Временные ряды [2]

На прошлой неделе

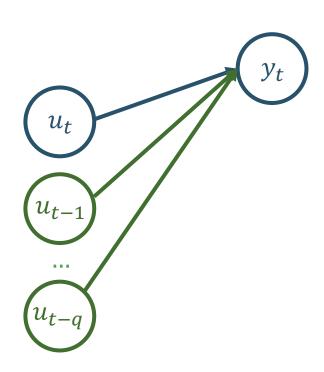
- Особенности временных рядов: стационарность, кросс-валидация
- Обсудили ETS-модель
- Поговорили про декомпозицию ряда
- Обсудили AR и MA модели, начали говорить про SARIMA

План

- Достроим SARIMA модель
- Поговорим о том, как можно усложнять модели: ТВАТS, векторные модели
- Немного поговорим про проверку гипотез и кластеризацию временных рядов
- Обсудим как использовать временные ряды в качестве признаков для других моделей

SARMA

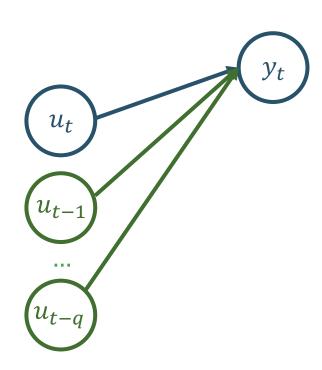
MA(q) (скользящее среднее)



MA(q) (скользящее среднее)

$$u_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$$

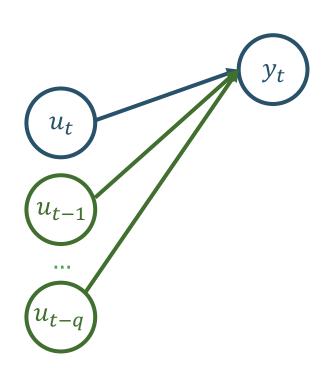
$$y_t = \mu + u_t + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-2} + \dots + \alpha_q u_{t-q}$$



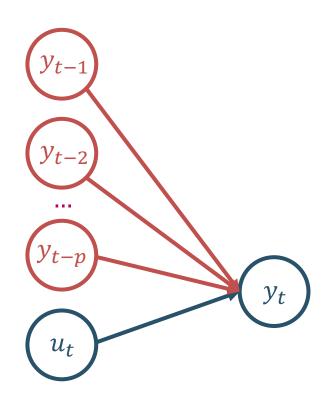
MA(q) (скользящее среднее)

$$u_t \sim iid N(0, \sigma^2)$$

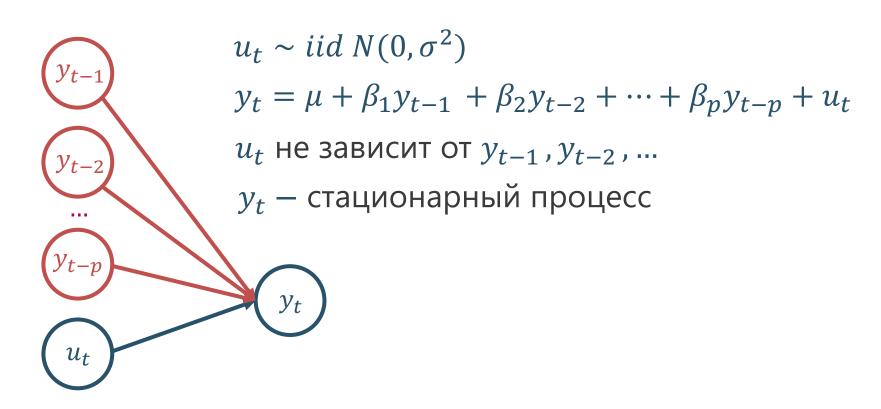
 $y_t - \mu = A(L) \cdot u_t$



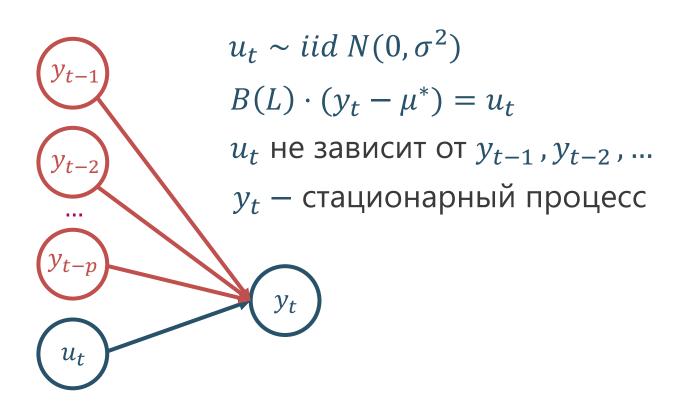
AR(p) (авторегрессия)

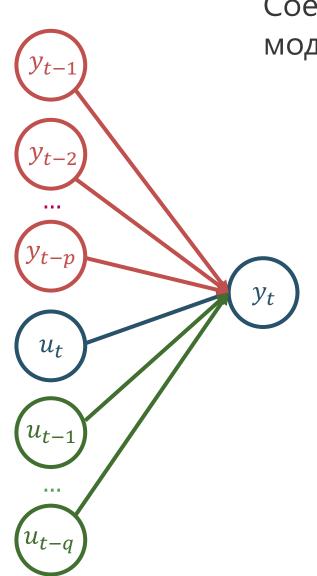


AR(р) (авторегрессия)

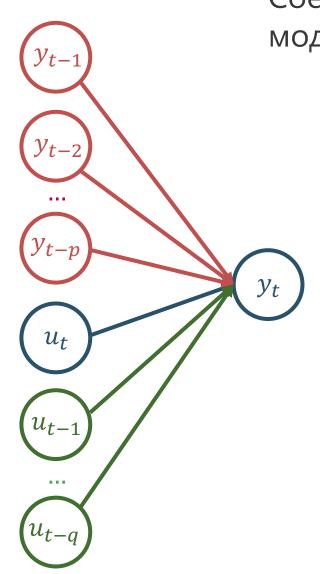


AR(р) (авторегрессия)





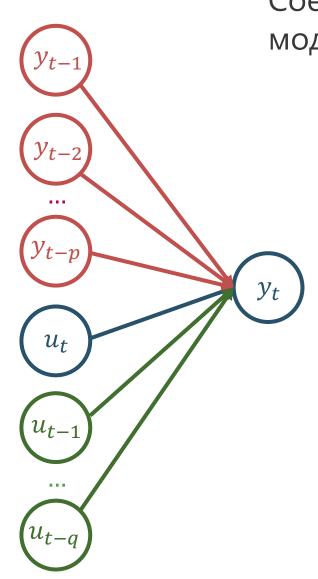
Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:



Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

$$u_t \sim iid\ N(0,\sigma^2)$$
 u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — стационарный процесс

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$



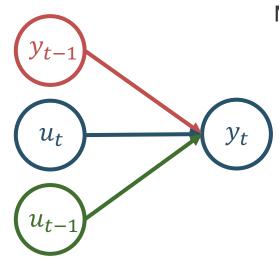
Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

$$u_t \sim iid\ N(0,\sigma^2)$$
 u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — стационарный процесс

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

У многочленов A(L) и B(L) нет общих корней

ARMA(1,1)



Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

$$u_t \sim iid N(0, \sigma^2)$$

 u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — стационарный процесс

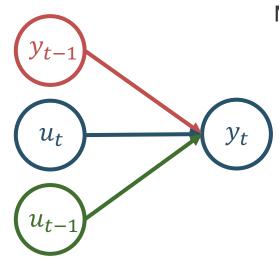
$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

У многочленов A(L) и B(L) нет общих корней

ARMA(1,1):

$$(1 - \beta L) \cdot (y_t - \mu^*) = (1 + \alpha L)u_t$$

ARMA(1,1)



Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

$$u_t \sim iid \ N(0,\sigma^2)$$
 u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ...

 y_t — стационарный процесс

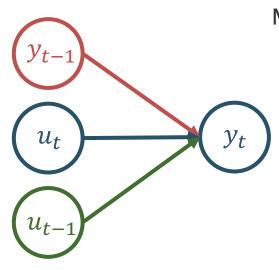
$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

