

КЛИМАТ АРКТИКИ: ПРОЦЕССЫ И ИЗМЕНЕНИЯ

под редакцией И. И. Мохова и В. А. Семенова



Москва
ФИЗМАТКНИГА
2022

ББК 20.18 + 26.237
К492
УДК 502.3:551.58(043.2)

КЛИМАТ АРКТИКИ: ПРОЦЕССЫ И ИЗМЕНЕНИЯ. Под ред. И. И. Мохова и В. А. Семенова. — М.: Физматкнига, 2022. — 360 с. — ISBN 978-5-89155-286-9.

В книге представлены результаты исследований климата Арктики, выполненные в Институте физики атмосферы им. А. М. Обухова РАН в сотрудничестве с другими научными институтами и организациями в течение последних лет при поддержке Российского научного фонда (грант № 14-17-00647) и Программ Российской академии наук. В первой части приведены результаты анализа эмпирических данных для различных составляющих климатической системы Арктики: атмосферы, морских льдов, океана и суши с оценкой современных тенденций изменения. Во второй части рассмотрены характерные процессы и обратные связи в арктической климатической системе, важные для формирования долгопериодных аномалий климата в Арктике, а также механизмы влияния изменений климата в Арктике на циркуляцию атмосферы в средних широтах Северного полушария. В третьей части приведены оценки возможных будущих изменений климата в Арктике по результатам численных расчетов с моделями климата при сценариях антропогенного воздействия, а также влияния этих изменений на продолжительность морской навигации вдоль Северного морского пути, морское волнение, характеристики многолетнемерзлых грунтов и распад придонных метангидратов.

Для научных работников, специалистов в рассматриваемых областях, а также студентов и аспирантов соответствующих специальностей.

Научное издание

КЛИМАТ АРКТИКИ: ПРОЦЕССЫ И ИЗМЕНЕНИЯ

Под редакцией
Мохова Игоря Ивановича,
Семенова Владимира Анатольевича

Верстка выполнена в издательстве «Физматкнига»

Редактор издательства *А. К. Розанов*
Операторы верстки *И. А. Розанов, К. В. Чувиллин*

Издательство «Физматкнига».
141701, Московская область, г. Долгопрудный, ул. Первомайская, д. 3а.
Тел. (499) 390-51-38.

Формат 70×100/16. Бумага офсетная. Печать цифровая.
Усл. печ. л. 29,2. Уч.-изд. л. 29,5. Тираж 120 экз.

Отпечатано с готовых pdf-файлов в ООО «Фотоэксперт».
109316, г. Москва, Волгоградский проспект, д. 42, корп. 5.

ISBN 978-5-89155-286-9



9 785891 552869

© Коллектив авторов, 2022

© Физматкнига, 2022

ПРОЕКЦИИ ИЗМЕНЕНИЙ КЛИМАТА ПО МОДЕЛЬНЫМ РАСЧЕТАМ

6.1. Изменения климата Арктики в XXI веке: ансамблевые модельные оценки с учетом реалистичности воспроизведения современного климата

А. В. Елисеев, В. А. Семенов

Модельные оценки будущих (в том числе антропогенных) изменений климата характеризуются значительной неопределенностью, связанной как с неопределенностью возможных сценариев изменения внешнего (антропогенного и естественного) воздействия на систему, так и с внутренней, природной изменчивостью климатической системы на различных временных масштабах. Еще один источник неопределенности связан с формулировкой самих моделей (их структурой, используемыми численными методами, значениями параметров) [Hawkins, Sutton, 2009]. Для уменьшения неопределенности последнего типа будущих сценариев изменений климата применяется ансамблевый подход с использованием результатов различных моделей [Greene et al., 2006; Kattsov et al., 2007; Reichler, Kim, 2008; Arzhanov et al., 2011]. Часто в качестве таких ансамблей используют результаты существующих расчетов с климатическими моделями в рамках проекта сравнения моделей CMIP (Coupled Models Intercomparison Project) [Taylor et al., 2012]. При этом используются различные способы построения ансамблевых средних и неопределенности получаемых оценок.

