

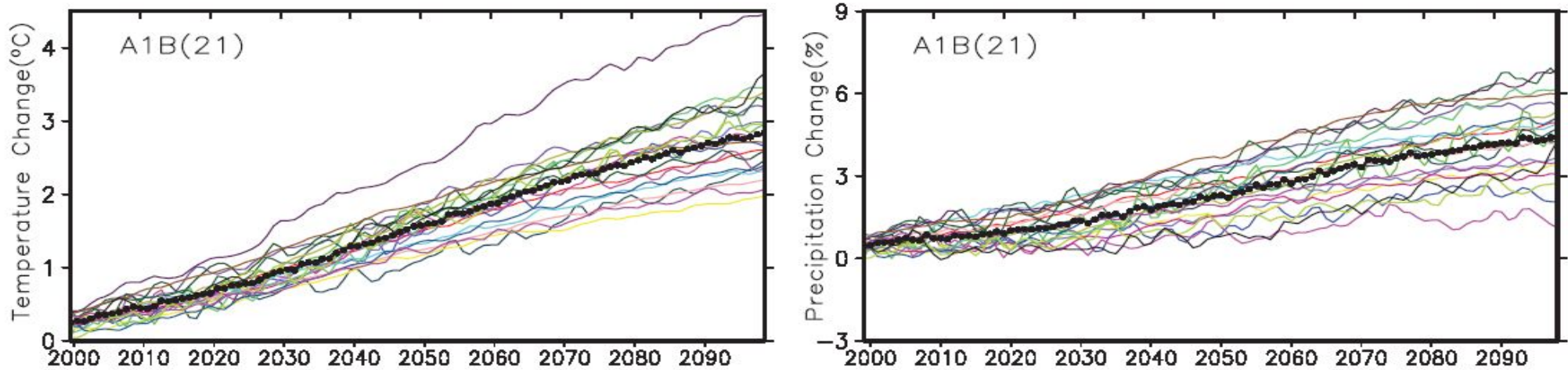


МЕТОДЫ ПОСТАНОВКИ И ОБРАБОТКИ АНСАМБЛЕВЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ С ЧИСЛЕННЫМИ КЛИМАТИЧЕСКИМИ МОДЕЛЯМИ

А.В. Елисеев

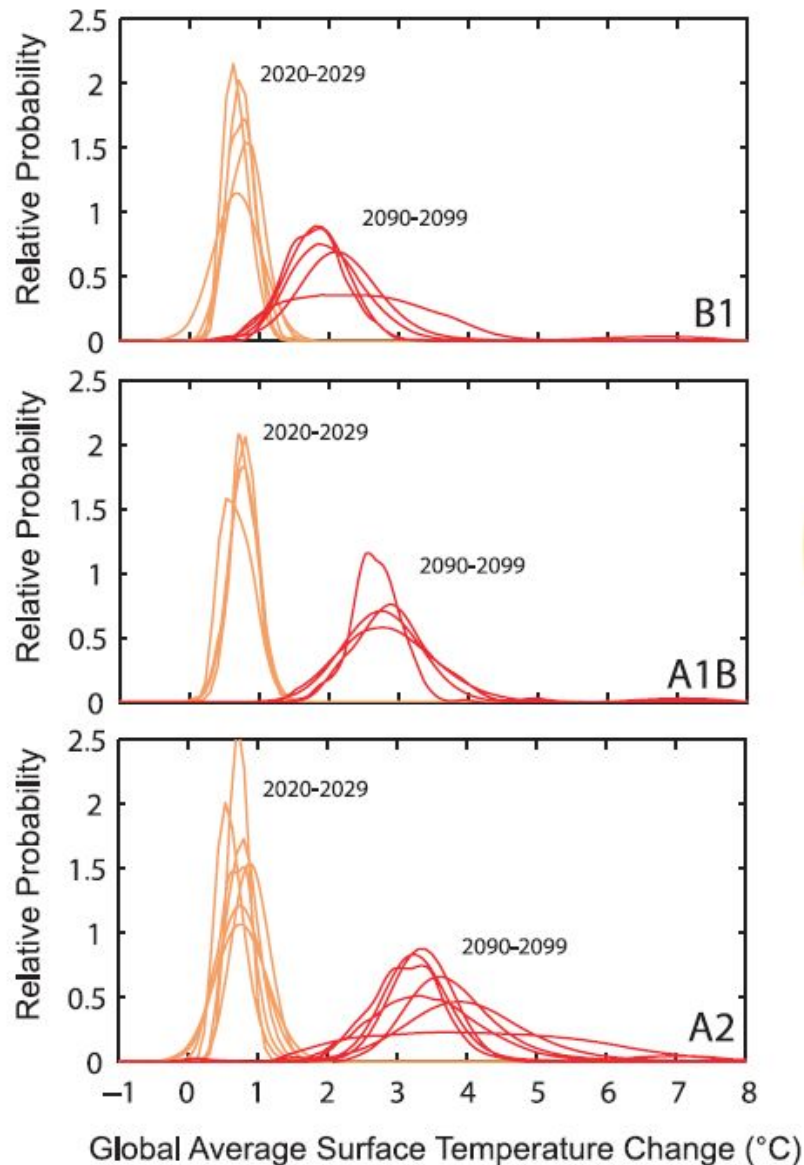
CITES-2011, г. Томск

Мотивация: межмодельный разброс оценок изменения климата в XXI веке [IPCC AR4] (1)



цветные линии: отдельные модели ансамбля CMIP3
чёрная линия: среднее по ансамблю

Мотивация: межмодельный разброс оценок изменения климата в XXI веке [IPCC AR4] (2)



Распределение изменения глобально осреднённой среднегодовой приземной температуры относительно среднего для 1981-1999 гг.

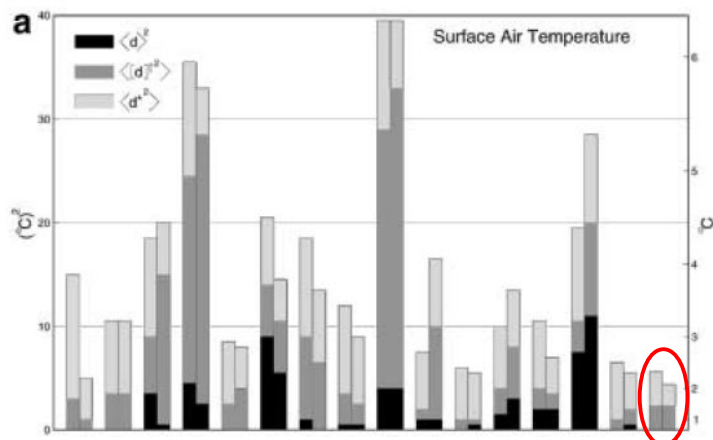
линии: отдельные модели ансамбля CMIP3

Таким образом,

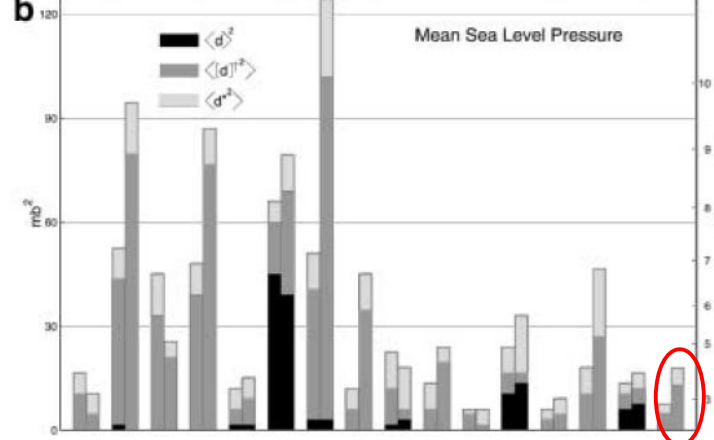
- Современные климатические модели характеризуются существенным разбросом оценок будущих изменений климата при заданном сценарии внешнего воздействия.
- Считая, что ошибки отдельных моделей взаимно некоррелированы, можно эти модели (или отдельные модельные эксперименты) объединить в статистический ансамбль и рассматривать отдельные модели/эксперименты как реализации внутри этого ансамбля.

Мотивация: среднеквадратичная ошибка для среднего по ансамблю лучше согласуется с наблюдениями даже по сравнению с "лучшей" моделью [Lambert, Voer, 2001]

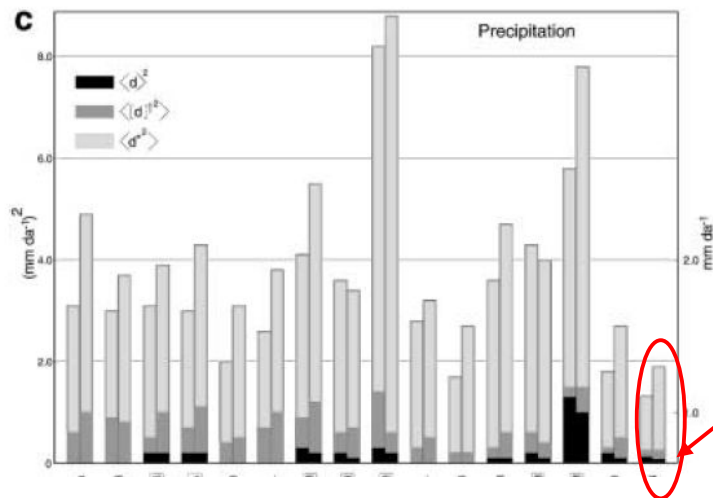
температура приземного воздуха [$^{\circ}\text{C}^2$]



давление на уровне моря [гПа^2]



осадки [$(\text{мм}/\text{сут.})^2$]