У многочленов A(L) и B(L) нет общих корней

ARMA(1,1):

$$(1 - \beta L) \cdot (y_t - \mu^*) = (1 + \alpha L)u_t$$
$$y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t + \alpha u_{t-1}$$

ARMA(1,1)



Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

$$u_t \sim iid N(0, \sigma^2)$$

 u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — стационарный процесс

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

У многочленов A(L) и B(L) нет общих корней

ARMA(1,1):

$$(1 - \beta L) \cdot (y_t - \mu^*) = (1 + \alpha L)u_t$$

$$y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t + \alpha u_{t-1}$$

$$\mu^* = \mathbb{E}(y_t) = \frac{\mu}{1 - \beta}$$

Стационарность

Теорема:

Чтобы у ARMA процесса

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

существовало единственное стационарное решение, которое "не заглядывает в будущее"

Стационарность

Теорема:

Чтобы у ARMA процесса

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

существовало единственное стационарное решение, которое "не заглядывает в будущее", необходимо и достаточно, чтобы все корни характеристического уравнения

$$B(\lambda) = 0$$

$$1 - \beta_1 \lambda - \beta_2 \lambda^2 - \dots - \beta_p \lambda^p = 0$$

были по модулю больше единицы

SARMA(p,q) - (P,Q)[12]

- p порядок AR-части, q порядок MA-части
- P порядок SAR-части, Q порядок SMA-части
- [12] период сезонности (месячные данные)

$$SARMA(p,q) - (P,Q)[12]$$

- p порядок AR-части, q порядок MA-части
- P порядок SAR-части, Q порядок SMA-части
- [12] период сезонности (месячные данные)

$$SARMA(1,1) - (1,1)[12]$$
:

$$(1 - \beta L)(1 - \gamma L^{12})(y_t - \mu^*) = (1 + \alpha L)(1 - \delta L^{12})u_t$$

$$SARMA(p,q) - (P,Q)[12]$$

- p порядок AR-части, q порядок MA-части
- P порядок SAR-части, Q порядок SMA-части
- [12] период сезонности (месячные данные)

SARMA(1,1) - (1,1)[12]:

$$(1 - \beta L)(1 - \gamma L^{12})(y_t - \mu^*) = (1 + \alpha L)(1 - \delta L^{12})u_t$$
$$(1 - \beta L - \gamma L^{12} + \beta \gamma L^{12}) \qquad (1 + \alpha L - \delta L^{12} - \alpha \delta L^{13})$$

$$SARMA(p,q) - (P,Q)[12]$$

- p порядок AR-части, q порядок MA-части
- P порядок SAR-части, Q порядок SMA-части
- [12] период сезонности (месячные данные)

$$SARMA(1,1) - (1,1)[12]$$
:

$$(1 - \beta L)(1 - \gamma L^{12})(y_t - \mu^*) = (1 + \alpha L)(1 - \delta L^{12})u_t$$

$$(1 - \beta L - \gamma L^{12} + \beta \gamma L^{12}) \qquad (1 + \alpha L - \delta L^{12} - \alpha \delta L^{13})$$

$$y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-12} - \beta \gamma y_{t-13} + u_t + \alpha u_{t-1} - \delta u_{t-12} - \alpha \delta u_{t-13}$$

$$SARMA(p,q) - (P,Q)[12]$$

- p порядок AR-части, q порядок MA-части
- P порядок SAR-части, Q порядок SMA-части
- [12] период сезонности (месячные данные)

$$SARMA(p,q) - (P,Q)[12]$$
:

$$B(L) \cdot B_s(L^{12}) (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot A_s(L^{12}) u_t$$

Параметры модели: μ , σ^2 , коэффициенты в полиномах

Параметры модели: μ , σ^2 , коэффициенты в полиномах

• Можно аккуратно понять, как выглядит ковариационная матрица, и оценить модель методом максимального правдоподобия

Параметры модели: μ , σ^2 , коэффициенты в полиномах

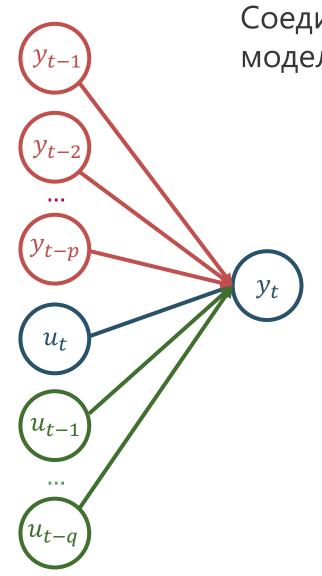
- Можно аккуратно понять, как выглядит ковариационная матрица, и оценить модель методом максимального правдоподобия
- Точечные и интервальные прогнозы строятся по аналогии с тем, что мы делали с AR(p) и MA(q)

Параметры модели: μ , σ^2 , коэффициенты в полиномах

- Можно аккуратно понять, как выглядит ковариационная матрица, и оценить модель методом максимального правдоподобия
- Точечные и интервальные прогнозы строятся по аналогии с тем, что мы делали с AR(p) и MA(q)
- Модель хороша для краткосрочных прогнозов, так как оптимальный прогноз на h шагов вперёд, при $h \to \infty$ довольно быстро сходится к математическому ожиданию процесса

Из-за того, что корреляции довольно сложно выражаются через коэффициенты модели, она неинтерпретируема

SARIMA

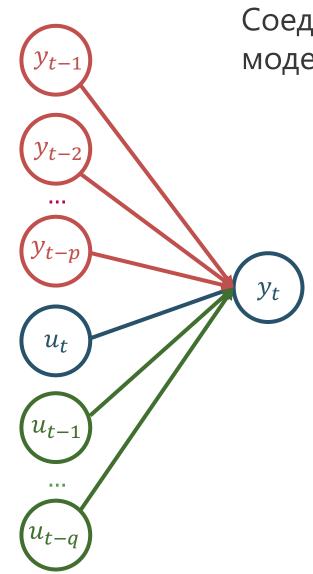


Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

 $u_t \sim iid\ N(0,\sigma^2)$ u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — стационарный процесс

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

У многочленов A(L) и B(L) нет общих корней



Соединим AR(p) и MA(q) в одну модель:

$$u_t \sim iid\ N(0,\sigma^2)$$
 u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — стационарный процесс

$$B(L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

У многочленов A(L) и B(L) нет общих корней

А что делать, если нет?

Стационарность и разности

- Ряд y_t может быть нестационарным
- Если взять первую разность, Δy_t , он может стать стационарным

Пример:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$
; $u_t \sim iid N(0, \sigma^2)$; $y_0 = 0$

Мы с вами до этого выяснили, что такая модель нестационарна, так как $Var(y_t)$ зависит от времени

$$z_t = \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = u_t$$

Процесс z_t будет стационарен

Стационарность и разности

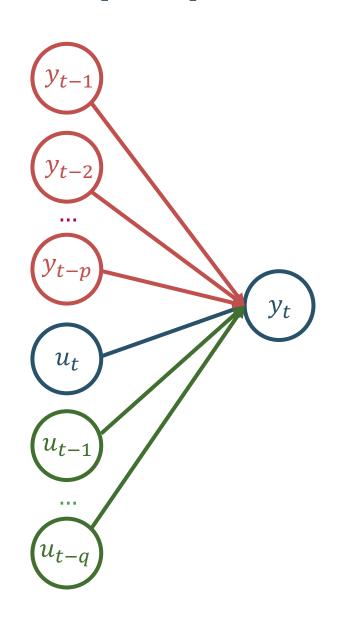
- Ряд y_t может быть нестационарным
- Если взять первую разность, Δy_t , он может стать стационарным
- Такой приём позволяет дёшево добавить нестационарные ряды в мир ARMA-моделей
- Конечно же, взятие разности помогает не всегда