Для любой переменной Y ансамблевые среднее $E(Y|D)$ и межмодельное (внутриансамблевое) стандартное отклонение $(Y|D)$, обусловленные (в общем случае) массивом эталонных данных D , вычисляются с использованием [Hoeting et al., 1999]

$$E(Y|D) = \sum Y^{(k)} w^{(k)}; \quad (6.1.1)$$

$$\sigma(Y|D) = \sqrt{\sum [(\sigma^{(k)})^2 + (Y^{(k)})^2] w^{(k)} - E(Y|D)^2}. \quad (6.1.2)$$

Здесь $Y^{(k)}$ — значения переменной Y для модели с номером k , $y^{(k)}$ — временное стандартное отклонение этой переменной для этой модели, N_m — число моделей в ансамбле. Суммирование в (6.1.1) и (6.1.2) (а также далее в тексте раздела) проводится по индексу k , значения которого изменяются в интервале от 1 до N_m , где N_m — число моделей в ансамбле. Различие между вариантами ансамблевого осреднения определяется весовыми множителями $w^{(k)}$. В простейшем и наиболее часто используемом случае, когда всем моделям

придаются одинаковые веса, $w^{(k)} \equiv w_0 = 1/N_m$. Однако возможен и другой подход, при котором значения этих весовых множителей выбираются, исходя из качества воспроизведения моделями тех или иных климатических характеристик. В этом случае $w^{(k)}$ ($k = 1, \dots, N_m$) могут быть вычислены как функции правдоподобия данной модели по сравнению с эталонным массивом данных D [Leroy, 1998; Hoeting et al., 1999]. Такое осреднение называется байесовым [Hoeting et al., 1999]. Оно позволяет существенно уменьшить влияние нереалистичных членов ансамбля на построенные характеристики. При байесовом осреднении необходима экспертная оценка априорных распределений вероятности для климатических переменных. Байесовое осреднение в последние годы широко используется в науке о климате, например, [Tebaldi et al., 2004, 2005; Greene et al., 2006; Min, Hense, 2006; Елисеев, 2008, 2011; Arzhanov et al., 2011; McKittrick, Tole, 2012; Eliseev et al., 2013, 2014; Елисеев, Семенов, 2016]. Наряду с этим используется также и альтернативный алгоритм осреднения, в котором сначала из ансамбля исключаются модели, недостаточно хорошо воспроизводящие характеристики климата, с последующим осреднением оставшихся N'_m моделей с равными между собой весами (например, [Kattsov et al., 2007; Khon et al., 2010]). В рамках байесового осреднения такой подход (в дальнейшем называемый «модифицированной схемой») может быть формализован следующим образом. Для ансамбля строится набор байесовых весов $w^{(k)'} (k = 1, \dots, N_m)$, которые равны $1/N'_m$, если $w^{(k)} \geq \lambda w_0$ при некотором заданном λ ; в противоположном случае $w^{(k)'} = 0$. В данной работе выбрано $\lambda = 1/3$.

Байесовые веса $w^{(k)}$ рассчитывались согласно [Kass, Raftery, 1995; Leroy, 1998; Hoeting et al., 1999]:

$$w^{(k)} = \frac{P(D|M^{(k)}) P(M^{(k)})}{\sum P(D|M^{(l)}) P(M^{(l)})} \quad (6.1.3)$$

с неинформативными (однородными) априорными вероятностями для каждой модели $P(M^{(k)})$ и априорными функциями распределения вероятности $P(D|M^{(k)})$.

Наиболее обоснованным типом априорных функций распределения вероятности (АФРВ) при байесовом осреднении также являются однородные функции распределения вероятности [Kass, Raftery, 1995; Hoeting et al., 1999]. Однако значительные ошибки воспроизведения ряда переменных современными климатическими моделями приводят к тому, что с практической точки зрения удобнее выбирать нормальную АФРВ. Это позволяет: 1) придать больший вес расчетам, характеризующимся значениями переменных, расположенных вблизи наиболее вероятного значения, оцененного по эталонным данным, и 2) не приводит к разрывности значения байесового веса у границ интервалов неопределенности эталонных оценок. Критерии 1 и 2 были также использованы в [Cadule et al., 2010] при выборе весовых множителей для расчетов с климатическими моделями.

