Вопросы и ответы

Много сезонных составляющих

Много сезонных составляющих: план

• Наложение нескольких частот.

Много сезонных составляющих: план

- Наложение нескольких частот.
- Краткое напоминание STL.

Много сезонных составляющих: план

- Наложение нескольких частот.
- Краткое напоминание STL.
- MSTL = STL много раз.

Картинка

Дневные данные, много частот

Что делать со сложной сезонностью?

• Использовать подходящую модель: ARIMA + предикторы Фурье, PROPHET, TBATS, ...

Что делать со сложной сезонностью?

- Использовать подходящую модель: ARIMA + предикторы Фурье, PROPHET, TBATS, ...
- Разложить ряд на много составляющих:

$$y_t = trend_t + seas_t^{(1)} + seas_t^{(2)} + remainder_t$$

На входе:

Ряд y_t .

На входе:

Ряд y_t .

• n_p — периодичность сезонности, например, $n_p = 12$.

На входе:

 $\mathsf{P}\mathsf{я}\mathsf{д}\,y_t.$

- n_p периодичность сезонности, например, $n_p = 12$.
- n_l сила сглаживания низкочастотного фильтра.

На входе:

 $\mathsf{P}\mathsf{я}\mathsf{д}\,y_t.$

- n_p периодичность сезонности, например, $n_p = 12$.
- n_l сила сглаживания низкочастотного фильтра.
- n_s сила сглаживания сезонных подрядов.

На входе:

 $\mathsf{P}\mathsf{я}\mathsf{д}\,y_t.$

- n_p периодичность сезонности, например, $n_p = 12$.
- n_l сила сглаживания низкочастотного фильтра.
- n_s сила сглаживания сезонных подрядов.
- n_t сила сглаживания при выделении тренда.

На входе:

Ряд y_t .

- n_p периодичность сезонности, например, $n_p = 12$.
- n_l сила сглаживания низкочастотного фильтра.
- n_s сила сглаживания сезонных подрядов.
- n_t сила сглаживания при выделении тренда.

На выходе:

Разложение $y_t = trend_t + seas_t + remainder_t$.

Применим STL последовательно!

1. Первичное выделение сезонных компонент.

Применим STL последовательно!

- 1. Первичное выделение сезонных компонент.
- 2. Корректировка сезонных компонент.

Применим STL последовательно!

- 1. Первичное выделение сезонных компонент.
- 2. Корректировка сезонных компонент.
- 3. Добываем тренд и остаток.

MSTL = STL много раз!

- Шаг 1. Первичное выделение сезонных компонент.
 - 1. Запустим STL для выделения сезонности высокой частоты.

Запомним выделенную компоненту $seas_t^{(1)}$ и удалим её из ряда, $y_t^{(-1)} = y_t - seas_t^{(1)}$.

MSTL = STL много раз!

Шаг 1. Первичное выделение сезонных компонент.

- 1. Запустим STL для выделения сезонности высокой частоты.
 - Запомним выделенную компоненту $seas_t^{(1)}$ и удалим её из ряда, $y_t^{(-1)} = y_t seas_t^{(1)}$.
- 2. Запустим STL для выделения сезонности средней частоты.

Запомним выделенную компоненту $seas_t^{(2)}$ и удалим её из ряда, $y_t^{(-1,2)} = y_t^{(-1)} - seas_t^{(2)}$.

MSTL = STL много раз!

Шаг 1. Первичное выделение сезонных компонент.

- 1. Запустим STL для выделения сезонности высокой частоты.
 - Запомним выделенную компоненту $seas_t^{(1)}$ и удалим её из ряда, $y_t^{(-1)} = y_t seas_t^{(1)}$.
- 2. Запустим STL для выделения сезонности средней частоты.
 - Запомним выделенную компоненту $seas_t^{(2)}$ и удалим её из ряда, $y_t^{(-1,2)} = y_t^{(-1)} seas_t^{(2)}$.
- 3. ...

Уточняем сезонные компоненты

- Шаг 2. Корректировка сезонных компонент.
- 1. Временно возвращаем в полностью очищенный ряд найденную сезонность высокой частоты. Запускаем STL и получаем уточнённую компоненту $seas_t^{(1)}$, удаляем её из ряда и получаем уточнённый очищенный ряд.