Стационарность и разности



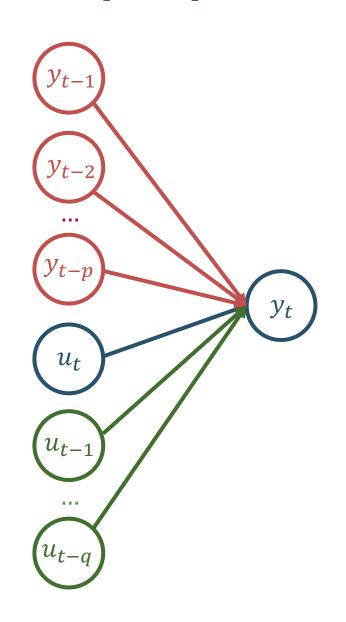


ARIMA(p,1,q)



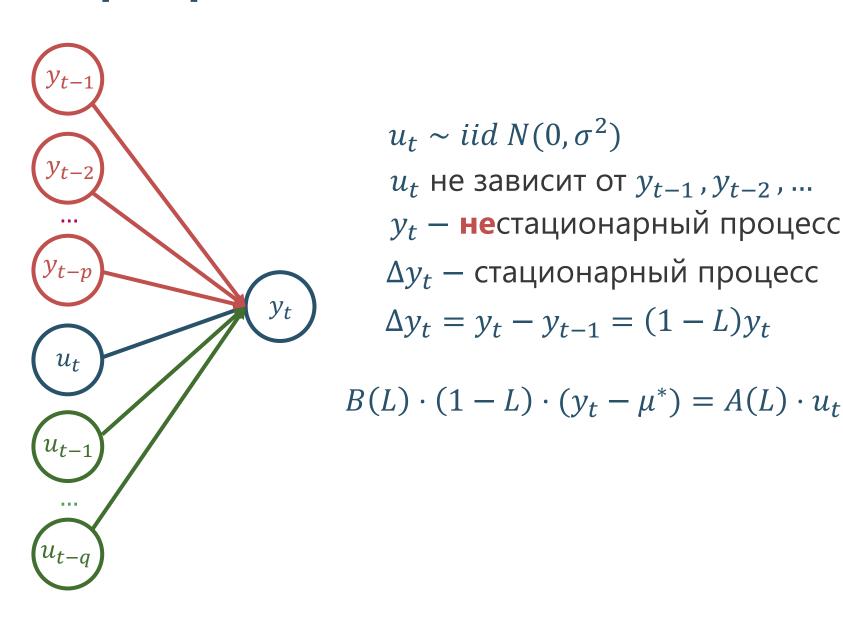
 $u_t \sim iid\ N(0,\sigma^2)$ u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — **не**стационарный процесс

ARIMA(p,1,q)



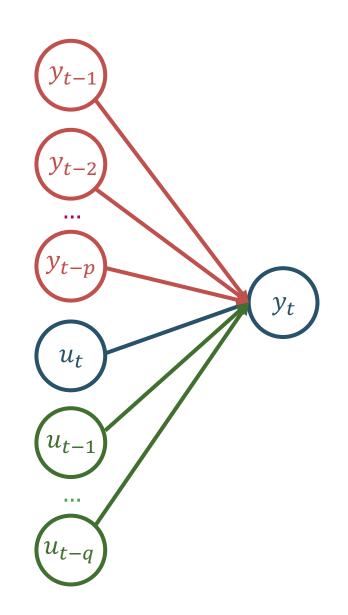
 $u_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$ u_t не зависит от $y_{t-1}, y_{t-2}, ...$ $y_t -$ нестационарный процесс $\Delta y_t -$ стационарный процесс $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (1 - L)y_t$

ARIMA(p,1,q)



$$u_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$$
 u_t не зависит от $y_{t-1}, y_{t-2}, ...$
 $y_t -$ нестационарный процесс
 $\Delta y_t -$ стационарный процесс
 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (1 - L)y_t$

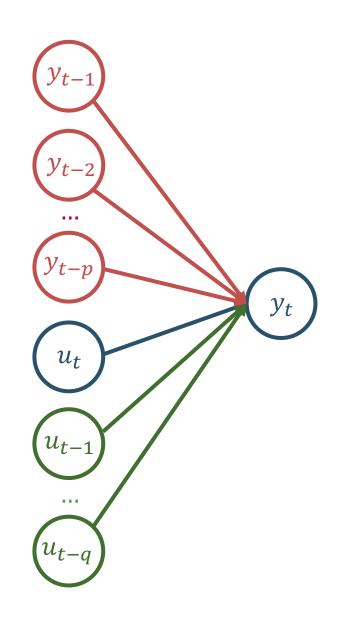
ARIMA(p,1,q)



$$u_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$$
 u_t не зависит от $y_{t-1}, y_{t-2}, ...$
 $y_t -$ нестационарный процесс
 $\Delta y_t -$ стационарный процесс
 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (1 - L)y_t$

$$B(L) \cdot (1 - L) \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$
$$B(L) \Delta y_t = A(L) \cdot u_t$$

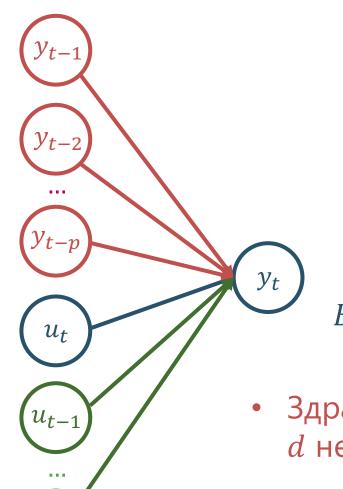
ARIMA(p,d,q)



 $u_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$ u_t не зависит от $y_{t-1}, y_{t-2}, ...$ $y_t -$ нестационарный процесс $\Delta^d y_t -$ стационарный процесс

$$B(L) \cdot (1-L)^d \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

ARIMA(p,d,q)



 $u_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$ u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ... y_t — **не**стационарный процесс $\Delta^d y_t$ — стационарный процесс

$$B(L) \cdot (1-L)^d \cdot (y_t - \mu^*) = A(L) \cdot u_t$$

- Здравый смысл подсказывает, что d не может превышать 2
- Первые разности переход к приростам, вторые – к ускорениям

SARIMA(p, d, q) - (P,D,Q)[12]

$$B(L) \cdot B_{s}(L^{12})(1-L)^{d}(1-L^{12})^{D}(y_{t}-\mu^{*}) = A(L) \cdot A_{s}(L^{12})u_{t}$$

Можно добавить в модель ещё и сезонные разности

SARIMA(p, d, q) - (P,D,Q)[12]

$$B(L) \cdot B_{S}(L^{12})(1-L)^{d}(1-L^{12})^{D}(y_{t}-\mu^{*}) = A(L) \cdot A_{S}(L^{12})u_{t}$$

Можно добавить в модель ещё и сезонные разности

$$(1 - L^{12})y_t = y_t - L^{12}y_t = y_t - y_{t-12}$$

Отличие от аналогичного периода прошлого года

SARIMA(p, d, q) - (P,D,Q)[12]

$$B(L) \cdot B_s(L^{12})(1-L)^d(1-L^{12})^D(y_t-\mu^*) = A(L) \cdot A_s(L^{12})u_t$$

- p порядок AR-части, q порядок MA-части
- P порядок SAR-части, Q порядок SMA-части
- [12] период сезонности (месячные данные)
- d то, сколько раз нам пришлось брать разность, чтобы ряд стал стационарным (порядок интегрированности ряда)
- *D* то, сколько раз нам пришлось брать сезонную разность, чтобы ряд стал стационарным (порядок сезонной интегрированности ряда)

- 1. Проверяем гипотезы о стационарности ряда:
 - Если ряд нестационарен, берём первую разность и проверяем на стационарность её
 - Делаем так, пока не получим стационарный ряд
 - Для подбора d обычно используют KPSS-тест
 - Для подбора D обычно используют OCSB-тест

- 2* Как только мы получили стационарный ряд, перебираем гиперпараметры:
 - Можно попробовать построить выборочные оценки автокорреляций и частных автокорреляций
 - По их графикам принять решения о том, какими должны быть гиперпараметры p,q,P,Q
 - Мы не будем говорить про этот способ