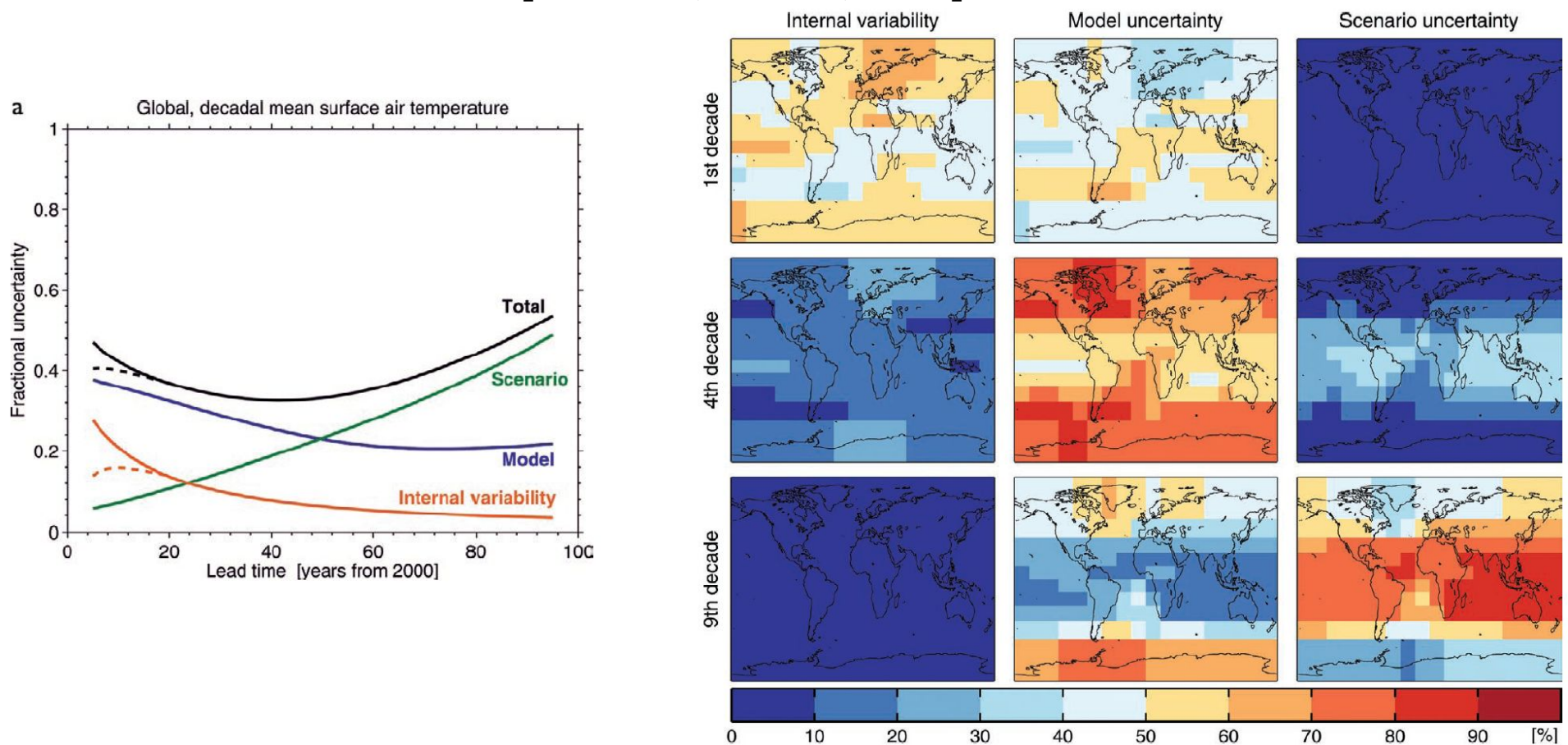


среднее по ансамблю

Причины неопределённости прогностических расчётов

- Естественная изменчивость климата.
- Неопределённость сценариев внешних воздействий.
- Неточность значений управляющих параметров модели.
- Структурная неопределённость модели.

Вклад в неопределённость оценок изменения климата XXI века [Hawkins, Sutton, 2009]



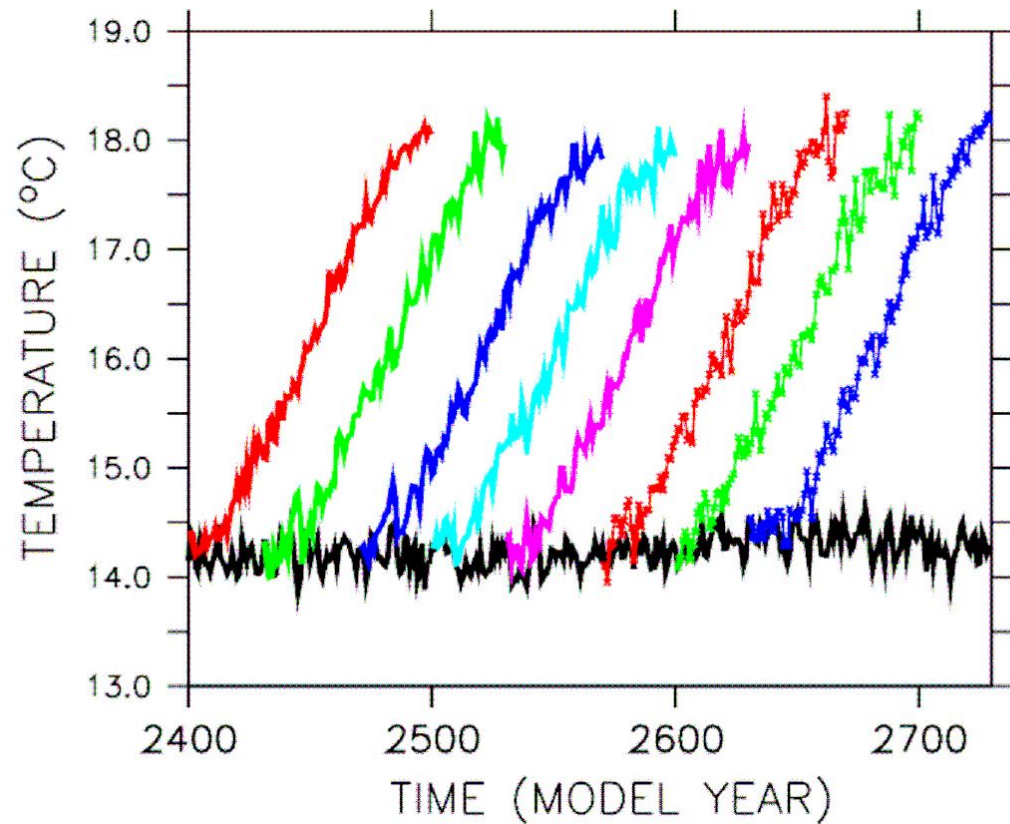
Построение ансамблевых численных экспериментов.

1. Естественная изменчивость климата

Выбор разных начальных условий интегрирования.

Эти условия должны быть согласованы с уравнениями модели. Как правило, начальные условия выбирают из разных лет равновесного контрольного эксперимента).

Рис.: Постановка ансамблевого численного эксперимента с моделью КСМ с реализациями с разными начальными условиями и антропогенным воздействием [Park et al., 2009]



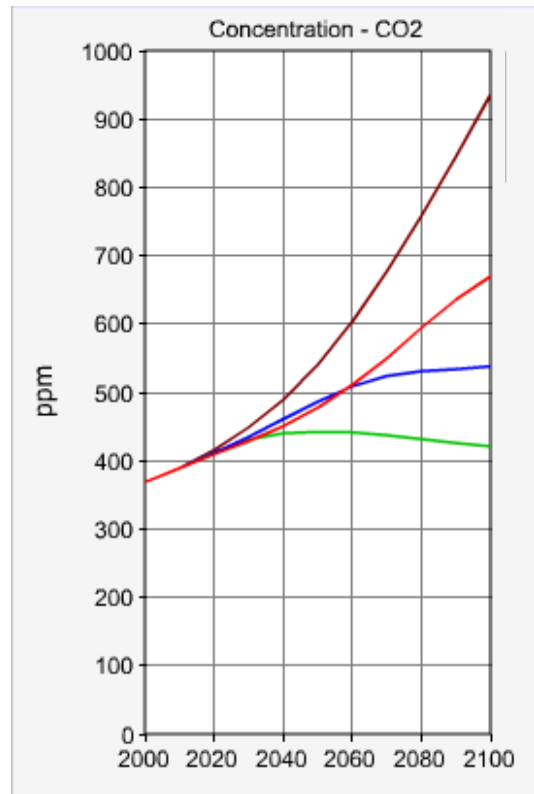
Построение ансамблевых численных экспериментов.

2. Неопределённость сценариев внешних воздействий

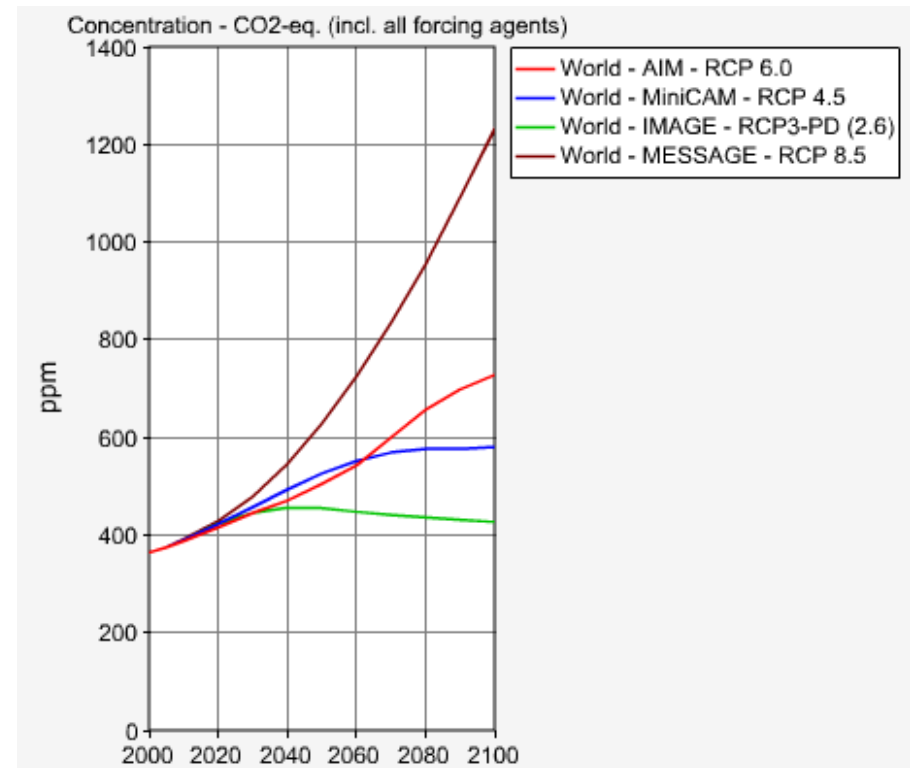
Расчёты с различными сценариями внешнего воздействия.

Рис. Сценарии внешнего воздействия RCP (Representative Concentration Pathways), которые будут использованы при подготовке IPCC AR5. Графики подготовлены с использованием программ <http://www.iiasa.ac.at/web-apps/tnt/RcpDb>

концентрация CO₂
в атмосфере



эквивалентная концентрация CO₂ в атмосфере (с учётом всех РВВ)

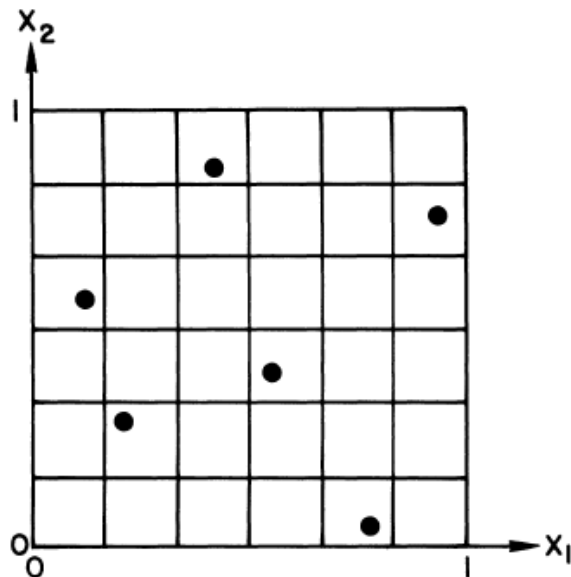


Построение ансамблевых численных экспериментов.