Уточняем сезонные компоненты

- Шаг 2. Корректировка сезонных компонент.
- 1. Временно возвращаем в полностью очищенный ряд найденную сезонность высокой частоты. Запускаем STL и получаем уточнённую компоненту $seas_t^{(1)}$, удаляем её из ряда и получаем уточнённый очищенный ряд.
- 2. Временно возвращаем в полностью очищенный ряд найденную сезонность средней частоты. Запускаем STL и получаем уточнённую компоненту $seas_t^{(2)}$, удаляем её из ряда и получаем уточнённый очищенный ряд.

Уточняем сезонные компоненты

- Шаг 2. Корректировка сезонных компонент.
- 1. Временно возвращаем в полностью очищенный ряд найденную сезонность высокой частоты. Запускаем STL и получаем уточнённую компоненту $seas_t^{(1)}$, удаляем её из ряда и получаем уточнённый очищенный ряд.
- 2. Временно возвращаем в полностью очищенный ряд найденную сезонность средней частоты. Запускаем STL и получаем уточнённую компоненту $seas_t^{(2)}$, удаляем её из ряда и получаем уточнённый очищенный ряд.
- 3. ...

Завершаем алгоритм

Шаг 3. Добываем тренд и остаток.

Тренд и остаток берем из самого последнего STL разложения, уточнявшего сезонные компоненты.

Много сезонных составляющих: итоги

• MSTL — быстрый и устойчивый алгоритм разложения ряда.

Много сезонных составляющих: итоги

- MSTL быстрый и устойчивый алгоритм разложения ряда.
- Теоретически MSTL может работать с пропусками.

Много сезонных составляющих: итоги

- MSTL быстрый и устойчивый алгоритм разложения ряда.
- Теоретически MSTL может работать с пропусками.
- Есть другие алгоритмы: ARIMA + предикторы Фурье, TBATS, PROPHET, ...

Данные прерывающиеся нулями

Данные прерывающиеся нулями: план

• Нули в данных.

Данные прерывающиеся нулями: план

- Нули в данных.
- Алгоритм Кростона.

Откуда нули в данных?

Счётные данные с небольшим ожиданием:

• Ежедневное количество пожаров в небольшое городе.

Откуда нули в данных?

Счётные данные с небольшим ожиданием:

- Ежедневное количество пожаров в небольшое городе.
- Еженедельное количество завершенных писателем романов.

Откуда нули в данных?

Счётные данные с небольшим ожиданием:

- Ежедневное количество пожаров в небольшое городе.
- Еженедельное количество завершенных писателем романов.
- •

Как моделировать?

• Специальные модели для счётных данных. Используют распределение Пуассона, отрицательное биномиальное, ...

Как моделировать?

- Специальные модели для счётных данных. Используют распределение Пуассона, отрицательное биномиальное, ...
- Простой алгоритм Кростона. Подходит для несезонных данных, основан на экспоненциальном сглаживании.

Напоминание про ETS(ANN)

Уравнения модели:

$$\begin{cases} y_t = \ell_{t-1} + u_t \\ \ell_t = \ell_{t-1} + \alpha u_t \end{cases}$$

Напоминание про ETS(ANN)

Уравнения модели:

$$\begin{cases} y_t = \ell_{t-1} + u_t \\ \ell_t = \ell_{t-1} + \alpha u_t \end{cases}$$

$$\ell_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)\ell_{t-1}$$

Напоминание про ETS(ANN)

Уравнения модели:

$$\begin{cases} y_t = \ell_{t-1} + u_t \\ \ell_t = \ell_{t-1} + \alpha u_t \end{cases}$$

$$\ell_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)\ell_{t-1}$$

Прогноз на 1 шаг вперёд:

$$\hat{y}_{t+1} = \alpha y_t + (1 - \alpha)\hat{y}_t.$$

Шаг 1. Разобъём исходный ряд (y_t)

$$3, 0, 2, 0, 0, 4, 0, 0, 0, 3, 0, 1, \dots$$

Шаг 1. Разобъём исходный ряд (y_t)

$$3, 0, 2, 0, 0, 4, 0, 0, 0, 3, 0, 1, \dots$$

на ряд положительных значений $\left(q_{t}\right)$

$$3, 2, 4, 3, 1, \dots$$

и длины нулевых промежутков (a_t) :

$$1, 2, 3, 1, \dots$$

Шаг 1. Разобъём исходный ряд (y_t)

$$3, 0, 2, 0, 0, 4, 0, 0, 0, 3, 0, 1, \dots$$

на ряд положительных значений $\left(q_{t}\right)$

$$3, 2, 4, 3, 1, \dots$$

и длины нулевых промежутков (a_t) :

$$1, 2, 3, 1, \dots$$

Шаг 2. Применим простое экспоненциальное сглаживание.