- 2. Как только мы получили стационарный ряд, перебираем гиперпараметры:
 - Выбираем p, q, P, Q либо минимизируя информационный критерий, либо с помощью кроссвалидации
 - По аналогии решаем надо ли включать в модель константу

3. Проверяем модель на адекватность: стабильная дисперсия, нормальность остатков

- 3. Проверяем модель на адекватность: стабильная дисперсия, нормальность остатков
- 4. Если модель неадекватна, преобразовываем исходный ряд (например, преобразование Бокса-Кокса)

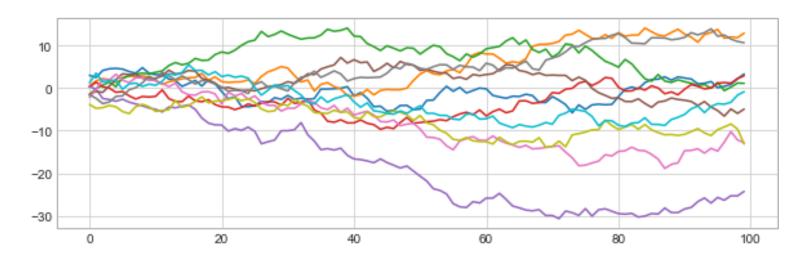
Гипотезы о стационарности

Зачем их проверять

- Мы хотим дёшево и сердито добавить в мир SARIMA-моделей нестационарные процессы
- Для этого нам нужен инструмент, который позволит искать нестационарные ряды

• Одна из самых распространенных нестационарных моделей – случайное блуждание:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$



- Дисперсия случайного блуждания растёт со временем
- Тест на стационарность, основанный на случайном блуждании называется **тестом на единичный** корень

• Тест на стационарность, основанный на случайном блуждании называется **тестом на единичный** корень

$$y_t = 1 \cdot y_{t-1} + u_t$$

• Тест на стационарность, основанный на случайном блуждании называется **тестом на единичный** корень

 $y_t = 1 \cdot y_{t-1} + u_t$

В случайном блуждании коэффициент перед запаздыванием равен 1

• Тест на стационарность, основанный на случайном блуждании называется **тестом на единичный** корень

 $y_t = 1 \cdot y_{t-1} + u_t$

В случайном блуждании коэффициент перед запаздыванием равен 1

$$(1 - L) \cdot y_t = u_t$$
$$A(\lambda) = 1 - \lambda = 0$$
$$\lambda = 1$$

• У характеристического многочлена AR(1)-процесса есть единичный корень, значит процесс нестационарен

Нестационарная модель может выглядеть сложнее:

• У неё может быть ненулевое среднее

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$$

• В модели может быть тренд

$$y_t = k \cdot t + y_{t-1} + u_t$$

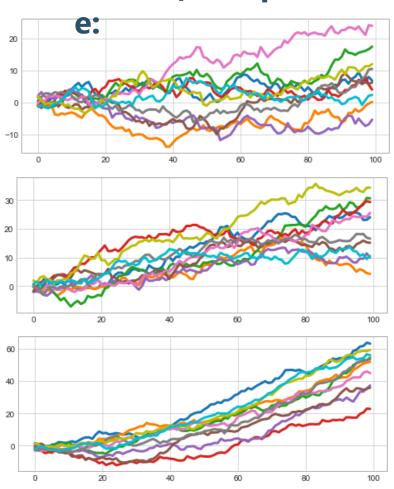
• Тест Дики-Фуллера проверяет гипотезу о том, что в AR-части процесса есть единичный корень:

Н₀: процесс нестационарен (есть единичный корень)

 H_a : процесс стационарен (единичного корня нет)

Для каждой спецификации есть свой тест:

Нестационарны



$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$$

$$y_t = \mu + at + y_{t-1} + u_t$$

Для каждой спецификации есть свой тест:



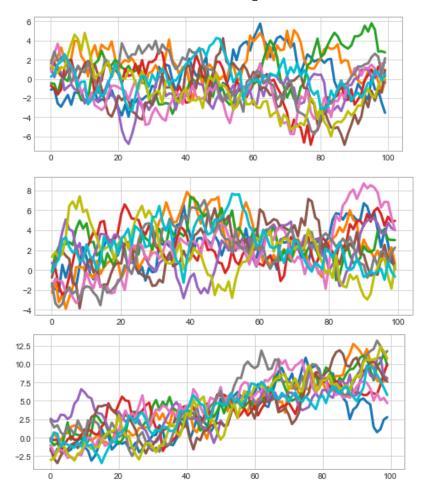
Для каждой спецификации есть свой тест:

$$y_t = 0.9 \cdot y_{t-1} + u_t$$

$$y_t = \mu + 0.9 \cdot y_{t-1} + u_t$$

$$y_t = \mu + at + 0.9 \cdot y_{t-1} + u_t$$

Стационарные:



- Спецификацию теста можно выбрать с помощью визуального анализа
- Также есть более формальные процедуры, например многовариантная процедура проверки гипотезы единичного корня Доладо

Расширенный тест Дики-Фуллера (ADF)

• Если процесс специфицирован как AR(p), работают все те же принципы:

$$B(L) \cdot y_t = u_t,$$

• Если у характеристического многочлена есть единичные корни, процесс нестационарный

$$B(\lambda) = 0$$

$$1 - \beta_1 \lambda - \beta_2 \lambda^2 - \dots - \beta_p \lambda^p = 0$$

• Тест, специфицированный для такой модели называется расширенным критерием Дики-Фуллера (Adjusted Dickey-Fuller, ADF)

KPSS-тест

- У ADF-теста низкая мощность, из-за этого придумано много других тестов на стационарность
- Один из самых популярных, KPSS-тест, его придумали Квятовский, Филлипс, Шмидт и Шин (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin)
- В этом тесте нулевая и альтернативная гипотеза меняются местами
- В нулевой гипотезе предполагается, что процесс стационарен, в альтернативной, что у него есть единичный корень

OCSB-тест

- В сезонной составляющей тоже могут быть единичные корни
- Один из самых популярных тестов для гипотезы о сезонной стационарности – ОСЅВ-тест
- Его придумали Осборн, Чуи, Смит, Бирченхол (Osborn, Chui, Smith, Birchenhall)
- В нулевой гипотезе предполагается, что процесс нестационарен

Как сделать ряд стационарным

Есть несколько разных приёмов, которыми можно пользоваться, перечислим самые простые:

- Взять ряд в разностях
- Очистить ряд от тренда, либо в явном виде включить его в модель как отдельную переменную
- Если есть проблемы с дисперсией остатков, её можно стабилизировать с помощью преобразования Бокса-Кокса
- Также преобразование Бокса-Кокса часто используют, чтобы добиться нормальности остатков и корректных интервальных прогнозов

Резюме

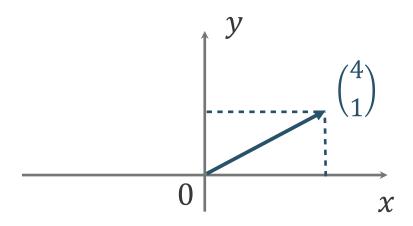
- Для проверки гипотезы о стационарности временного ряда разработано довольно большое число разных тестов
- Каждый тест это теорема, которая описывает как себя ведёт распределение тестовой статистики
- Концептуально мы пытаемся понять, какая из двух моделей (стационарная или нестационарная) более правдоподобна для данных
- Мы будем использовать тест Дики-Фуллера и KPSSтест. Для распределения их статистик составлены таблицы критических значений.