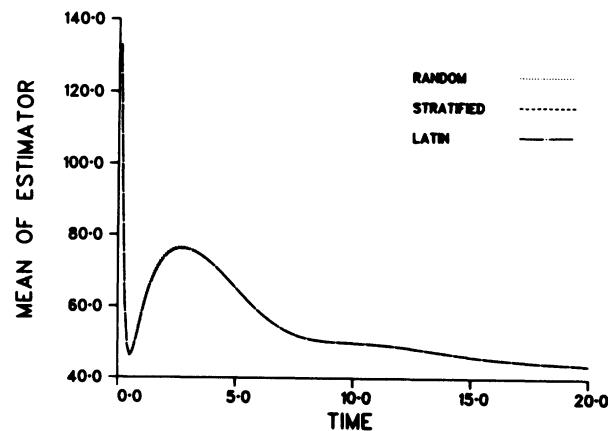
3. Неточность значений управляющих параметров модели (1)

Построение ансамблей с различными значениями управляющих параметров (например, ансамбль climateprediction.net [Stainforth et al., 2005] или ансамбли с КМ ИФА РАН [Елисеев, 2008, 2011]).

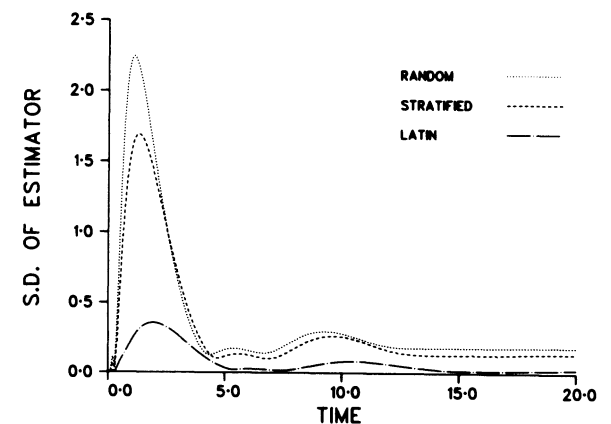
Построение реализаций методом латинского гиперкуба [MacKay et al., 1979; Stein, 1987]



оценка среднего



СКО оценки



Построение ансамблевых численных экспериментов.

3. Неточность значений управляющих параметров модели (2)

Построение реализаций методом Монте-Карло

Для параметра μ выбирается априорная функция распределения вероятности (АФРВ) $g(\mu)$. Выборка строится по интервалам $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_{N_{\text{mem}}}$.

Для любой переменной f

$$E(f) = \int_0^1 f g(\mu) d\mu = \sum_j f_j w_j,$$

w_j - вес для μ_j в соответствии с $g(\mu)$.

+: Вычислительная эффективность и гибкость (достигаются выбором разбиения для μ)

-: Необходима экспертная оценка для АФРВ

Построение ансамблевых численных экспериментов.

4. Структурная неопределённость модели.

Проведение расчётов с различными моделями: CMIP3 [IPCC AR4], CMIP5 [IPCC AR5]

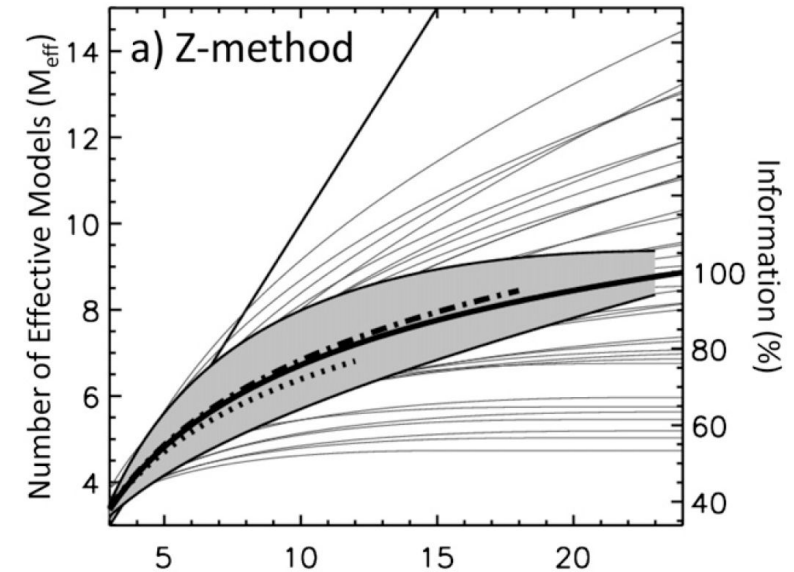
+ : Возможность частичной оценки структурной неопределённости.

- : Отдельные модели ансамбля разрабатывались не для оценки неопределённости, взаимно зависимы. Не обязательно описывает все "возможные" состояния климата ("ensemble of opportunity").

Проведение расчётов с различными вариантами одной и той же модели: QUMP, ансамблевые расчёты с КМ ИФА РАН

+ : Возможность построения выборки для широкого диапазона параметров.

- : Более узкая (по сравнению с мультимодельными ансамблями) возможность оценки структурной неопределённости.



Число степеней свободы для расчёта современного климата моделями CMIP3 в зависимости от количества моделей [Penneil, Reichler, 2011].

- отдельные переменные
- все переменные
- для пар моделей, разработанных одной и той же организацией
- исключая модели, разработанных одной и той же организацией

Обработка ансамблевых численных экспериментов.

1. Анализ степени реалистичности отдельных членов ансамбля.
2. Статистическая обработка результатов расчётов (при этом неявно используется гипотеза, что связи между отдельными переменными модели близки к линейным).

Диаграммы Тэйлора [Taylor, 2001].

Для модельного поля f_n и "эталонного" поля r_n , $n=1, \dots, N$, где n обозначает 4D-точку ("пространство-время") вводятся

- коэффициент корреляции

$$R = (\sigma_f \sigma_r)^{-1} \sum_n (f_n - \bar{f})(r_n - \bar{r}) p_n$$

где \sum_n - суммирование по точкам,

$$\bar{f} = \sum_n f_n p_n, \quad \bar{r} = \sum_n r_n p_n,$$

p_n - весовой множитель для точки n ,

$$\sigma_f = \sum_n (f_n - \bar{f})^2 p_n, \quad \sigma_r = \sum_n (r_n - \bar{r})^2 p_n.$$

- СКО

$$E = [\sum_n (f_n - r_n)^2 p_n]^{1/2},$$

- средняя ошибка

$$\bar{E} = \bar{f} - \bar{r},$$

- центрированное СКО

$$E' = \{ \sum_n [(f_n - \bar{f}) - (r_n - \bar{r})]^2 p_n \}^{1/2},$$

(справедливо

$$E^2 = \bar{E}^2 + E'^2).$$

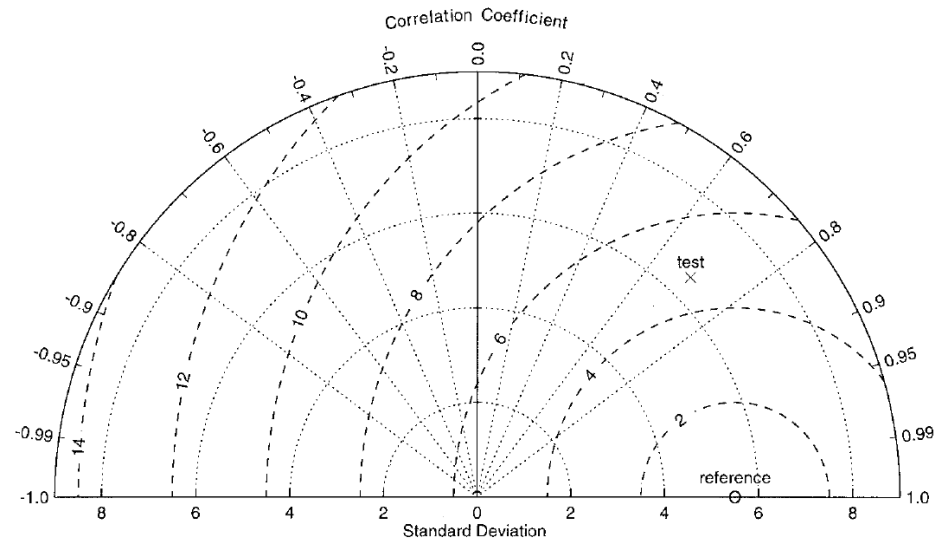


Диаграмма Тэйлора — круговая диаграмма в координатах $(E', \arccos R)$ или $(E' / \sigma_r, \arccos R)$

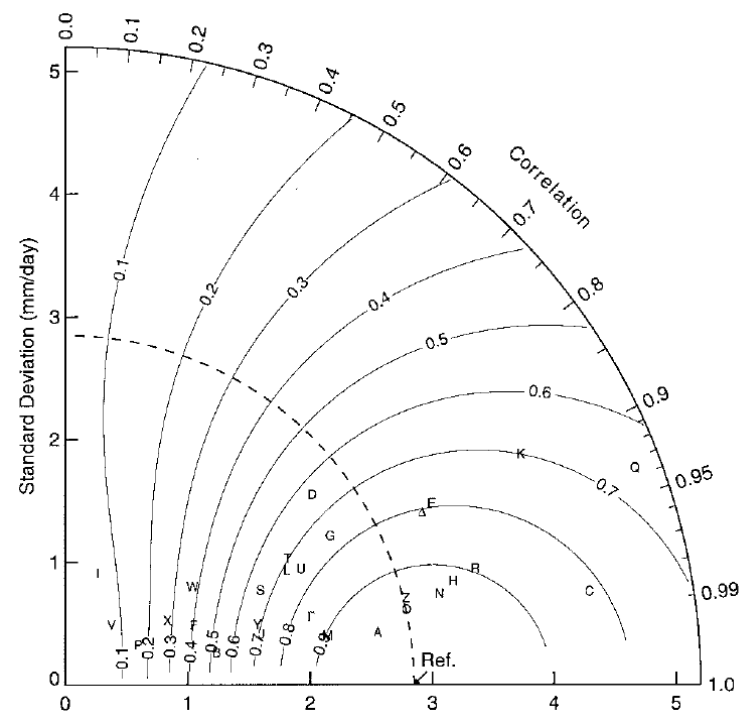
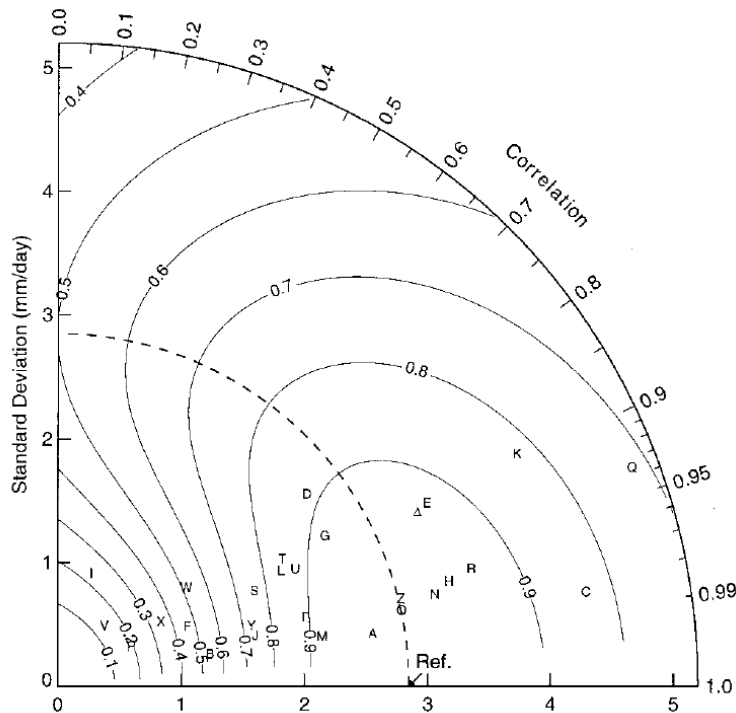
Характеристика качества модели [Taylor, 2001]

$$1. S \sim (1 + R) / (\bar{\sigma}_f + 1/\bar{\sigma}_f)^2$$

где $\bar{\sigma}_f = \sigma_f / \sigma_r$.