$$\begin{cases} \hat{q}_{t+1} = \alpha_q q_t + (1 - \alpha_q) \hat{q}_t \\ \hat{a}_{t+1} = \alpha_a a_t + (1 - \alpha_a) \hat{a}_t \end{cases}$$

Шаг 1. Разобъём исходный ряд (y_t)

$$3, 0, 2, 0, 0, 4, 0, 0, 0, 3, 0, 1, \dots$$

на ряд положительных значений $\left(q_{t}\right)$

$$3, 2, 4, 3, 1, \dots$$

и длины нулевых промежутков (a_t) :

$$1, 2, 3, 1, \dots$$

Шаг 2. Применим простое экспоненциальное сглаживание.

$$\begin{cases} \hat{q}_{t+1} = \alpha_q q_t + (1 - \alpha_q) \hat{q}_t \\ \hat{a}_{t+1} = \alpha_a a_t + (1 - \alpha_a) \hat{a}_t \end{cases}$$

Параметры: α_a , α_q , \hat{a}_0 , \hat{q}_0 .

Прогнозирование

Из алгоритма Кростона можно извлечь:

• \hat{q}_{T+1} — прогноз следующего ненулевого числа.

Прогнозирование

Из алгоритма Кростона можно извлечь:

- \hat{q}_{T+1} прогноз следующего ненулевого числа.
- \hat{a}_{T+1} прогноз длины нулевого промежутка.

Прогнозирование

Из алгоритма Кростона можно извлечь:

- \hat{q}_{T+1} прогноз следующего ненулевого числа.
- \hat{a}_{T+1} прогноз длины нулевого промежутка.
- $\hat{y}_{T+1} = \hat{q}_{T+1}/\hat{a}_{T+1}$ прогноз для исходного ряда.

Сравнение прогнозов

Используйте MASE:

$$MASE = \frac{|q_{T+1}| + |q_{T+2}| + \dots + |q_{T+H}|}{H},$$

где

- e_t ошибка прогноза;
- $q_t = \frac{e_t}{MAE^{naive}}$ ошибка прогноза, отмашстабированная на среднюю абсолютную ошибку наивного прогноза.

Данные прерывающиеся нулями: итоги

• Как правило, много нулей в счётных данных.

Данные прерывающиеся нулями: итоги

- Как правило, много нулей в счётных данных.
- Алгоритм Кростона подойдёт для несезонных данных.

Данные прерывающиеся нулями: итоги

- Как правило, много нулей в счётных данных.
- Алгоритм Кростона подойдёт для несезонных данных.
- Алгоритм Кростона нестатический: нет прогнозных интервалов.

Сравнение двух прогнозов

Сравнение прогнозов: план

• Тест Диболда-Мариано.

Сравнение прогнозов: план

- Тест Диболда-Мариано.
- Предпосылки теста.

Сравнение прогнозов: план

- Тест Диболда-Мариано.
- Предпосылки теста.
- Реализация теста.

• Предназначен для сравнения двух прогнозов.

- Предназначен для сравнения двух прогнозов.
- Сравнивает прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.

- Предназначен для сравнения двух прогнозов.
- Сравнивает прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.
- Не является оптимальным для сравнения моделей.

- Предназначен для сравнения двух прогнозов.
- Сравнивает прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.
- Не является оптимальным для сравнения моделей.
- Не подходит для попарного сравнения множества прогнозов.

Рассмотрим разницу потерь двух прогнозов:

$$d_t = e_{A,t}^2 - e_{B,t}^2, \quad e_{\mathsf{Model},t} = \hat{y}_{\mathsf{Model},t} - y_t;$$

Рассмотрим разницу потерь двух прогнозов:

$$d_t = e_{A,t}^2 - e_{B,t}^2, \quad e_{\mathsf{Model},t} = \hat{y}_{\mathsf{Model},t} - y_t;$$

Разница d_t предполагается стационарной:

Рассмотрим разницу потерь двух прогнозов:

$$d_t = e_{A,t}^2 - e_{B,t}^2, \quad e_{\mathsf{Model},t} = \hat{y}_{\mathsf{Model},t} - y_t;$$