В качестве эталонных данных D использовались данные для приземной температуры T HadCRUT4 [Morice et al. 2012] для 1901–2014 гг. и данные для площади S морского льда HadISST v1.1 [Rayner et al., 2003] для 1960–2014 гг.

В качестве характеристик качества воспроизведения моделями состояния климата и его изменений за последние десятилетия были использованы: 1) средняя за 1971–2000 гг. площадь морского льда в СП для марта и сентября $S_{m,j}$ ($j = 3, 9$ для этих месяцев года соответственно); 2) коэффициент тренда $K_{S,j}$ площади морского льда в СП в те же календарные месяцы; 3) средняя за 1971–2000 гг. приземная температура области севернее 60° с. ш. $T_{m,i}$ для зимы (январь–март, $i = \text{JFM}$) и лета (июль–сентябрь, $i = \text{JAS}$); 4) коэффициент тренда $K_{T,i}$, приземной температуры этой области для 1971–2014 гг. в те же сезоны; 5) коэффициент полярного усиления K_{PA} , определенного как коэффициента регрессии среднегодовой приземной температуры области севернее 60° с. ш. на среднегодовую температуру всего Северного полушария для 1971–2014 гг. Если вес для каждой такой характеристики обозначить как w_Y ($Y = S_{m,j}, K_{S,j}, T_{m,i}, K_{T,i}, K_{PA}$; здесь и ниже по тексту раздела для простоты у веса опущен индекс, указывающий на модель), то использованные в данной работе байесовые веса можно записать следующим образом:

1) вес, характеризующий качество воспроизведения характеристик морского льда моделями:

$$w_S \sim w_{S_{m,3}} w_{S_{m,9}} w_{K_{S,3}} w_{K_{S,9}}, \quad (6.1.4)$$

2) в связи с тем, что модели характеризуются большими ошибками в воспроизведении $S_{m,3}$ (см. ниже), был также использован вес

$$w_{S,2} \sim w_{S_{m,9}} w_{K_{S,3}} w_{K_{S,9}}, \quad (6.1.5)$$

3) вес, характеризующий качество воспроизведения приземной температуры Арктики:

$$w_{T,A} \sim w_{T_{m,\text{JFM}}} w_{T_{m,\text{JAS}}} w_{K_{T,\text{JFM}}} w_{K_{T,\text{JAS}}}, \quad (6.1.6)$$

4) вес, характеризующий качество воспроизведения приземной температуры Арктики и ее связи со среднегодовой среднеполюшарной приповерхностной температурой:

$$w_T \sim w_{T,A} w_{K_{PA}}. \quad (6.1.7)$$

Весовые множители (6.1.4)–(6.1.7) нормируются с использованием условия $\sum Y^{(k)} w^{(k)} = 1$. Результаты, полученные при использовании весов $w_{T,A}$ и w_T , оказались очень близки между собой, в связи с чем в работе представлены лишь результаты для веса w_T .

Указанный алгоритм был использован для анализа результатов расчетов с ансамблем моделей CMIP5 (CMIP, phase 5 [Taylor et al., 2012]) при умеренном сценарии внешнего воздействия на систему RCP (Representative Concentration Pathways) 4.5. Из ансамбля были выбраны 30 моделей, для которых доступны однородные данные как для площади морского льда, так и для приземной температуры.

Для этого ансамбля получено, что выбор переменной, определяющей качество воспроизведения характеристик климата моделями, определяет и набор моделей, дающих значительный вклад в ансамблевую статистику (6.1.1), (6.1.2). Так, $N'_m = 7$ для w_S , $N'_m = 15$ для $w_{S,2}$ и $N'_m = 6$ для w_T (рис. 6.1.1). Эти веса оказываются взаимно практически некоррелированными. Таким образом, при выборе для качества моделей либо температурного, либо ледового

критерия, группа моделей, дающая значимый вклад в ансамблевую статистику, оказывается разной.