$$2. S \sim (1 + R)^4 / (\bar{\sigma}_f + 1/\bar{\sigma}_f)^2,$$

Пример: Анализ поля размаха годового хода осадков моделей CMIP3.



Осреднение членов ансамбля

Для переменной Y при наличии эталонного массива данных D

-ансамблевое среднее

$$E(Y | D) = \sum Y_k w_k,$$

-ансамблевое СКО

$$\sigma(Y | D) = \{ \sum [\sigma^2(Y | D, M_k) + Y_k^2] w_k - E(Y | D)^2 \}^{1/2},$$

где Y_k - значение Y для реализации M_k , $k=1,2,\dots,N_{\text{mem}}$.

Веса членов ансамбля:

- простое осреднение:

$$w_k = 1 / N_{\text{mem}}.$$

- байесово осреднение [Hoeting et al., 1999; Leroy, 1998]:

$$w_k \sim P(M_k | D).$$

Выбор критериев для вычисления весов при статистическом осреднении

Воспроизведение современного "среднего" состояния:

- + : Правильность "начальных" условий интегрирования для оценок будущих изменений. Большое количество доступных эмпирических данных.
- : В общем случае нет связи между современным "средним" состоянием климата и климатическими изменениями при внешних воздействиях

Воспроизведение современной климатической изменчивости:

- + : Учитывает вклад естественной изменчивости климата. Относительно большое количество доступных эмпирических данных (в меньшей степени - для долгопериодной климатической изменчивости).
- : В общем случае нет связи между современной изменчивостью климата и климатическими изменениями при внешних воздействиях

Воспроизведение прошлых климатических изменений:

- + : Физически наиболее корректный учёт внешних воздействий.
- : Не всегда доступны эмпирические данные или эти данные характеризуются низкой надёжностью.

Малость межмодельных различий будущих изменений [Tebaldi et al., 2004, 2005]:

- + : Вводится критерий надёжности оценок будущих изменений, простой в реализации
- : Не учитывает возможность систематической ошибки, характерной для всех членов ансамбля.

Вычисление байесовых весов

$$w_k \sim P(M_k | D) = P(D | M_k) P(M_k)$$

Пример [Leroy, 1998]:

- априорное распределение

$$P(M_k) = N(y_p, \sigma_p),$$

- распределение для данных

$$P(D | M_k) = N(y_m, \sigma_m),$$

где $N(\cdot, \cdot)$ - нормальное распределение.

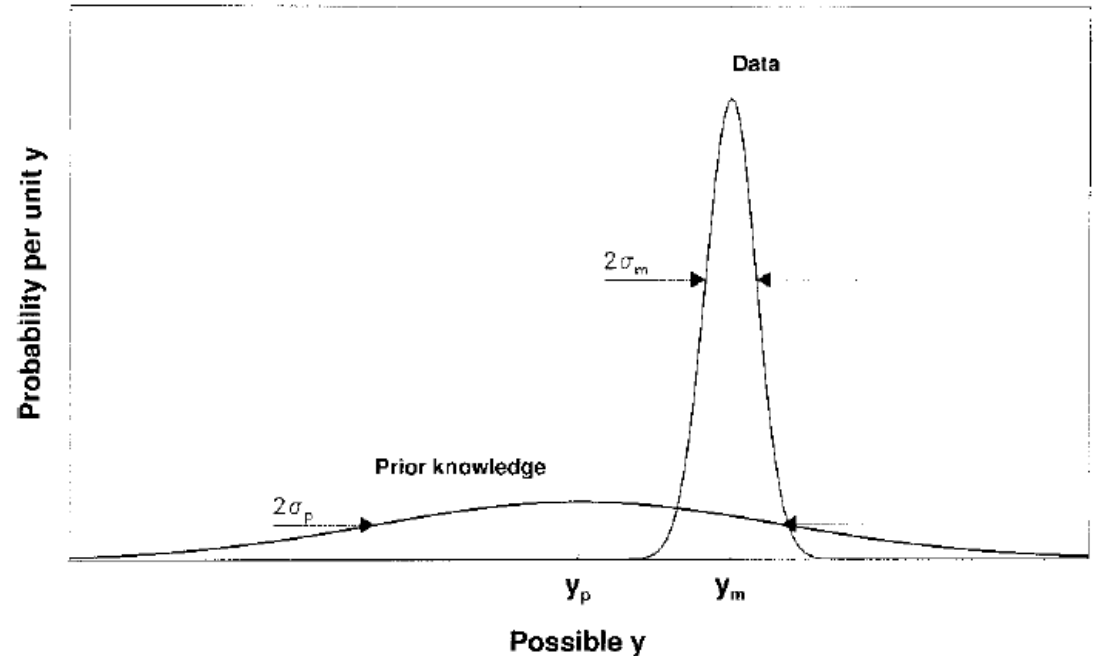


апостериорное распределение

$$P(M_k | D) = (2\pi\sigma_p\sigma_m)^{-1} \exp\left[-(y - y_p)/(2\sigma_p^2) - (y - y_m)/(2\sigma_m^2)\right].$$

Замечание:

Априорное распределение должно быть достаточно широким для того, чтобы при расчётах не получить заниженное апостериорное распределение вероятности.



Интерпретация неопределённости

Численный прогноз погоды:

Интегрирование проводится на срок до нескольких недель



Возможно сравнение с имеющимися данными наблюдений



Вероятность интерпретируется в обычном ("частотном") смысле как частота успешного воспроизведения имеющихся данных наблюдений.

Оценки будущих изменений климата:

Интегрирование проводится в будущее на столетия и, как правило, охватывает климатические состояния, существенно отличающиеся от современного



Прямое сравнение с данными наблюдений невозможно



Вероятность интерпретируется в условном (байесовом) смысле как степень неопределённости знаний о состоянии системы.

Связь с информационной энтропией

Информационная энтропия:

$$H = - \sum_k p_k \log_2 p_k.$$

1. $p_{k_0} = 1, p_k = 0$ при $k \neq k_0$	\Rightarrow	$H = H_{\min} = 0$
2. $p_k \equiv 1/N_{\text{mem}}$	\Rightarrow	$H = H_{\max} = \log_2 N_{\text{mem}}$

При байесовой интерпретации неопределённости

$$p_k = w_k.$$



В качестве критерия "полезности" байесова осреднения можно использовать отличие от единицы для величины

$$h = H / H_{\max}$$

Осреднение членов ансамбля. Математический пример [Weigel et al., 2010] (1)

Для переменной x будущие изменения

$$\Delta x = \Delta \mu + v_x,$$

где $\Delta \mu$ - сигнал, который потенциально можно предсказать, v_x - естественная изменчивость. Для модели M соответственно

$$\Delta y_M = \Delta \mu + v_M + \varepsilon_M.$$

Здесь ε_M - модельная ошибка. В дальнейшем считается, что

1. $E(v_x) = E(v_M) = E(\varepsilon_M) = 0$.
2. v_x , v_M и ε_M статистически независимы.
3. v_x и v_M есть реализации одного и того же случайного процесса с СКО σ_v .

В качестве метрики качества модели используется

$$S_M = \langle (\Delta y_M - \Delta x)^2 \rangle.$$

Независимо от типа взвешивания при $N_{\text{mem}} \rightarrow \infty$

$$\Delta y_M \rightarrow \Delta \mu$$

$$S_m \rightarrow \sigma_v^2.$$

Осреднение членов ансамбля. Математический пример [Weigel et al., 2010] (2)

Рассматривается случай $N_{\text{mem}} = 2$

Осреднение с равными весами:

$$\Delta y^{(\text{eq})} = \Delta x + (\varepsilon_{M1} + \varepsilon_{M2}) / 2,$$

$$S^{(\text{eq})} = \sigma_{M1}^2 (1 + r^2) / 4.$$

При $0 < r < 1$ $S^{(\text{eq})} < (S_1 + S_2) / 2$.

При $r > 3^{-1/2}$ $S^{(\text{eq})} < S_1, S_2$.