TBATS

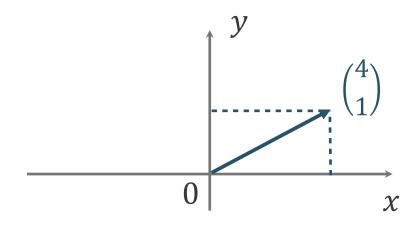
Тригонометрическое моделирование сезонности

- При моделировании сезонности возникают проблемы, связанные с длительностью периодов
- В году в среднем 52.18 недели
- В году в среднем 365.25 дней
- Даже с месячной сезонностью возникают проблемы, так как месяца обычно разной длины
 - Тригонометрическое моделирование сезонности позволяет решить эту проблему

• Любая матрица задаёт какое-то преобразование линейного пространства

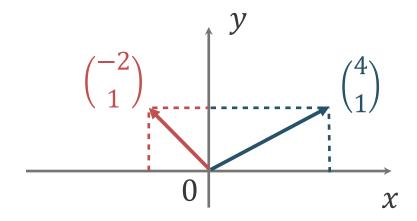


• Любая матрица задаёт какое-то преобразование линейного пространства



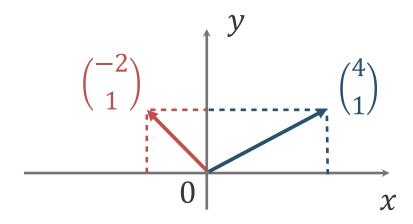
$$\begin{bmatrix} -0.5 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 4 \\ 1 \end{pmatrix}$$

• Любая матрица задаёт какое-то преобразование линейного пространства



$$\begin{bmatrix} -0.5 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 4 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -2 \\ 1 \end{pmatrix}$$

• Любая матрица задаёт какое-то преобразование линейного пространства



$$\begin{bmatrix} -0.5 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 4 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -2 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Такая матрица задаёт зеркальное отображение относительно оси y и сжатие по оси x в два раза

• По аналогии можно задать матрицу для поворотов:

$$\begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix}$$

- λ угол поворота
- Если мы хотим сезонность с периодом 12, мы можем взять углы:

$$\frac{2\pi}{12}$$
, $\frac{4\pi}{12}$, $\frac{6\pi}{12}$, ..., $\frac{24\pi}{12}$

• Тогда за 12 шагов мы сделаем полный поворот и вернёмся в исходную точку

Матрица поворота

• По аналогии можно задать матрицу для поворотов:

$$\begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix}$$

• Запишем динамику нашей точки через матрицу поворотов:

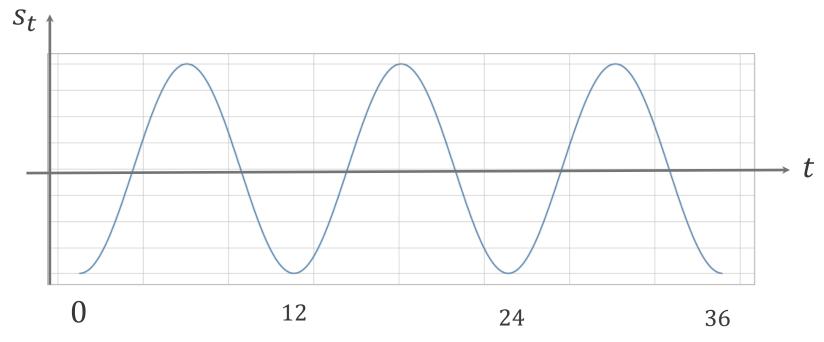
$$\begin{pmatrix} s_t \\ s_t^* \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \cdot \begin{pmatrix} s_{t-1} \\ s_{t-1}^* \end{pmatrix}$$

• У точки на плоскости две координаты, мы наблюдаем за движением координаты s_t , вторая координата s_t^* для нас важной роли не играет

Матрица поворота

• Тогда динамика s_t будет выглядеть следующим образом:

$$\begin{pmatrix} s_t \\ s_t^* \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \cdot \begin{pmatrix} s_{t-1} \\ s_{t-1}^* \end{pmatrix}$$



Матрица поворота

• Добавим к уравнению случайную ошибку:

$$\begin{pmatrix} s_t \\ s_t^* \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \cdot \begin{pmatrix} s_{t-1} \\ s_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ u_t^* \end{pmatrix}$$

 В реальных данных несколько частот могут накладываться друг на друга:

$$s_t^{total} = s_t(\lambda_1) + s_t(\lambda_2) + s_t(\lambda_3)$$

• В итоговую компоненту войдут полугодовые, месячные, квартальные частоты и так далее

TBATS

Попробуем объединить все те модели и подходы, которые мы знаем, в одного большого монстра

$$y_t^* = egin{cases} \log y_t, & p = 0 \ y_t^p - 1 \ p \end{cases}, & 0 \le p \le 1 \end{cases}$$
 Трансформация Бокса-Кокса

$$y_t^* = \begin{cases} \log y_t, & p = 0\\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \le p \le 1 \end{cases}$$

$$y_t^* = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} s_{t-m_i}^{(i)} + u_t$$

 y_t — наблюдаемое значение ряда

$$y_t^* = \begin{cases} \log y_t, & p = 0\\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \le p \le 1 \end{cases}$$

Темпы роста

Случайная ошибка

$$y_t^* = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} s_{t-m_i}^{(i)} + u_t$$

Долговременный уровень

Разные сезонные составляющие (всего М штук)

 y_t — наблюдаемое значение ряда

$$y_t^* = \begin{cases} \log y_t, & p = 0 \\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \le p \le 1 \end{cases}$$
$$y_t^* = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} s_{t-m_i}^{(i)} + u_t$$

$$l_t = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_t$$

$$b_t = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_t$$

Долговременный уровень и темпы роста похожи на ETS-модель

 y_t — наблюдаемое значение ряда

$$y_t^* = \begin{cases} \log y_t, & p = 0 \\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \le p \le 1 \end{cases}$$
$$y_t^* = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^M s_{t-m_i}^{(i)} + u_t$$
$$l_t = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_t$$
$$b_t = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_t$$

В ETS не было этой части

Она тут для того, чтобы долгосрочный прогноз сходился не к нулю, а к какой-то константе

 y_t — наблюдаемое значение рядаOшибка ведёт себя как ARMA-процесс

$$y_t^* = \begin{cases} \log y_t, & p = 0 \\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \le p \le 1 \end{cases}$$
 ARMA-процес $u_t \sim ARMA(p,q)$ $u_t \sim ARMA(p,q)$ $y_t^* = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^M s_{t-m_i}^{(i)} + u_t$

$$l_t = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_t$$

$$b_t = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_t$$

 y_t — наблюдаемое значение ряда

$$y_t^* = \begin{cases} \log y_t, & p = 0 \\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \le p \le 1 \end{cases} u_t \sim ARMA(p, q)$$
$$y_t^* = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} s_{t-m_i}^{(i)} + u_t$$

$$l_t = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_t$$

$$b_t = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_t$$

$$\begin{pmatrix} s_t \\ s_t^* \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \cdot \begin{pmatrix} s_{t-1} \\ s_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1 \cdot u_t \\ \gamma_2 \cdot u_t \end{pmatrix}$$

Тригонометрическое моделирование сезонности

$$y_{t}^{*} = \begin{cases} \log y_{t}, & p = 0 \\ \frac{y_{t}^{p} - 1}{p}, & 0 \leq p \leq 1 \end{cases} u_{t} \sim ARMA(p, q)$$

$$y_{t}^{*} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} s_{t-m_{i}}^{(i)} + u_{t}$$

$$l_{t} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_{t}$$

$$b_{t} = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_{t}$$

$$\binom{s_{t}}{s_{t}^{*}} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \cdot \binom{s_{t-1}}{s_{t-1}^{*}} + \binom{\gamma_{1} \cdot u_{t}}{\gamma_{2} \cdot u_{t}}$$

$$s_t = s_{t-1} \cdot \cos \lambda + s_{t-1}^* \cdot \sin \lambda + \gamma_1 u_t$$

$$s_t^* = -s_{t-1} \cdot \sin \lambda + s_{t-1}^* \cdot \cos \lambda + \gamma_2 u_t$$

 y_t — наблюдаемое значение ряда

$$y_{t}^{*} = \begin{cases} \log y_{t}, & p = 0 \\ \frac{y_{t}^{p} - 1}{p}, & 0 \leq p \leq 1 \end{cases} u_{t} \sim ARMA(p, q)$$
$$y_{t}^{*} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} s_{t-m_{i}}^{(i)} + u_{t}$$
$$l_{t} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_{t}$$