Последнее приводит к тому, что средние по ансамблю климатические характеристики способны заметно различаться между различными типами осреднения (рис. 6.1.2). При использовании осреднения с весом w_0 среднее по ансамблю статистически значимо недооценивает температуру области севернее 60° с. ш. (в среднем за год она завышается на $0,6^\circ\text{C}$ при межгодовом стандартном отклонении по данным наблюдений $0,2^\circ\text{C}$) и переоценивает площадь морского льда в марте (на $1,2$ млн km^2 при межгодовом стандартном отклонении этой площади по данным HadISST, равной $0,3$ млн km^2). Средняя по ансамблю площадь морского льда в сентябре при этом хорошо согласуется с данными наблюдений.

При обычной (немодифицированной) схеме осреднения наиболее заметно от остальных отличается ансамблевое среднее с весом w_S . Оно характеризуется наилучшим согласием с данными наблюдений для средней многолетней площади морского льда в СП и его временного тренда в последние десятилетия (по построению), но также и общим завышением приземной температуры северных полярных и субполярных широт (это справедливо для всех сезонов года), наиболее быстрым уменьшением площади морского льда СП в сентябре и марте, а также наибольшим увеличением температуры полярной области (рис. 6.1.3). Для этого осреднения примерно с 2040-х гг. Арктика переходит в режим с практически сезонным ледовым покровом даже при использованном в данном разделе умеренном сценарии антропогенного воздействия: в это десятилетие средняя по ансамблю площадь морского льда СП в сентябре равна $0,7 \pm 0,1$ млн km^2 , а к 2090–2099 гг. — $0,3 \pm 0,1$ млн km^2 (указаны $E(S_{m,9}|D)$ и $\sigma(S_{m,9}|D)$).

При использовании веса $w_{S,2}$ потепление Арктики и уменьшение ее ледовитости в XXI веке ослабевают во все сезоны, но при этом в марте модели завышают площадь морского льда СП в среднем по ансамблю для 1971–2000 гг. на $0,6$ млн km^2 при межгодовом стандартном отклонении этой площади по данным HadISST, равной $0,3$ млн km^2 . Средняя по области севернее 60° с. ш. температура также статистически значимо завышается: в среднем по ансамблю в тот же временной период ошибка ее воспроизведения равна $0,6^\circ\text{C}$.

При использовании веса w современная температура полярной зоны СП в среднем по ансамблю воспроизводится хорошо. При этом, однако, отмечается соответствующее занижение площади морского льда в сентябре (на $0,9$ млн km^2) и завышение — в марте (на $0,7$ млн km^2), см. рис. 6.1.3. Изменение температуры и ледовитости Арктики в XXI веке при этом лишь статистически незначимо отличается от соответствующих изменений, полученных при использовании весов $w_{S,2}$.

Использование модифицированной схемы байесового осреднения уменьшает различия результатов относительно выбора взвешивания (рис. 6.1.2, 6.1.3). В частности, при этом исчезает переход к режиму сезонного ледового покрова Арктики в середине XXI столетия. Однако некоторые различия остаются.

Например, при весе w отмечается занижение моделями площади морского льда в Арктике с абсолютной величиной, сравнимой с полученной при стандартной (немодифицированной) схеме осреднения.

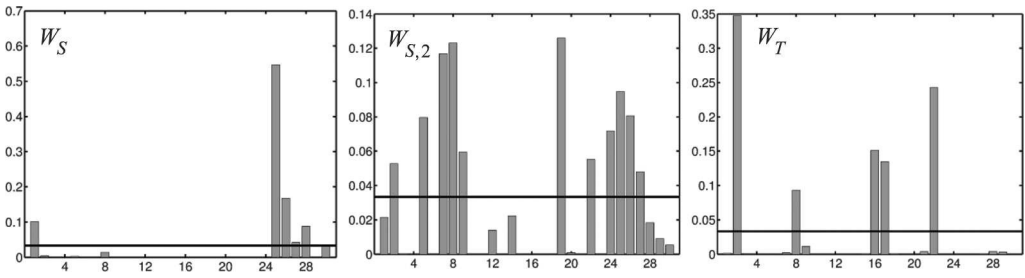


Рис. 6.1.1. Байесовые весовые множители для стандартной схемы осреднения. По оси абсцисс указан номер климатической модели. Горизонтальной линией показано значение $w_0 = 1/N_m$