Осреднение с произвольным весом w

$$\Delta y(w) = w \Delta y_1 + (1 - w) \Delta y_2.$$

оптимально ($S^{(w)} = \min$) при

$$w = w^{(\text{opt})} = r^2 / (1 + r^2),$$

$$\text{при } r \rightarrow 1 \quad w^{(\text{opt})} \rightarrow 1/2.$$

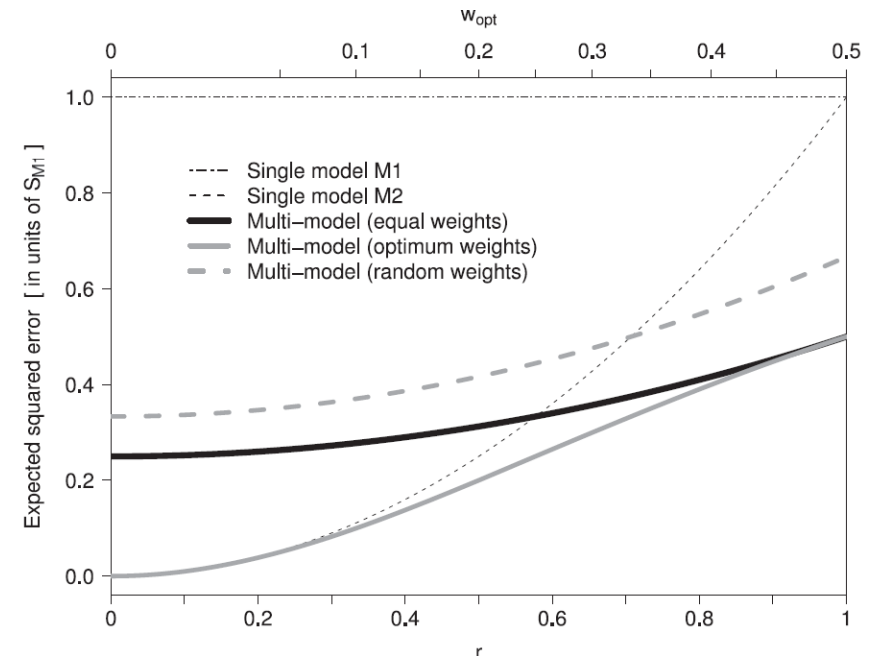
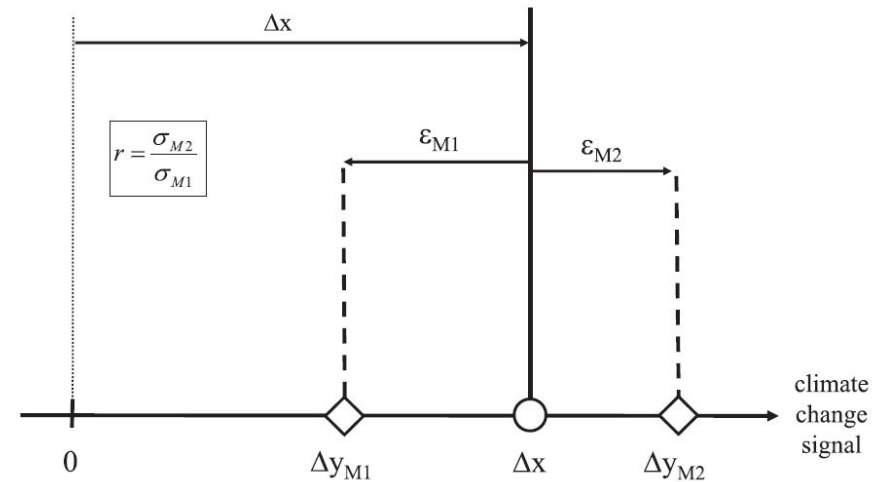
с

$$S^{(\text{opt})} = \sigma_{M1}^2 r^2 / (1 + r^2) \leq S^{(\text{eq})}.$$

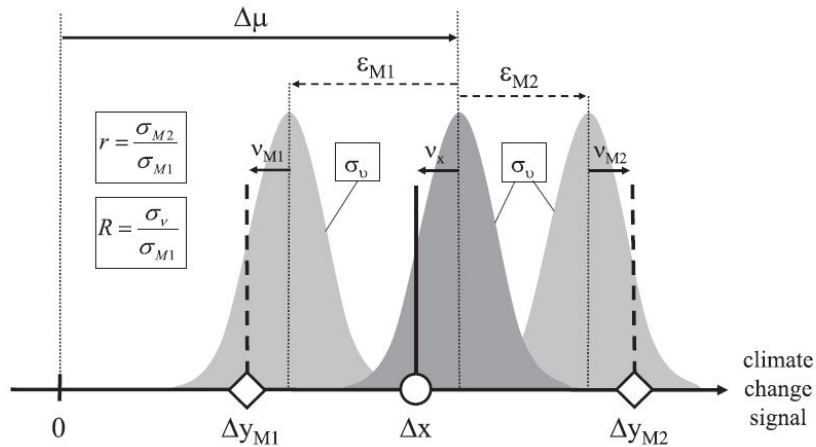
(равенство достигается лишь при $r = 1$).

Осреднение со случайным весом:

$$S^{(\text{rand})} = \int_0^1 S^{(w)} dw = \sigma_{M1}^2 (1 + r^2) / 3 \geq S^{(\text{eq})}.$$



Осреднение членов ансамбля. Математический пример [Weigel et al., 2010] (3). Влияние естественной изменчивости

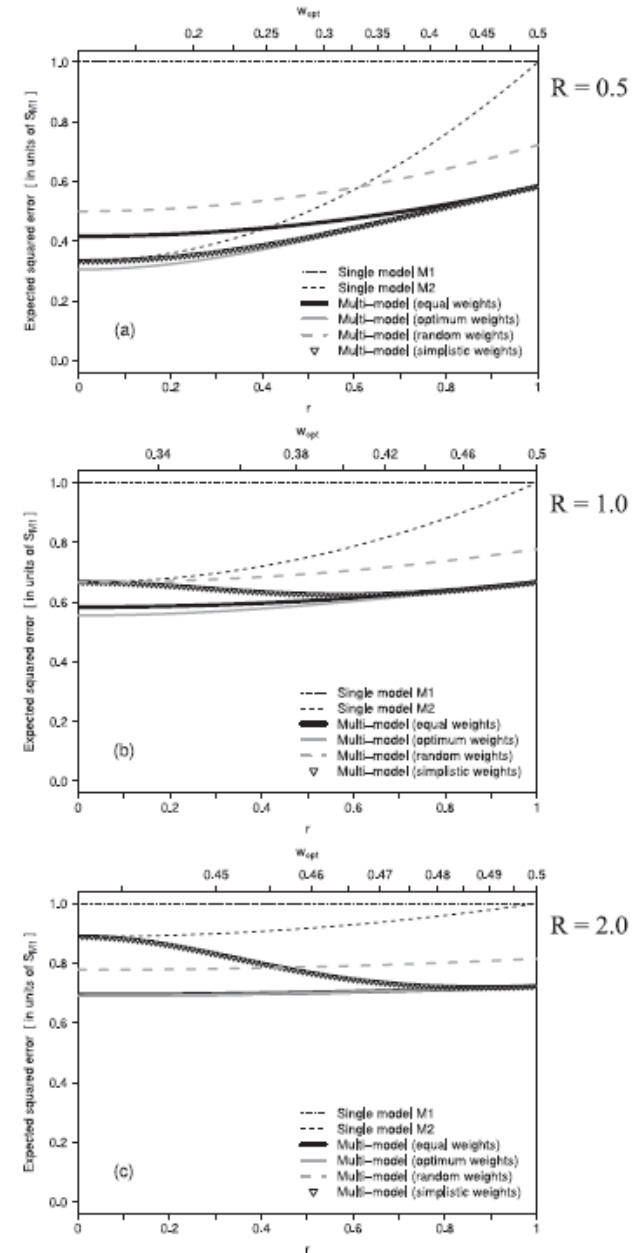


$$w^{(opt)} = (r^2 + R^2) / (1 + r^2 + R^2).$$

При $R \gg r, R \gg 1$

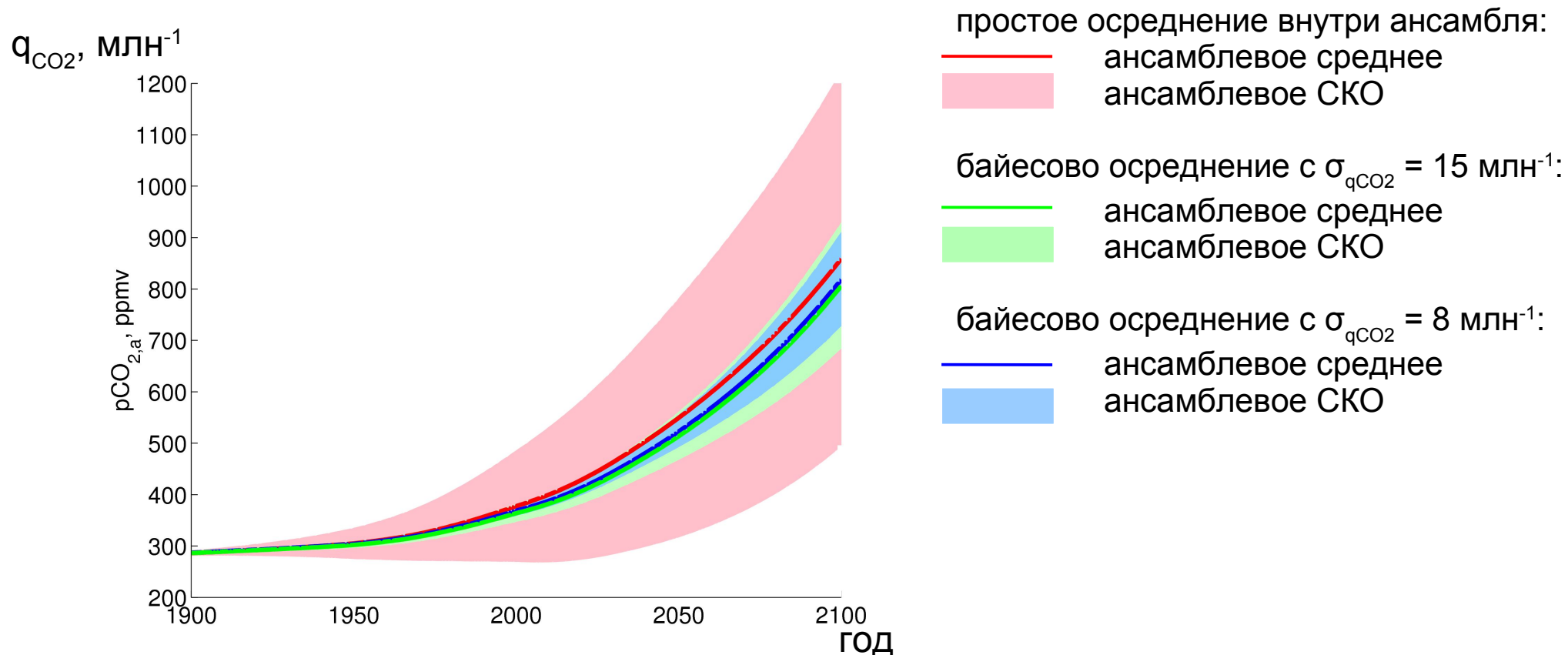
$$w^{(opt)} = 1$$

(а не $\frac{1}{2}$, как в предыдущем случае).