$$l_{t} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_{t}$$
$$b_{t} = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_{t}$$

 k_i — число гармоник, необходимое для описания i-ой сезонной компоненты

$$s_t = s_{t-1} \cdot \cos \lambda + s_{t-1}^* \cdot \sin \lambda + \gamma_1 u_t$$

$$s_t^* = -s_{t-1} \cdot \sin \lambda + s_{t-1}^* \cdot \cos \lambda + \gamma_2 u_t$$

$$s_t^{(i)} = \sum_{j=1}^{k_i} s_t(\lambda_j^{(i)}) \quad \lambda_j^{(i)} = \frac{j \cdot 2\pi}{m_i}$$

 y_t — наблюдаемое значение ряда

$$\begin{split} y_t^* &= \begin{cases} \log y_t, & p = 0 \\ \frac{y_t^p - 1}{p}, & 0 \leq p \leq 1 \end{cases} \\ y_t^* &= l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^M s_{t-m_i}^{(i)} + u_t \\ l_t &= l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha \cdot u_t \\ b_t &= (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta \cdot u_t \\ s_t^* &= s_{t-1} \cdot \cos \lambda + s_{t-1}^* \cdot \sin \lambda + \gamma_1 u_t \\ s_t^* &= -s_{t-1} \cdot \sin \lambda + s_{t-1}^* \cdot \cos \lambda + \gamma_2 u_t \\ s_t^{(i)} &= \sum_{j=1}^{k_i} s_t(\lambda_j^{(i)}) \quad \lambda_j^{(i)} &= \frac{j \cdot 2\pi}{m_i} \end{cases} \end{split}$$

https://robjhyndman.com/papers/ComplexSeasonality.pdf

- Trigonometric (тригонометрическая сезонность)
- Вох-Сох (преобразование бокса-кокса для стабилизации дисперсии)
- ARMA (описывает краткосрочную динамику остаточной компоненты)
- Trend (в модели есть трендовая компонента)
- Seasonal (сезонная компонента)
- Модель реализована в python в пакете tbats

Усложнение моделей

Модели можно продолжить усложнять:

- Добавлять дополнительные уравнения, которые объясняют динамику дисперсии: ARCH и GARCH модели (полезны для финансовых рядов)
- Сделать взаимосвязи нелинейными, добавить другие преобразования: prophet or facebook
- Добавлять новые "ненаблюдаемые" переменные вроде долгосрочного уровня и сезонности
- Включать в модели экзогенные переменные
- Те модели, которые мы рассмотрели частный случай моделей пространства-состояния (state-space models)

Векторные модели

Несколько временных рядов

- Все модели, о которых мы говорили до этого, работают с одним рядом
- В ARIMA в качестве экзогенной переменной можно добавлять значения другого ряда
- Такая модель будет строить прогнозы только для основного ряда
- Чтобы получать прогнозы сразу для обоих рядов, нам нужно второе уравнение ⇒ векторные модели

• Векторная авторегрессия – обобщение авторегрессии на несколько рядов

Пример: VAR(1)

$$\begin{cases} y_{1,t} = \mu_1 + \gamma_{11} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{2,t-1} + u_{1,t} \\ y_{2,t} = \mu_2 + \gamma_{21} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{22} \cdot y_{2,t-1} + u_{2,t} \end{cases}$$

• Векторная авторегрессия – обобщение авторегрессии на несколько рядов

Пример: VAR(1)

$$\begin{cases} y_{1,t} = \mu_1 + \gamma_{11} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{2,t-1} + u_{1,t} \\ y_{2,t} = \mu_2 + \gamma_{21} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{22} \cdot y_{2,t-1} + u_{2,t} \end{cases}$$

В каждом уравнении есть К каждому уравнению запаздывания обоих рядов

добавляются свои случайные ошибки

• Векторная авторегрессия – обобщение авторегрессии на несколько рядов

Пример: VAR(1)

$$\begin{cases} y_{1,t} = \mu_1 + \gamma_{11} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{2,t-1} + u_{1,t} \\ y_{2,t} = \mu_2 + \gamma_{21} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{22} \cdot y_{2,t-1} + u_{2,t} \end{cases}$$

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \quad u_t = \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

$$y_t = \mu + \Gamma_1 \cdot y_{t-1} + u_t$$

Можно переписать систему в более удобном матричном виде

• Векторная авторегрессия – обобщение авторегрессии на несколько рядов

Пример: VAR(1)

$$y_t = \mu + \Gamma_1 \cdot y_{t-1} + u_t$$
 $u_t \sim iid \ N(0, \Sigma)$ $y_t -$ стационарный процесс u_t не зависит от y_{t-1} , y_{t-2} , ...

Векторная модели

• Векторные модели по аналогии с одномерными тоже можно усложнять

Как устроен мир и что будет завтра

- Мы с вами сконцентрировались на прогнозировании
- Однако для временных рядов также можно пытаться искать ответ на вопрос "Как устроен мир?"

Причинность по Грейнджеру

$$\begin{cases} y_{1,t} = \mu_1 + \gamma_{11} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{2,t-1} + u_{1,t} \\ y_{2,t} = \mu_2 + \gamma_{21} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{22} \cdot y_{2,t-1} + u_{2,t} \end{cases}$$

Что, если этот коэффициент нулевой?

Причинность по Грейнджеру

$$\begin{cases} y_{1,t} = \mu_1 + \gamma_{11} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{2,t-1} + u_{1,t} \\ y_{2,t} = \mu_2 + \gamma_{21} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{22} \cdot y_{2,t-1} + u_{2,t} \end{cases}$$

Предыдущее значение $y_{1,t}$ влияет на текущее значение $y_{2,t}$, но не наоборот

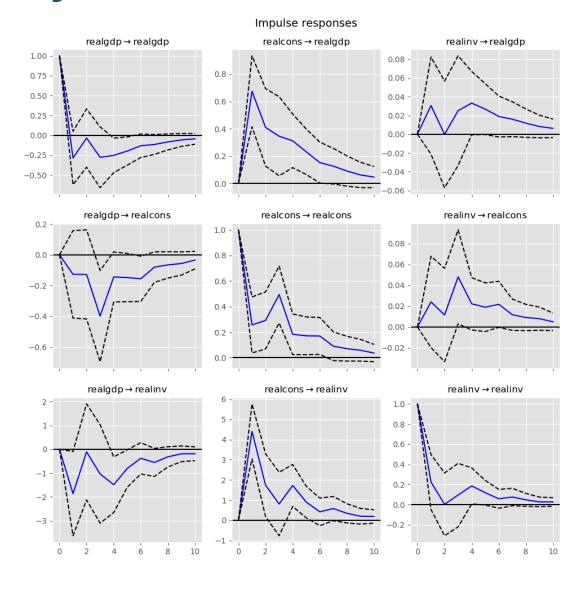
Причинность по Грейнджеру

$$\begin{cases} y_{1,t} = \mu_1 + \gamma_{11} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{2,t-1} + u_{1,t} \\ y_{2,t} = \mu_2 + \gamma_{21} \cdot y_{1,t-1} + \gamma_{22} \cdot y_{2,t-1} + u_{2,t} \end{cases}$$

Предыдущее значение $y_{1,t}$ влияет на текущее значение $y_{2,t}$, но не наоборот

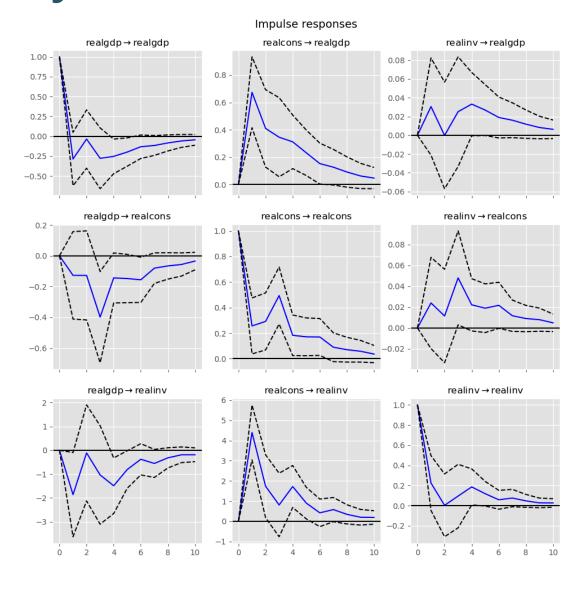
- В таких ситуациях говорят, что ряд $y_{1,t}$ является причиной по Грейнджеру для ряда $y_{2,t}$
- В динамике ряда $y_{1,t}$ есть информация, которая помогает спрогнозировать $y_{2,t}$, но не наоборот
- Причинности по Грейнджеру недостаточно для причинно-следственной связи