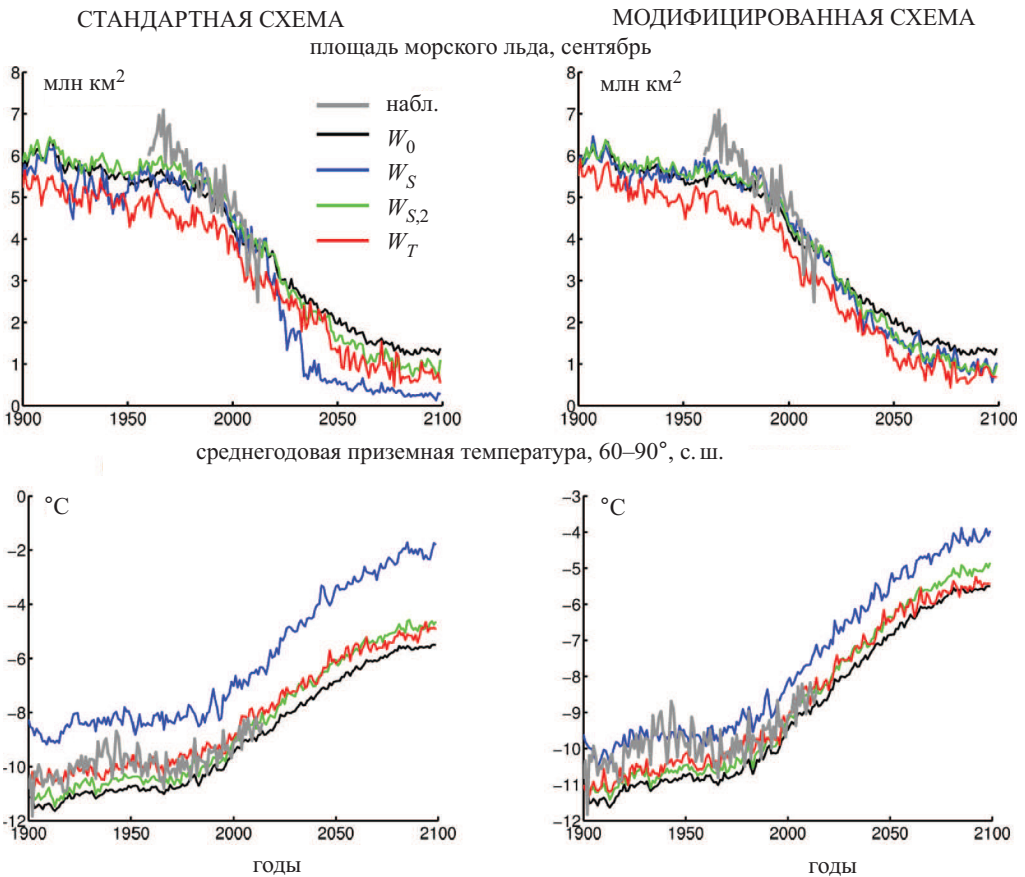


Рис. 6.1.2. Средние по ансамблю характеристики изменения климата Арктики. В качестве данных наблюдений взяты массивы HadISST v1.1 для площади морского льда и HadCRUT4 для приземной температуры

Обобщая результаты при разных типах взвешивания моделей, можно утверждать, что при умеренном сценарии атмосферного воздействия ожидаемое среднегодовое приземное потепление региона севернее 60° с. ш. к 2040–2049 гг. относительно 1981–2000 гг. (к 2090–2099 гг. относительно 2040–2049 гг.) в среднем по ансамблю составит от $2,9^\circ\text{C}$ до $4,0^\circ\text{C}$ (от $1,3^\circ\text{C}$ до $1,7^\circ\text{C}$), см. рис. 6.1.3. Максимальное увеличение температуры при этом проис-