Разница d_t предполагается стационарной:

$$\mathbb{E}(d_t) = \mu_d,$$

Рассмотрим разницу потерь двух прогнозов:

$$d_t = e_{A,t}^2 - e_{B,t}^2, \quad e_{\mathsf{Model},t} = \hat{y}_{\mathsf{Model},t} - y_t;$$

Разница d_t предполагается стационарной:

$$\mathbb{E}(d_t) = \mu_d,$$

$$Cov(d_t, d_{t-k}) = \gamma_k,$$

Рассмотрим разницу потерь двух прогнозов:

$$d_t = e_{A,t}^2 - e_{B,t}^2, \quad e_{\mathsf{Model},t} = \hat{y}_{\mathsf{Model},t} - y_t;$$

Разница d_t предполагается стационарной:

$$\mathbb{E}(d_t) = \mu_d,$$

$$Cov(d_t, d_{t-k}) = \gamma_k,$$

в частности,

$$Var(d_t) = \gamma_0.$$

Способ тестирования

При верной $H_0: \mu_d = 0$:

$$DM = \frac{\bar{d}}{se(\bar{d})} \to \mathcal{N}(0;1),$$

где $se^2(\bar{d})$ — состоятельная оценка для $\mathrm{Var}(\bar{d})$.

Способ тестирования

При верной $H_0: \mu_d = 0$:

$$DM = \frac{\bar{d}}{se(\bar{d})} \to \mathcal{N}(0;1),$$

где $se^2(\bar{d})$ — состоятельная оценка для $\mathrm{Var}(\bar{d})$.

На практике оценивают регрессию на константу

$$\hat{d}_t = \hat{\beta}_1,$$

Способ тестирования

При верной $H_0: \mu_d = 0$:

$$DM = \frac{\bar{d}}{se(\bar{d})} \to \mathcal{N}(0;1),$$

где $se^2(\bar{d})$ — состоятельная оценка для $\mathrm{Var}(\bar{d})$.

На практике оценивают регрессию на константу

$$\hat{d}_t = \hat{\beta}_1,$$

получают $\hat{eta}_1 = \bar{d}$ и используют готовые робастные стандартные ошибки,

$$DM = \frac{\beta_1}{se_{HAC}(\hat{\beta}_1)}.$$

Как устроена робастная оценка?

Сравниваем прогнозы по P точкам,

$$Var(\bar{d}) = \frac{(Var(d_1) + Var(d_2) + \dots + 2 Cov(d_1, d_2) + \dots)}{P^2}$$

Как устроена робастная оценка?

Сравниваем прогнозы по P точкам,

$$Var(\bar{d}) = \frac{(Var(d_1) + Var(d_2) + \dots + 2 Cov(d_1, d_2) + \dots)}{P^2}$$

Из стационарности d_t :

$$Var(\bar{d}) = \frac{P\gamma_0 + 2(P-1)\gamma_1 + 2(P-2)\gamma_2 + \dots}{P^2}$$

Как устроена робастная оценка?

Сравниваем прогнозы по P точкам,

$$Var(\bar{d}) = \frac{(Var(d_1) + Var(d_2) + \dots + 2 Cov(d_1, d_2) + \dots)}{P^2}$$

Из стационарности d_t :

$$Var(\bar{d}) = \frac{P\gamma_0 + 2(P-1)\gamma_1 + 2(P-2)\gamma_2 + \dots}{P^2}$$

Наивная оценка:

$$\widehat{\text{Var}}(\bar{d}) = \frac{P\hat{\gamma}_0 + 2(P-1)\hat{\gamma}_1 + 2(P-2)\hat{\gamma}_2 + \dots}{P^2}$$

Нюанс: сравнение прогнозов и сравнение моделей — разные задачи.

Нюанс: сравнение прогнозов и сравнение моделей — разные задачи.

Модель может сильно выигрывать по простоте и немного проигрывать по прогнозам.

Нюанс: сравнение прогнозов и сравнение моделей — разные задачи.

Модель может сильно выигрывать по простоте и немного проигрывать по прогнозам.

На малой выборке потеря информации о качестве прогнозов на обучающей выборке существенна.

Нюанс: сравнение прогнозов и сравнение моделей — разные задачи.

Модель может сильно выигрывать по простоте и немного проигрывать по прогнозам.