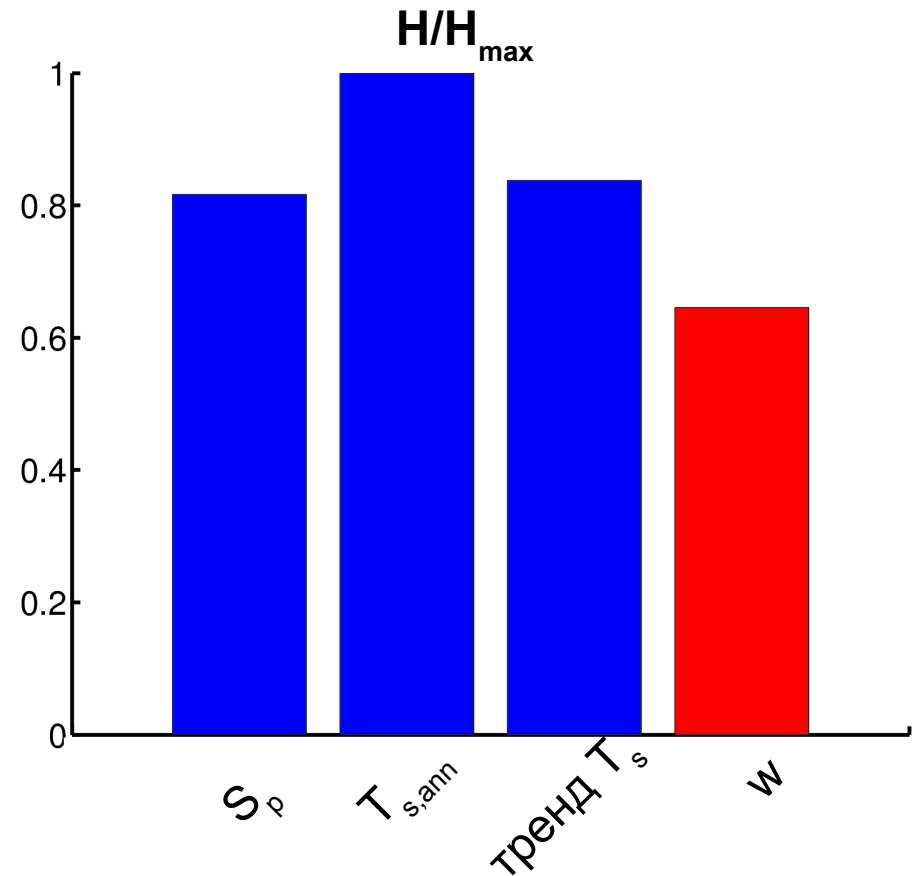
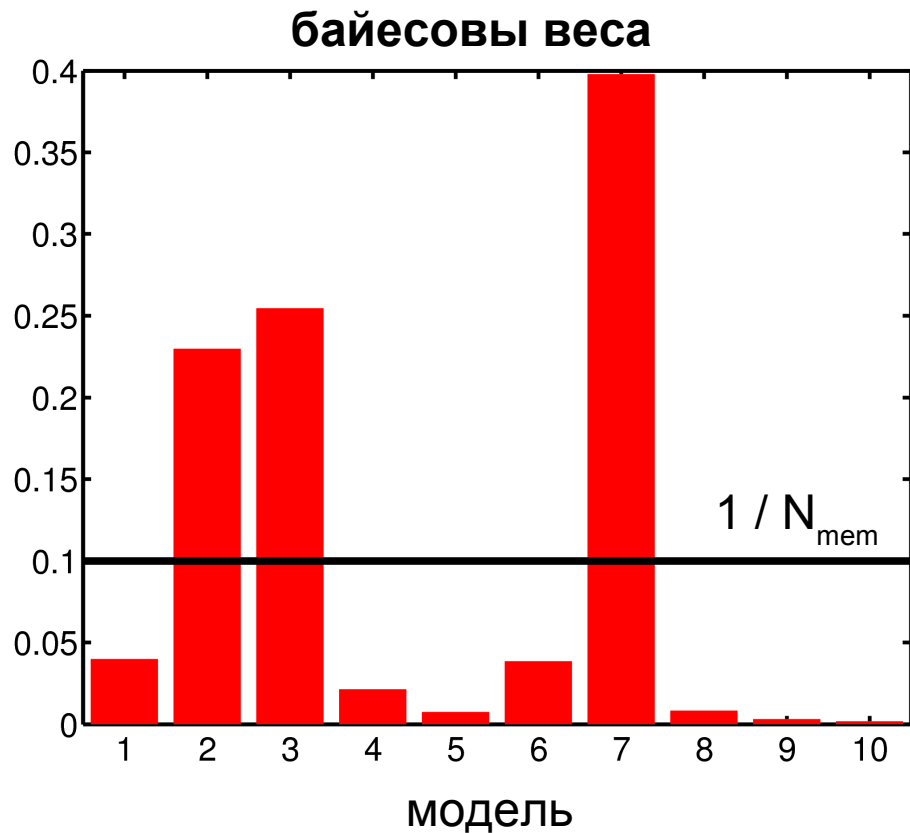
Оценка неопределённости характеристик обратной связи между климатом и углеродным циклом [Елисеев, 2008]

С КМ ИФА РАН выполнены ансамблевые численные эксперименты при задании антропогенных эмиссий CO_2 (в XXI веке - в соответствии со сценарием SRES A2), в которых различные реализации были построены изменением управляющих параметров наземного углеродного цикла. Байесовы веса оценивались сравнением результатов расчётов с эмпирическими данными для характеристик углеродного цикла. Для q_{CO_2} использовалось нормальное АФРВ с заданным $\sigma_{q_{\text{CO}_2}}$, для остальных переменных - однородные АФРВ.



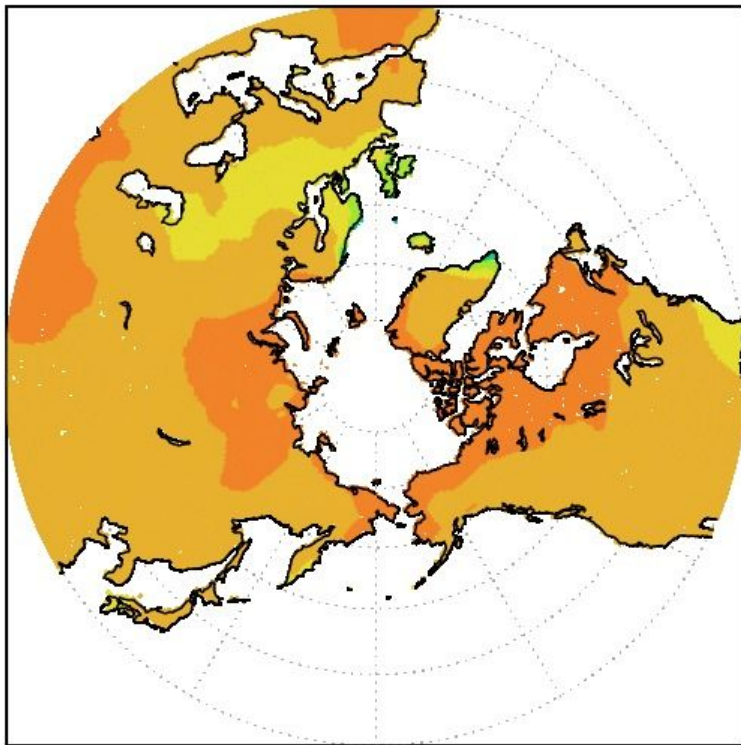
Оценки изменения климата внетропических широт суши Северного полушария в XXI веке при сценарии SRES A1B [Arzhanov et al., 2011] (1)

Использовалось байесово осреднение результатов расчётов с 10 моделями ансамбля CMIP3. Веса вычислялись по 1) воспроизведению современной температуры приземного воздуха T_s над сушей внетропических широт, 2) воспроизведению тренда для XX века в этих же регионах, 3) воспроизведению площади распространения вечной мерзлоты S_p .

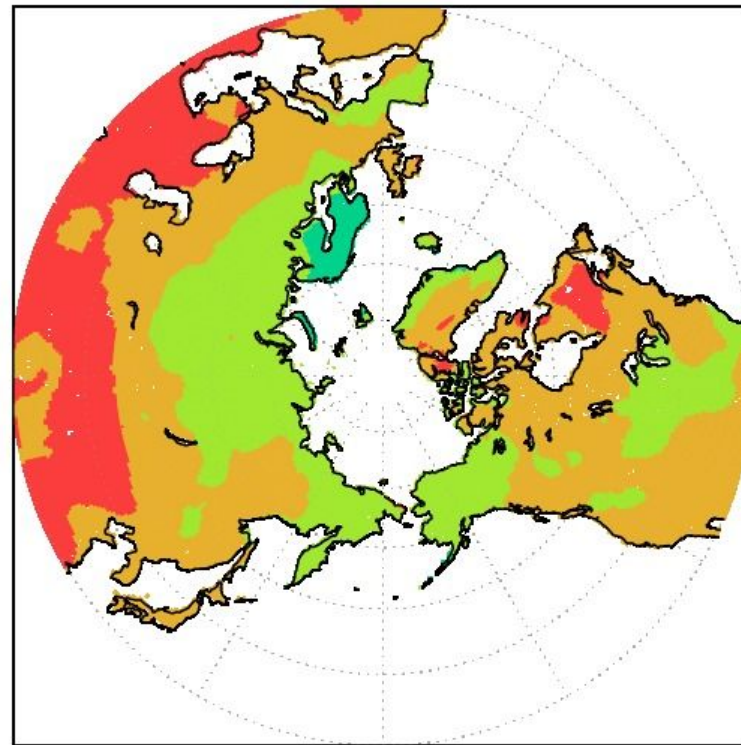


Оценки изменения климата внетропических широт суши Северного полушария в XXI веке при сценарии SRES A1B [Arzhanov et al., 2011] (2)

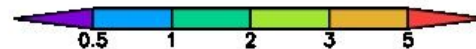
$$E(\Delta T_{s,ann} | D) [K]$$



$$E(\Delta T_{s,ann} | D) / \sigma(\Delta T_{s,ann} | D)$$

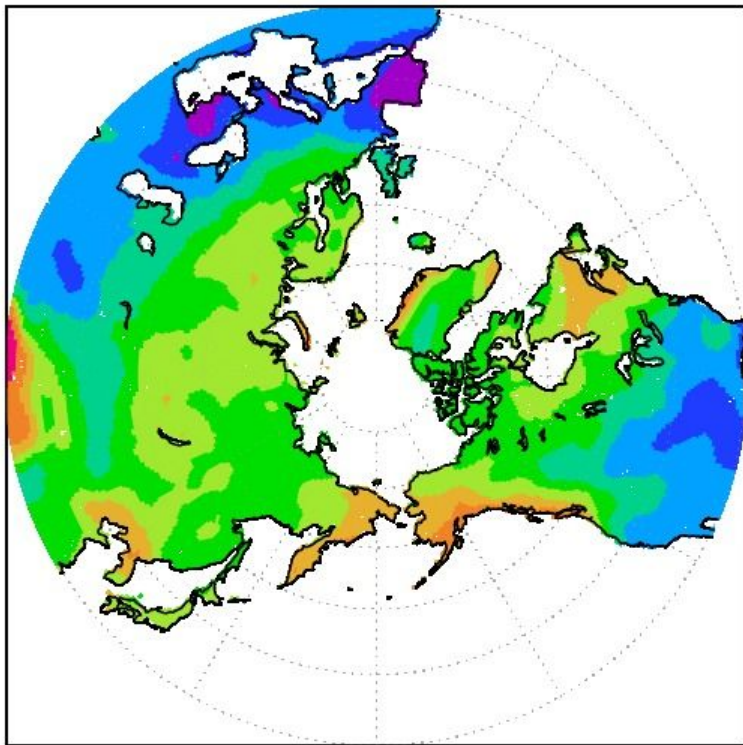


устойчивый
по ансамблю
рост
температуры
(также для
отдельных
сезонов)