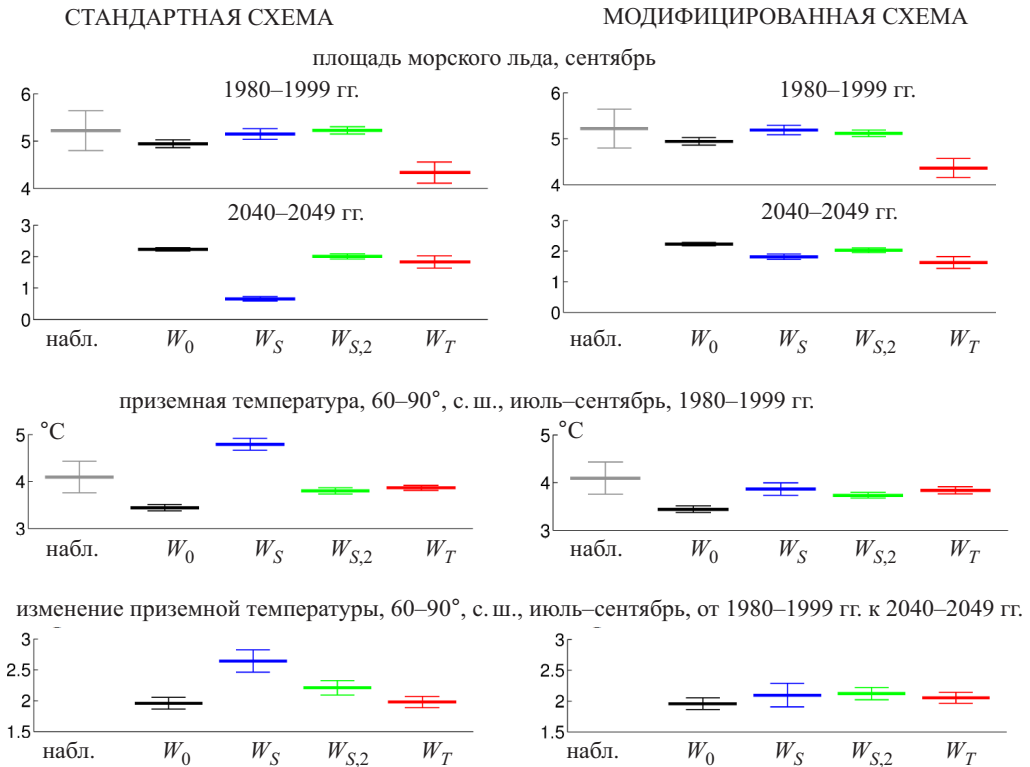


Рис. 6.1.3. Десяти- и двадцатилетние средние характеристики изменения климата Арктики. Показаны ансамблевые средние (горизонтальные линии) и межмодельные СКО («усики»). В качестве данных наблюдений взяты массивы HadISST v1.1 для площади морского льда и HadCRUT4 для приземной температуры

ходит зимой, соответственно от $3,4^\circ\text{C}$ до $4,6^\circ\text{C}$ (от $1,9^\circ\text{C}$ до $2,2^\circ\text{C}$). Площадь морского льда СП в сентябре в среднем по ансамблю при этом соответственно уменьшится до $0,7\text{--}2,2$ млн km^2 ($0,3\text{--}1,3$ млн km^2), а в марте — до $11,4\text{--}13,2$ млн km^2 ($10,2\text{--}12,2$ млн km^2). При каждом типе взвешивания неопределенность оценки (учетверенное межмодельное стандартное отклонение) изменения температуры во все сезоны составляет от $0,6^\circ\text{C}$ до $0,8^\circ\text{C}$, а площади морского льда СП не превышает $0,2$ млн km^2 .

Таким образом, количественные результаты ансамблевых оценок изменения климата полярных и субполярных широт СП существенно зависят от способа построения такой статистики. В целом для современного периода модели

CMIP5 недооценивают температуру этого региона и переоценивают площадь морского льда в марте; площадь морского льда в сентябре при этом воспроизводится хорошо. Модели, наилучшим образом воспроизводящие современные характеристики льда (многолетние средние и тренды для последних десятилетий), однако, характеризуются общим завышением современной температуры, а также наиболее быстрым потеплением Арктики и уменьшением ее ледовитости в XXI веке. Для этих моделей с 2040-х гг. Арктика переходит в режим с практически сезонным ледовым покровом даже при умеренном сценарии антропогенного воздействия на климатическую систему.