- Другой подход сделать осмысленные выводы о взаимосвязях между рядами – исследование откликов системы на неожиданные шоки
- Для этого VAR переписывают в более удобной форме, накладывают на неё ограничения и строят импульсные отклики
- За этой процедурой скрывается много статистических тонкостей, про которые мы говорить не будем 🖰
- Но на примеры откликов посмотрим

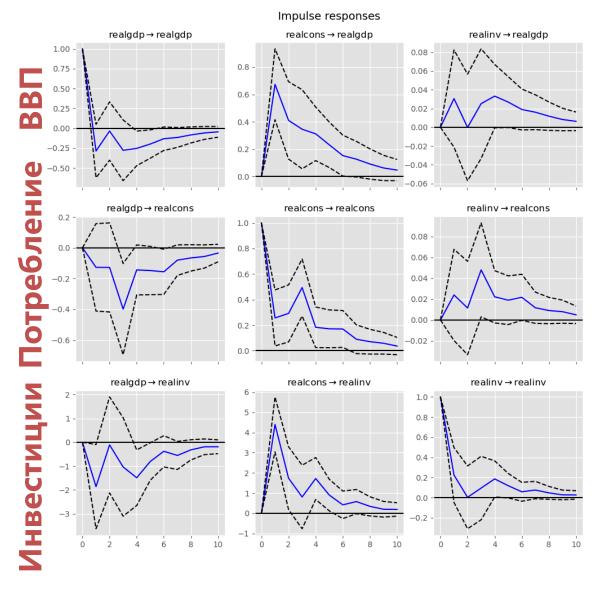


В системе было три уравнения:

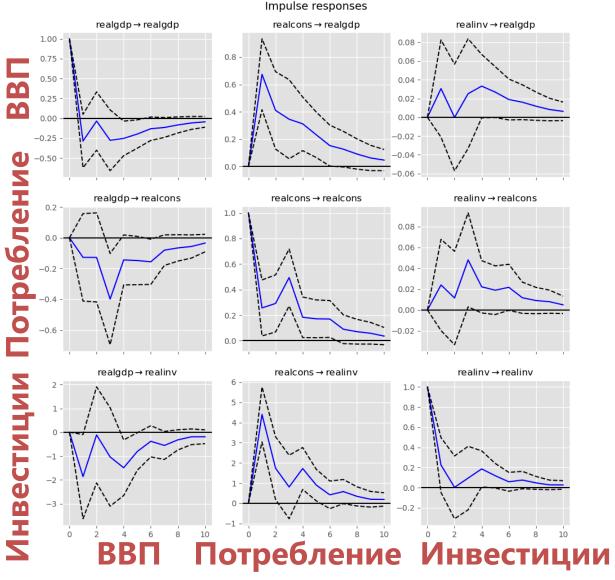
- Для реального ВВП (realgdp)
- Для реального потребления (realcons)
- Для реальных инвестиций (realinv)



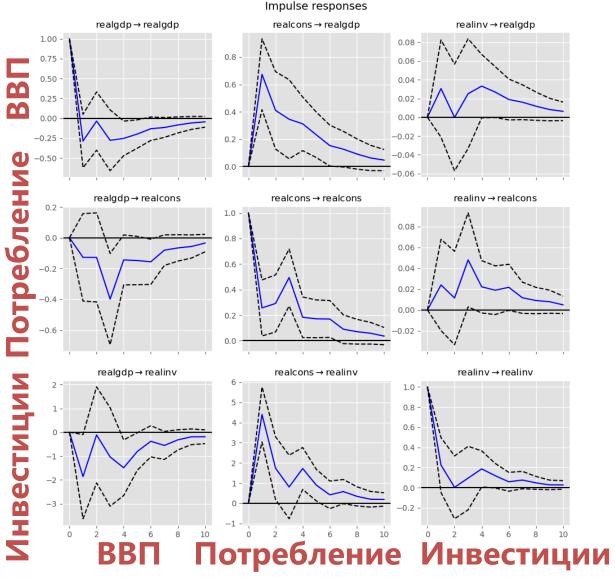
- По оси х отложено время
- По оси у изменение переменной при случайном шоке



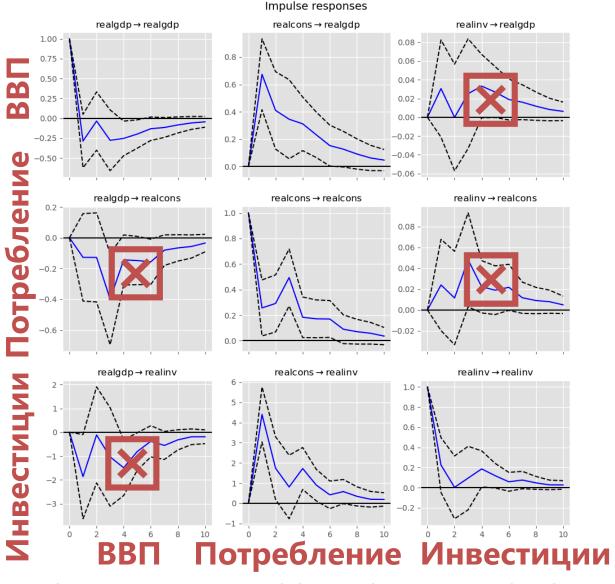
По строкам откладывается переменная, в случайной ошибке которой произошёл шок



По столбцам откладываются переменные, которые изменились под воздействием этого шока



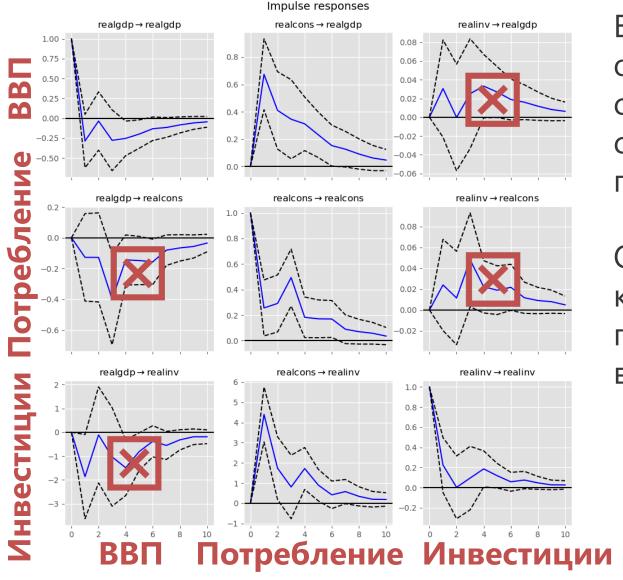
- Голубая линия импульсный отклик
- Пунктирная линия доверительный интервал для него
- Если ноль внутри интервала, отклик незначим



импульсный отклик

Голубая линия –

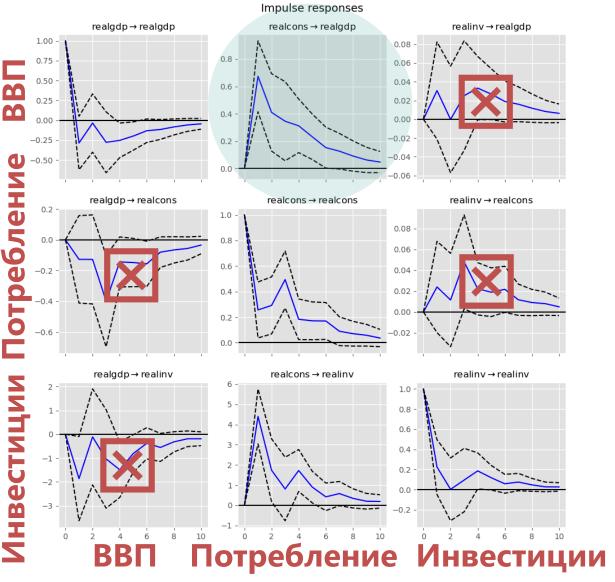
- Пунктирная линия доверительный интервал для него
- Если ноль внутри интервала, отклик незначим