На малой выборке потеря информации о качестве прогнозов на обучающей выборке существенна.

На практике часто говорят «моделей».

Сравнение двух прогнозов: итоги

• Тест Диболда-Мариано подходит для сравнения двух прогнозов.

Сравнение двух прогнозов: итоги

- Тест Диболда-Мариано подходит для сравнения двух прогнозов.
- Сравнение прогнозов и сравнение моделей немного разные задачи.

Сравнение множества прогнозов

Сравнение множества прогнозов: план

• RC-теста Уайта.

Сравнение множества прогнозов: план

- RC-теста Уайта.
- Стационарный бутстрэп.

Сравнение множества прогнозов: план

- RC-теста Уайта.
- Стационарный бутстрэп.
- Уточнения SPA-теста.

RC = Reality Check, проверка реальностью;

RC = Reality Check, проверка реальностью;

SPA = Superior Predictive Ability, превосходящее качество прогнозов.

• Два похожих теста, предназначенных для сравнения множества прогнозов с эталонным.

RC = Reality Check, проверка реальностью;

- Два похожих теста, предназначенных для сравнения множества прогнозов с эталонным.
- Сравнивают прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.

RC = Reality Check, проверка реальностью;

- Два похожих теста, предназначенных для сравнения множества прогнозов с эталонным.
- Сравнивают прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.
- Не являются оптимальным для сравнения моделей.

RC = Reality Check, проверка реальностью;

- Два похожих теста, предназначенных для сравнения множества прогнозов с эталонным.
- Сравнивают прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.
- Не являются оптимальным для сравнения моделей.
- SPA-тест более робастная вариация RC-теста.

RC = Reality Check, проверка реальностью;

- Два похожих теста, предназначенных для сравнения множества прогнозов с эталонным.
- Сравнивают прогнозы на заданный горизонт прогнозирования h.
- Не являются оптимальным для сравнения моделей.
- SPA-тест более робастная вариация RC-теста.
- Предполагают оптимальные параметры всех алгоритмов.

• $e_{jt} = \hat{y}_{jt} - y_t$ — ошибки прогноза алгоритма j;

- $e_{jt} = \hat{y}_{jt} y_t$ ошибки прогноза алгоритма j;
- Превосходство алгоритмов над эталонным в момент t:

$$d_{t} = \begin{pmatrix} e_{\mathsf{bench},t}^{2} - e_{At}^{2} \\ e_{\mathsf{bench},t}^{2} - e_{Bt}^{2} \\ e_{\mathsf{bench},t}^{2} - e_{Ct}^{2} \\ & \dots \end{pmatrix}$$

- $e_{jt} = \hat{y}_{jt} y_t$ ошибки прогноза алгоритма j;
- Превосходство алгоритмов над эталонным в момент t:

$$d_{t} = \begin{pmatrix} e_{\mathsf{bench},t}^{2} - e_{At}^{2} \\ e_{\mathsf{bench},t}^{2} - e_{Bt}^{2} \\ e_{\mathsf{bench},t}^{2} - e_{Ct}^{2} \\ & \dots \end{pmatrix}$$

• $\bar{d} = \sum d_t/P$ — среднее превосходство алгоритмов, P — число наблюдений, по которым идёт сравнение.

- $e_{jt} = \hat{y}_{jt} y_t$ ошибки прогноза алгоритма j;
- Превосходство алгоритмов над эталонным в момент t:

$$d_t = \begin{pmatrix} e_{\mathsf{bench},t}^2 - e_{At}^2 \\ e_{\mathsf{bench},t}^2 - e_{Bt}^2 \\ e_{\mathsf{bench},t}^2 - e_{Ct}^2 \\ & \dots \end{pmatrix}$$

• $\bar{d} = \sum d_t/P$ — среднее превосходство алгоритмов, P — число наблюдений, по которым идёт сравнение.

Гипотезы RC-теста:

$$H_0$$
: $\mathbb{E}(d_t) = 0$.

$$H_a$$
: $\max(\mathbb{E}(d_t)) > 0$.