Список использованной литературы

1. *Елисеев А. В.* Оценка неопределенности будущих изменений концентрации углекислого газа в атмосфере и радиационного форсинга CO₂ // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2008. Т. 44. № 3. С. 301–310.
2. *Елисеев А. В.* Оценка изменения характеристик климата и углеродного цикла в XXI веке с учетом неопределенности значений параметров наземной биоты // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2011. Т. 47. № 2. С. 147–170.
3. *Елисеев А. В., Семенов В. А.* Изменения климата Арктики в XXI веке: ансамблевые модельные оценки с учетом реалистичности воспроизведения современного климата // Доклады Академии наук. — М.: Наука, 2016. Т. 471. № 2. С. 214–218.
4. *Arzhanov M. M., Eliseev A. V., Mokhov I. I.* A global climate model based, Bayesian climate projection for northern extra-tropical land areas // Global and Planetary Change. 2012. V. 86–87. P. 57–65.
5. *Cadule P. et al.* Benchmarking coupled climate-carbon models against long-term atmospheric CO₂ measurements // Global Biogeochemical Cycles. 2010. V. 24. № 2.
6. *Eliseev A. V., et al.* Scheme for calculation of multi-layer cloudiness and precipitation for climate models of intermediate complexity // Geoscientific Model Development. 2013. V. 6. № 5. P. 1745–1765.
7. *Eliseev A. V., Mokhov I. I., Chernokulsky A. V.* An ensemble approach to simulate CO₂ emissions from natural fires // Biogeosciences. 2014. V. 11. № 12. P. 3205–3223.
8. *Greene A. M., Goddard L., Lall U.* Probabilistic multimodel regional temperature change projections // Journal of Climate. 2006. V. 19. № 17. P. 4326–4343.
9. *Hawkins E., Sutton R.* The potential to narrow uncertainty in regional climate predictions // Bulletin of the American Meteorological Society. 2009. V. 90. № 8. P. 1095–1107.
10. *Hoeting J. A. et al.* Bayesian model averaging: a tutorial // Statistical science. 1999. P. 382–401.
11. *Kass R. E., Raftery A. E.* Bayes factors // Journal of the American statistical association. 1995. V. 90. № 430. P. 773–795.
12. *Kattsov V. M. et al.* Simulation and projection of Arctic freshwater budget components by the IPCC AR4 global climate models // Journal of Hydrometeorology. 2007. V. 8. № 3. P. 571–589.
13. *Leroy S. S.* Detecting climate signals: Some Bayesian aspects // Journal of Climate. 1998. V. 11. № 4. P. 640–651.
14. *McKittrick R., Tole L.* Evaluating explanatory models of the spatial pattern of surface climate trends using model selection and Bayesian averaging methods // Climate dynamics. 2012. V. 39. № 12. P. 2867–2882.
15. *Min S. K., Hense A. A.* Bayesian approach to climate model evaluation and multi-model averaging with an application to global mean surface temperatures from IPCC AR4 coupled climate models // Geophysical Research Letters. 2006. V. 33. № 8. L08708.

16. *Morice C.P. et al.* Quantifying uncertainties in global and regional temperature change using an ensemble of observational estimates: The HadCRUT4 data set // *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*. 2012. V. 117. № D8.

17. *Rayner N.A. et al.* Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century // *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*. 2003. V. 108. № D14.

18. *Reichler T., Kim J.* How well do coupled models simulate today's climate? // *Bulletin of the American Meteorological Society*. 2008. V. 89. № 3. P. 303–311.

19. *Taylor K.E., Stouffer R.J., Meehl G.A.* An overview of CMIP5 and the experiment design // *Bulletin of the American Meteorological Society*. 2010. V. 93. № 4. P. 485–498.

20. *Tebaldi C., Mearns L.O., Nychka D., Smith R.L.* Regional probabilities of precipitation change: A Bayesian analysis of multimodel simulations // *Geophysical Research Letters*. 2004. V. 31. № 24. L24213.

21. *Tebaldi C., Smith R.W., Nychka D., Mearns L.O.* Quantifying uncertainty in projections of regional climate change: A Bayesian approach to the analysis of multi-model ensembles // *Journal of Climate*. 2005. V. 18. № 10. P. 1524–1540.