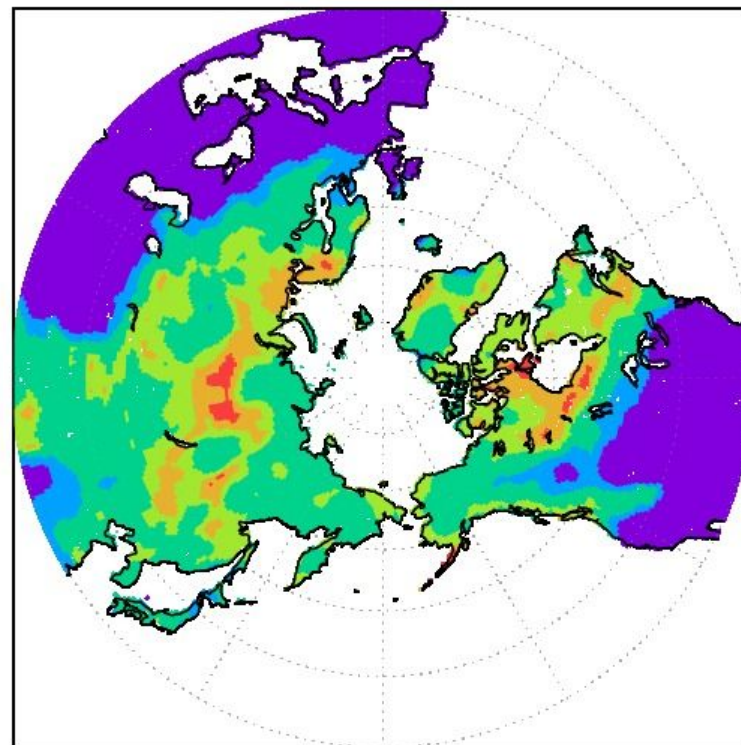


Оценки изменения климата внетропических широт суши Северного полушария в XXI веке при сценарии SRES A1B [Arzhanov et al., 2011] (3)

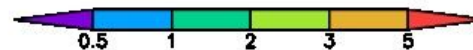
$E(\Delta P_{\text{ann}} | D)$ [мм/год]



$E(\Delta P_{\text{ann}} | D) / \sigma(\Delta P_{\text{ann}} | D)$

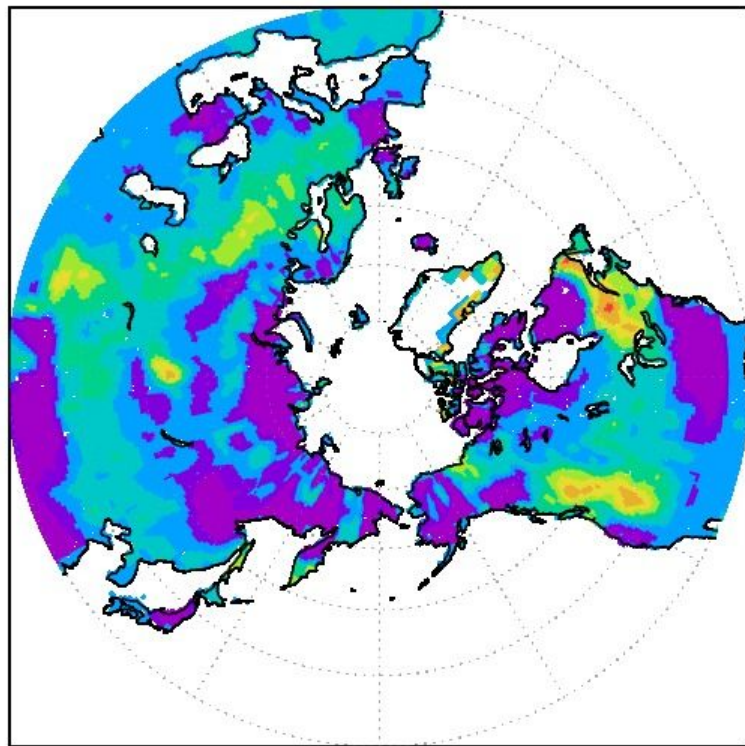


устойчивый
по ансамблю
рост осадков
(в основном,
в холодный
период года)

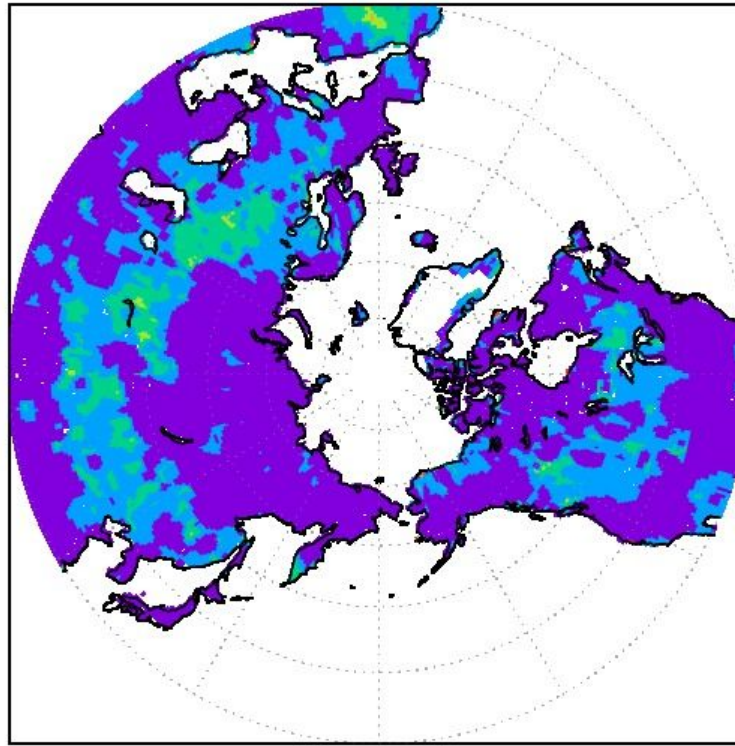


Оценки изменения климата в тропических широтах суши Северного полушария в XXI веке при сценарии SRES A1B [Arzhanov et al., 2011] (4)

$E(\Delta w_{Jul} | D)$ [мм/м]



$\sigma(\Delta w_{Jul} | D) / E(\Delta w_{Jul} | D)$

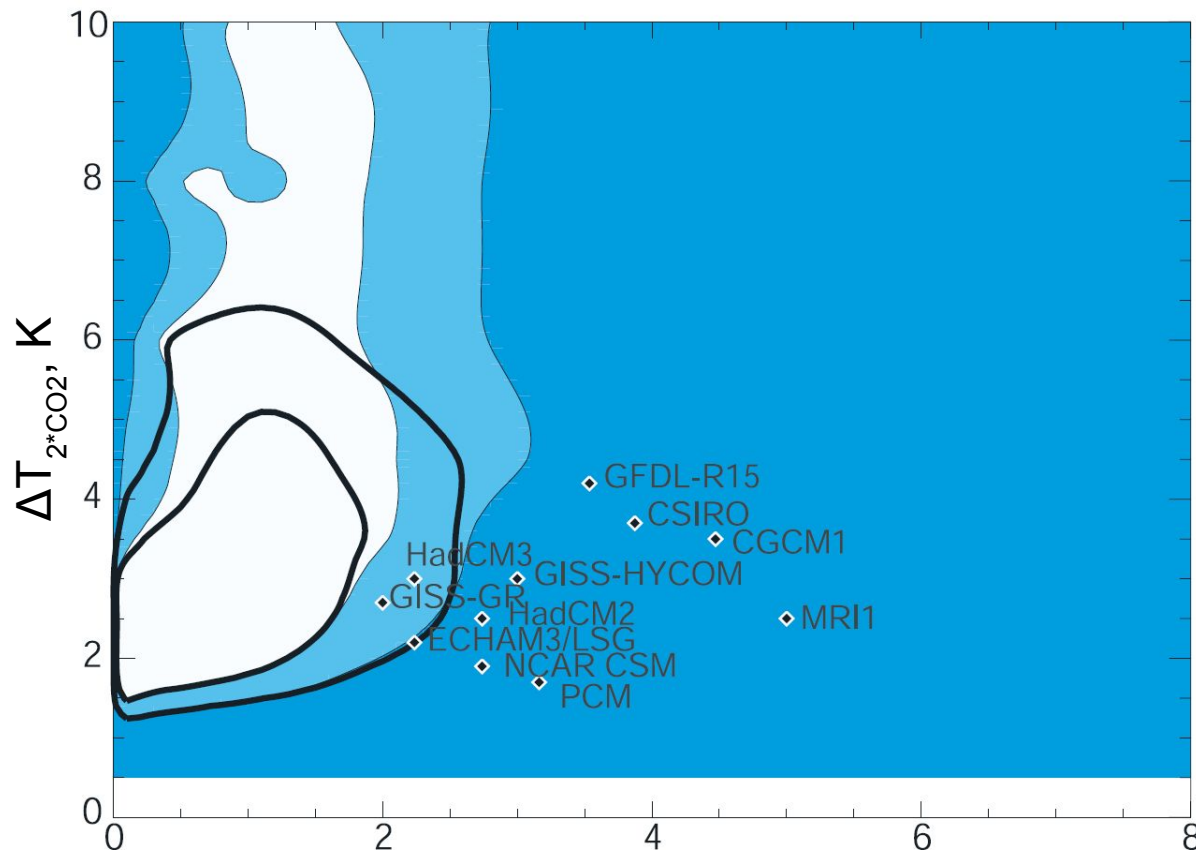


изменения
влажности
почвы
статистически
незначимы
внутри ансамбля



Калибровка параметров модели [Forest et al., 2008]

С климатической моделью MIT проведены ансамблевые численные эксперименты на воспроизведение климата 1940-2000 гг. при задании внешнего воздействия по эмпирическим данным (с учётом неопределённости РВВ тропосферных аэрозолей). Различные реализации внутри ансамбля были построены варьированием равновесной чувствительности климата к удвоению содержания CO₂ в атмосфере ΔT_{2*CO_2} и коэффициента вертикальной диффузии тепла в океане K_v . Степень реалистичности реализаций оценивалась сравнением температурных трендов у поверхности, в слое океана 0-3 км и в разных слоях атмосферы.