1. Находим значение наилучшего среднего превосходства $RC = \max(\bar{d}).$

- 1. Находим значение наилучшего среднего превосходства $RC = \max(\bar{d})$.
- 2. Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

- 1. Находим значение наилучшего среднего превосходства $RC = \max(\bar{d})$.
- 2. Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

3. По бустрэп-копии находим для каждого алгоритма j

$$\Delta_j = \bar{d}_j^* - \bar{d}_j.$$

- 1. Находим значение наилучшего среднего превосходства $RC = \max(\bar{d}).$
- 2. Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

3. По бустрэп-копии находим для каждого алгоритма j

$$\Delta_j = \bar{d}_j^* - \bar{d}_j.$$

4. Находим $RC^* = \max(\Delta)$.

- 1. Находим значение наилучшего среднего превосходства $RC = \max(\bar{d}).$
- 2. Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

3. По бустрэп-копии находим для каждого алгоритма j

$$\Delta_j = \bar{d}_j^* - \bar{d}_j.$$

- 4. Находим $RC^* = \max(\Delta)$.
- 5. Повторяем (2-4) 10000 раз, получаем $RC_1^*, ..., RC_{10000}^*$.

- 1. Находим значение наилучшего среднего превосходства $RC = \max(\bar{d}).$
- 2. Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

3. По бустрэп-копии находим для каждого алгоритма j

$$\Delta_j = \bar{d}_j^* - \bar{d}_j.$$

- 4. Находим $RC^* = \max(\Delta)$.
- 5. Повторяем (2-4) 10000 раз, получаем RC_1^* , ..., RC_{10000}^* .
- б. Считаем Р-значение как долю RC^* , оказавшихся больше фактического RC.

Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

• Бутстрэп-подделка имеет длину исходного ряда.

Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

- Бутстрэп-подделка имеет длину исходного ряда.
- Состоит из случайных, возможно накладывающихся, фрагментов ряда.

Генерируем бутстрэп-копию траектории d_t :

$$d_1, d_2, \dots, d_P \rightarrow d_1^*, d_2^*, \dots, d_P^*.$$

- Бутстрэп-подделка имеет длину исходного ряда.
- Состоит из случайных, возможно накладывающихся, фрагментов ряда.
- Длина каждого фрагмента имеет геометрическое распределение.

Стьюдентизация (нормировка) среднего превосходства каждого алгоритма.

$$\bar{d} = \begin{pmatrix} \bar{d}_A \\ \bar{d}_B \\ \bar{d}_C \end{pmatrix} \rightarrow d_{stud} = \begin{pmatrix} \bar{d}_A/se(\bar{d}_A) \\ \bar{d}_B/se(\bar{d}_B) \\ \bar{d}_C/se(\bar{d}_C) \end{pmatrix}$$
...

Стьюдентизация (нормировка) среднего превосходства каждого алгоритма.

$$\bar{d} = \begin{pmatrix} \bar{d}_A \\ \bar{d}_B \\ \bar{d}_C \end{pmatrix} \rightarrow d_{stud} = \begin{pmatrix} \bar{d}_A/se(\bar{d}_A) \\ \bar{d}_B/se(\bar{d}_B) \\ \bar{d}_C/se(\bar{d}_C) \end{pmatrix}$$
...

$$SPA = \max(d_{stud})$$

Предварительное деление алгоритмов на «хорошие» и «плохие».

Предварительное деление алгоритмов на «хорошие» и «плохие».

По бустрэп-копии находим для каждого алгоритма j

$$\Delta_j = egin{cases} ar{d}_j^*/se(ar{d}_j) \ \text{для плохого алгоритма} \ j \ (ar{d}_j^* - ar{d}_j)/se(ar{d}_j) \ \text{для хорошего алгоритма} \ j. \end{cases}$$

• SPA-тест и RC-тест подходят для сравнения множества прогнозов.

- SPA-тест и RC-тест подходят для сравнения множества прогнозов.
- SPA-тест Хансена имеет большую мощность.

- SPA-тест и RC-тест подходят для сравнения множества прогнозов.
- SPA-тест Хансена имеет большую мощность.
- Иногда названия SPA и RC путают.

- SPA-тест и RC-тест подходят для сравнения множества прогнозов.
- SPA-тест Хансена имеет большую мощность.
- Иногда названия SPA и RC путают.
- SPA-тест используют, например, для сравнения торговых стратегий.

- SPA-тест и RC-тест подходят для сравнения множества прогнозов.
- SPA-тест Хансена имеет большую мощность.
- Иногда названия SPA и RC путают.
- SPA-тест используют, например, для сравнения торговых стратегий.
- Сравнение прогнозов и сравнение моделей разные задачи.