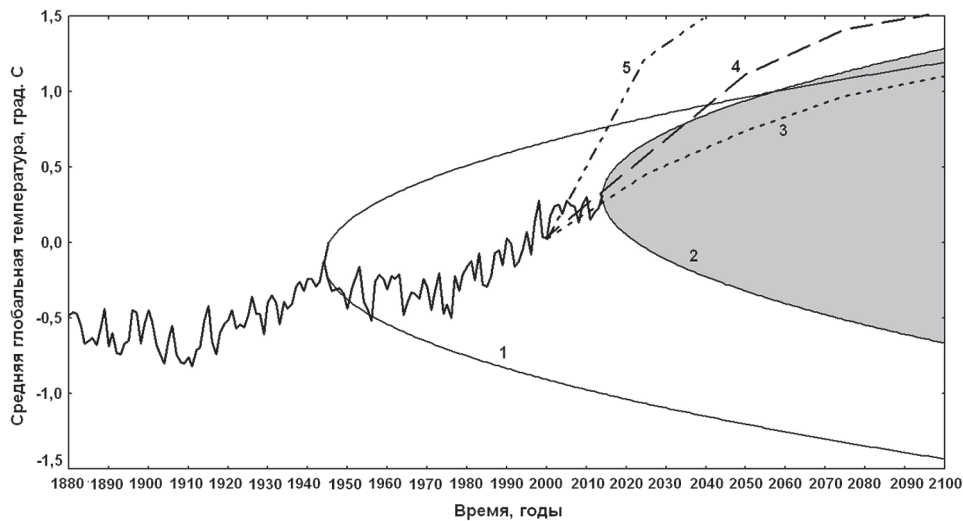


Рис. 7. Прогнозы естественных изменений глобальной температуры воздуха, построенные в соответствии с теорией К. Хассельманна. Сплошная ломаная линия — наблюдаемые средние глобальные температуры по [9]. 1, 2 — линии среднеквадратичных ошибок прогнозов соответственно с 1945 и с 2015 г.; 3 — прогноз глобальной температуры по сценарию МЭИ [5, 6]; 4, 5 — примеры «мягкого» (B1) и «жесткого» (A2) прогностических сценариев МГЭИК [8]

Прогнозы естественных изменений глобальной температуры совмещены на рис. 7 со сценариями возможного глобального потепления в XXI в. вследствие парникового эффекта. Линия 3 соответствует прогнозу группы исследователей из Московского энергетического института [5, 6], линии 4 и 5 соответствуют «мягкому» и «жесткому» сценариям, соответственно B1 и A2, Международной группы экспертов по изменениям климата, МГЭИК [9]. Очевидно, что прогноз естественных изменений глобальной температуры полностью «перекрывает» сценарий МЭИ, а вплоть до середины XXI в. предсказывает изменения температуры такого же порядка, что и «мягкие» сценарии МГЭИК. Даже «жесткие» сценарии МГЭИК на перспективу вплоть до конца первой четверти — первой трети XXI в. оперируют сходными с прогнозом (7) цифрами.

Из сказанного следует, что учет возможных естественных изменений глобального климата и вызываемых ими неопределенностей чрезвычайно существенен и необходим при сверхдолгосрочном прогнозировании всех компонентов климатической системы. Дальнейшие исследования изменений глобального климата должны также вестись с использованием всего широкого спектра современных методов анализа временных рядов, в том числе, например, описанных в монографии [7].

Заключение

Основные выводы работы видятся в следующем.

- Анализ рядов глобально-осредненных температур воздуха показывает, что как за весь период наблюдений, так и за период «раннего потепления» (1904–1944 гг.) они соответствуют реализациям модели случайного блуждания с независимыми по времени, нормально распределенными годовыми приращениями, имеющими близкое к нулевому математическое ожидание.
- Таким образом, рассмотрение последних вариантов рядов наиболее важного реконструированного параметра глобального климата еще раз подтверждает справедливость теории стохастических моделей климата К. Хассельманна.
- Пробный прогноз глобальной температуры, в соответствии с теорией и моделью случайного блуждания (дискретного винеровского процесса с белым шумными гауссовскими ежегодными приращениями), на период с конца раннего потепления XX в. (1945 г.) до настоящего времени свидетельствует о том, что наблюдаемые изменения температуры целиком укладываются в диапазон среднеквадратичных ошибок такого прогноза. Указанного рода прогноз глобальных температур на период до конца XXI в. показывает, что в диапазон его среднеквадратичных ошибок целиком укладывается прогноз «парникового потепления», разработанный учеными Московского энергетического института, а «мягкие» варианты прогноза МГЭИК близки к этому диапазону.
- Перечисленные результаты исследования могут быть применены к оценкам возможных изменений различных параметров климатической системы на протяжении ближайших десятилетий (см., например, [13]).

Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (грант № 16-05-00734).

Литература

1. Водно-энергетические расчеты методом Монте-Карло / Под ред. А.Ш. Резниковского. — М.: Энергия, 1969. — 294 с.
2. Добровольский С.Г. О междогодичных изменениях составляющих мирового водного баланса и запасов воды на суше // Водные ресурсы, 1981, т. 8, № 5, с. 165–169.
3. Добровольский С.Г. Межгодовые и многолетние изменения стока рек мира // Водные ресурсы, 2011, т. 38, № 6, с. 643–660.
4. Добровольский С.Г. Глобальные изменения речного стока. — М.: Геос, 2011. — 660 с.
5. Клименко В.В., Терешин А.Г., Микушина О.В. Мировая энергетика и климат планеты в XXI веке в контексте исторических тенденций // Рос. хим. ж., 2008, т. LII, № 6, с. 11–17.
6. Клименко В.В., Клименко А.В. Глобальное потепление: враг или союзник? — М.: Ин-т проблем энергетич. эфф-сти МЭИ, 2 июня 2010. — [Электронный ресурс] URL: www.energy2010.mpei.ru/_Files/KlimenkoVV.ppt
7. Малинин В.Н. Статистические методы анализа гидрометеорологической информации. — СПб.: РГГМУ, 2008. — 408 с.
8. Box G.E.P., Jenkins G.M., Reinsel G.C. Time series analysis: forecasting and control, 4th edition. — Hoboken, N.J.: Wiley & Sons, 2008. — 784 p.
9. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. — [Электронный ресурс] URL: <http://www.ipcc.ch/report/ar5/wg1/#.Ut4f4BuGj84>

10. Climate for you. — [Электронный ресурс] URL: <http://www.climate4you.com/> Global Temperatures. htm
11. *Dobrovolski S.G.* Global climatic changes in water and heat transfer-accumulation processes. — Amsterdam et al.: Elsevier, 1992. 282 p.
12. *Dobrovolski S.G.* Stochastic climate theory. Models and applications. — Heidelberg, Berlin et al.: Springer, 2000. 292 p.
13. *Dobrovolski S.G.* Assessment of the statistical significance of global changes in the annual river runoff in XXI century due to possible anthropogenic warming of climate // *Water Resources*, vol. 41, pp. 728–737.
14. *Frankignoul C., Hasselmann K.* Stochastic climate models. Part II. Application to sea-surface temperature anomalies and thermocline variability // *Tellus*, 1977, vol. 29, pp. 359–370.
15. *Gordon A.H.* Global change as a random walk // *Journal of Climate*, 1991, vol. 4, pp. 589–597.
16. *Hasselmann K.* Stochastic climate models. Part I. Theory // *Tellus*, 1976, vol. 28, pp. 473–485.
17. *Imkeller P., Storch J.-S. von*, Eds. Stochastic climate models. — Heidelberg, Berlin et al.: Springer-Birkhauser, 2001. — 157 p.
18. *Kruze H.A., Hasselmann K.* Investigation of processes governing the large-scale variability of the atmosphere using low-order barotropic models as a statistical tool // *Tellus*, 1986, vol. A38, pp. 12–24.
19. *Lemke P.* Stochastic climate models. Part III. Application to zonally-averaged energy models // *Tellus*, 1977, vol. 29, pp. 385–392.
20. *Mitchell J.M.* Stochastic models of air-sea interaction and climate fluctuations // *Symp. Arctic Heat Budget and Atmospheric Circulation*. Lake Arrowhead: Rand. Corp., 1966, pp. 40–56.
21. *Privalsky V.E., Jensen D.T.* Time series analysis package. Autoregressive time and frequency domain analysis of scalar and multi-variate time series. — Logan, UT: Utah Climate Center, Utah University, 1992. — 61 p.
22. *Ulrich T.J., Bishop T.* Maximum entropy spectral analysis and autoregressive decomposition // *Reviews of Geophysics and Space Physics*, 1975, vol. 13, pp. 183–200.