штриховка: однородные
априорные ФРВ

изолинии: "экспертные"
неоднородные
априорные ФРВ

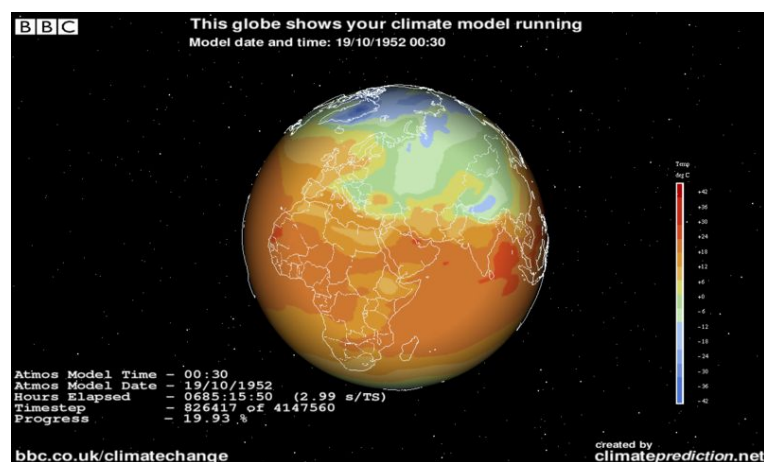
в обоих случаях показан
интервал статистической
значимости 1-10%

$K_v^{1/2}, [cm^2/c]^{1/2}$

CLIMATEPREDICTION.NET [Stainforth et al., 2005] (1)

- Использовалась модель HadSM3 (версия с улучшенной численной устойчивостью).
- В каждой реализации изменялось значение 6 параметров модели.
- Вычисления проводились с использованием "облачных" технологий на домашних компьютерах добровольцев

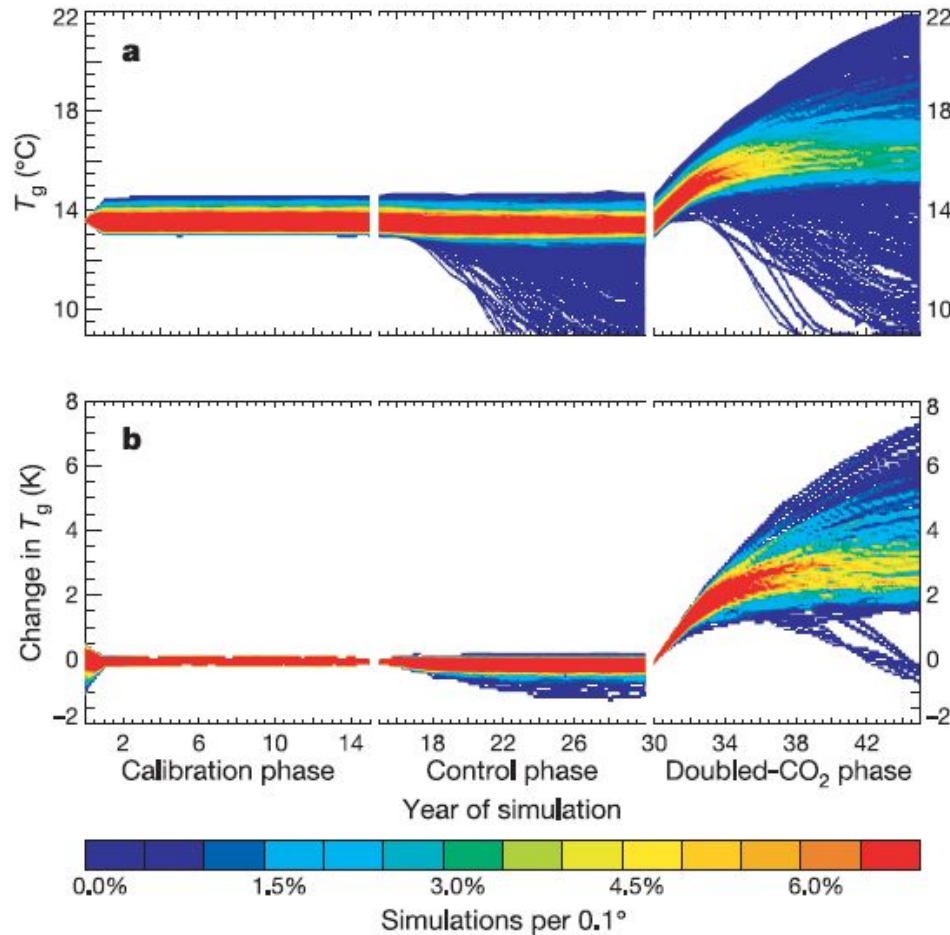
Экран клиентской программы
climateprediction.net



Experiment status

Summary	
Model Years	125,112,872
Active Hosts	37,320
Complete Model Simulations	
HadSM3	675,066
HadAM3	17,276
HadAM3P	517,997
FAMOUS	215,472
HadCM3L	23,794
Sulphur Cycle	14,993
Spinup	61
HadSM3MH	67,454
HadRM3P	250,802
HadAM3P-EU	121,985
HadAM3P-SAF	72,964
HadAM3P-PNW	55,853
Last Updated	03-Jul-2011 05:30:03

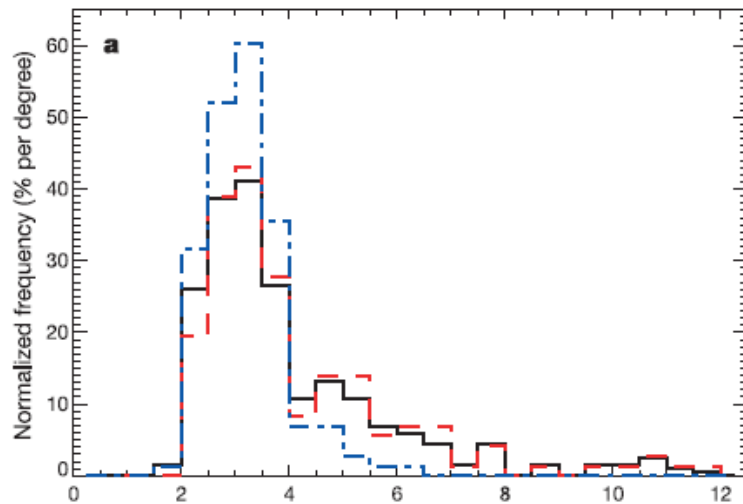
CLIMATEPREDICTION.NET [Stainforth et al., 2005] (2)



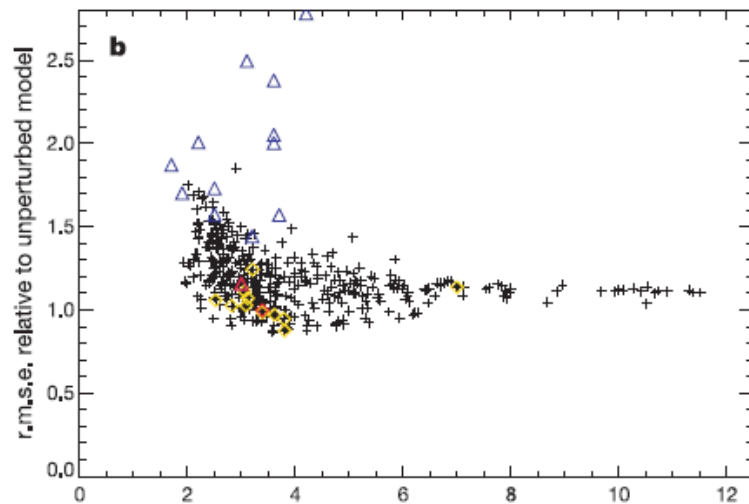
Распределение T_g для 2017 расчётов

Распределение T_g после исключения неустойчивых расчётов и осреднения по начальным условиям.

CLIMATEPREDICTION.NET [Stainforth et al., 2005] (3)



Распределение ΔT_{2^*CO2}



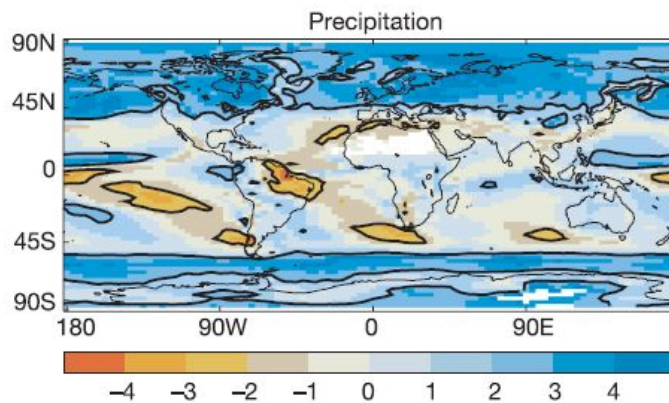
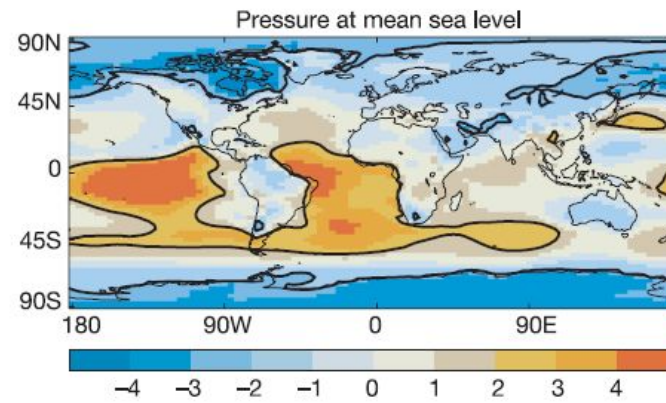
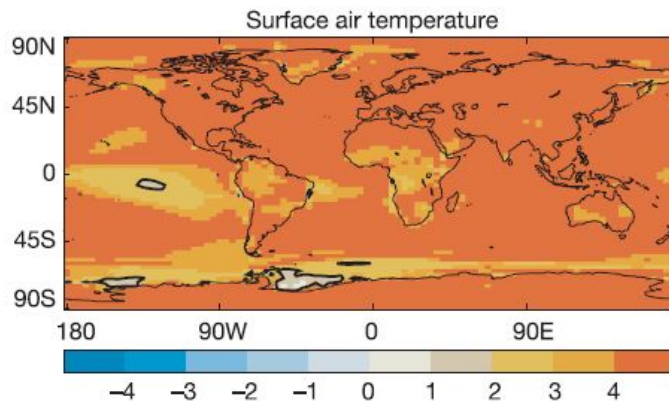
Распределение среднеквадратичной ошибки воспроизведения температуры (относительно стандартной версии модели).

QUMP: Quantifying Uncertainty in Model Predictions [Murphy et al., 2004]

- Использовалась модель HadSM3.
- В каждой реализации изменялось значения 29 параметров модели.

2*CO2 отклик: $r_x = \Delta X / \sigma_x$,

σ_x - внутриансамблевое СКО



Таким образом,

- Использование ансамблей моделей и/или постановка численных экспериментов с климатическими моделями (а также моделями численного прогноза погоды) позволяет оценить чувствительность результатов к выбору начальных условий, значений управляющих параметров, сценариев внешнего воздействия и структуры моделей.
- В общем случае оценка климатических изменений среднее по ансамблю моделей или с использованием мономодельного ансамблевого эксперимента является более надёжным по сравнению с использованием только одной (даже "лучшей" модели).
- Эффективность методов статистической обработки ансамблевых численных экспериментов может быть повышена за счёт выбора веса (правдоподобия) для каждой из реализаций внутри ансамбля. Однако при выборе веса всегда в той или иной мере приходится руководствоваться эвристическими соображениями.

СПАСИБО ЗА ВНИМАНИЕ