В случайной ошибке, которая соответствует столбцу, происходит шок

Отклик показывает как меняется переменная в строчке

Импульсные отклики

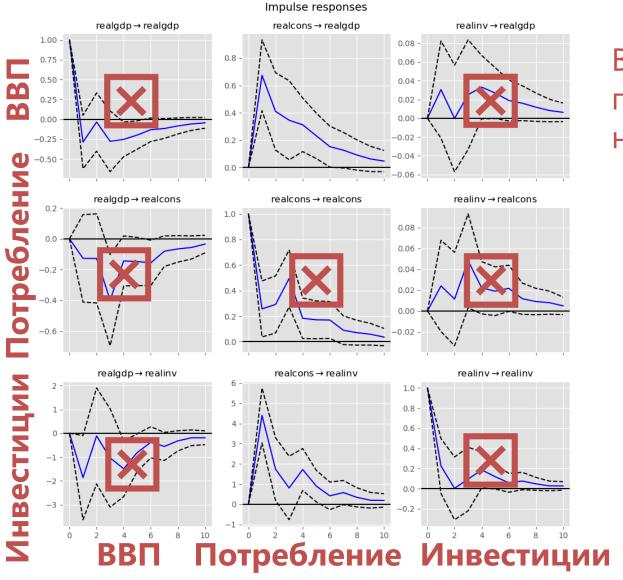


ВВП изменился при шоке в потреблении

В первые несколько месяцев ВВП увеличится, а потом постепенно вернётся к прежнему уровню

➤ https://www.statsmodels.org/dev/vector_ar.html

Импульсные отклики



В шоках по диагонали нет смысла

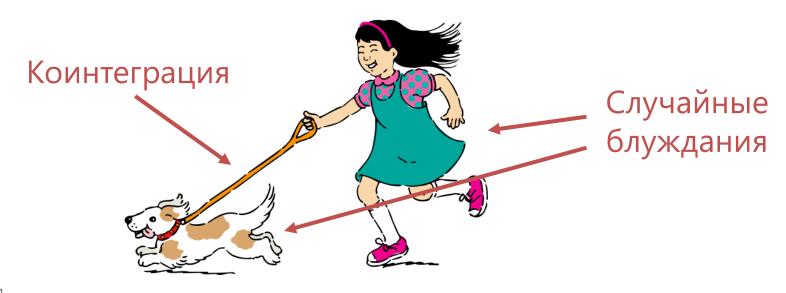
➤ https://www.statsmodels.org/dev/vector_ar.html

Что делать, если ряды нестационарны?

- Можно попробовать оценивать модели, для которых неважна эта предпосылка
- Можно попробовать взять все ряды в разностях, таким образом сделав их стационарными
- Можно задуматься о коинтеграции

Коинтеграция

- **Коинтеграция** это свойство нескольких нестационарных рядов, заключающиеся в существовании их стационарной линейной комбинации
- На основе этого свойства можно найти "долгосрочные взаимосвязи" между нестационарными рядами и исследовать краткосрочные отклонения от них ⇒ модели коррекции ошибок



Резюме

- Есть класс моделей, позволяющих моделировать системы из временных рядов
- В рамках таких моделей можно не только заниматься прогнозированием, но и пытаться проверять гипотезы о взаимосвязях между различными переменными

Кластеризация временных рядов

Кластеризация рядов

- Прогнозированием и проверкой гипотез работа с рядами не ограничивается
- Ряды можно кластеризовать и классифицировать

Зачем кластеризовать ряды

- Найти похожие по динамике и паттернам группы временных рядов: поведение пользователей, похожие друг на друга акции
- Поиск объектов с аномальным поведением

Проблемы

- Похожие паттерны могут находиться на разных участках временных рядов
- Временные ряды разной длины
- Сложность вычислений

Методы

Классическая кластеризация:

- На сырых данных, приведённых к одинаковой длине
- На признаках, извлечённых из рядов
- Вычислительно дёшево

Методы

Кластеризация на эмбедингах:

- С помощью нейросетей преобразуем ряды любой длины в сжатые представления фиксированной длины
- Запускаем классические методы кластеризации на получившихся представлениях (эмбедингах)

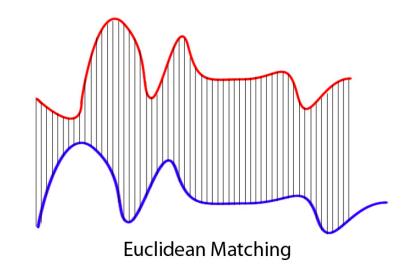
Методы

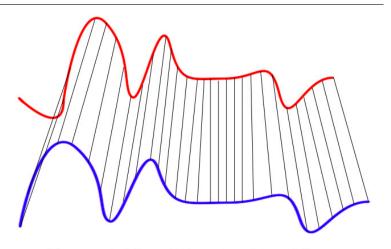
Динамическая трансформация временной шкалы (Dynamic Time Wrapping, DTW):

- Пытается динамически сопоставить ряды между собой
- Позволяет работать с рядами разной длины
- Вычислительно дорогой

DTW

- Деформируем исходные ряды так, чтобы между ними возникло сопоставление
- Сопоставление строится так, чтобы добиться минимизации какой-то метрики расстояния
- Наиболее похожие участки рядов сопоставляются друг с другом независимо от времени их появления





Dynamic Time Warping Matching

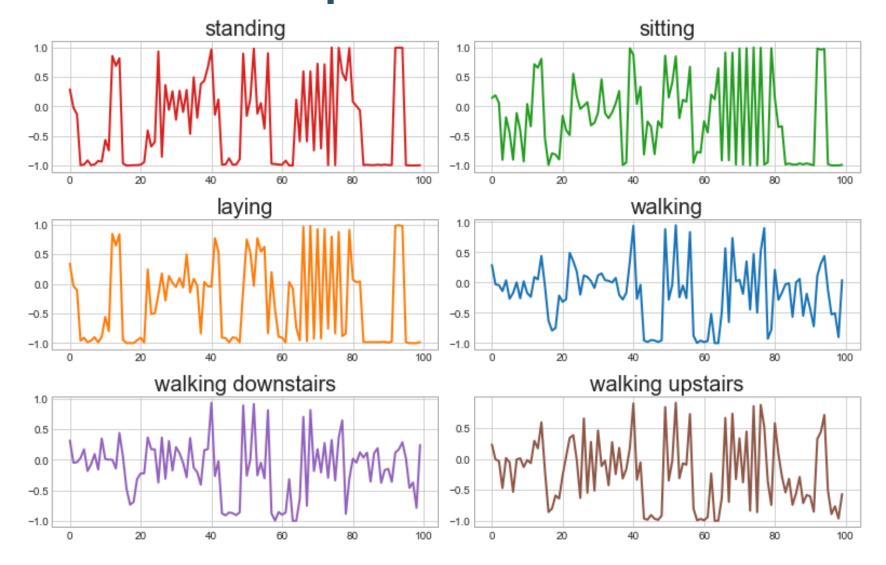
https://tslearn.readthedocs.io/en/stable/user_guide/dtw.html#dtw-softdtw

Распознавание физической активности

- Люди что-то делают с телефоном в кармане
- Телефон с помощью встроенных гироскопа и акселерометра записывает информацию об ускорениях людей

• Задача: кластеризовать людей по их текущему поведению

Распознавание физической активности



Задача: блоггеры пишут статьи в рекомендательную ленту, выводят свой блог на монетизацию, получают деньги за показы рекламы

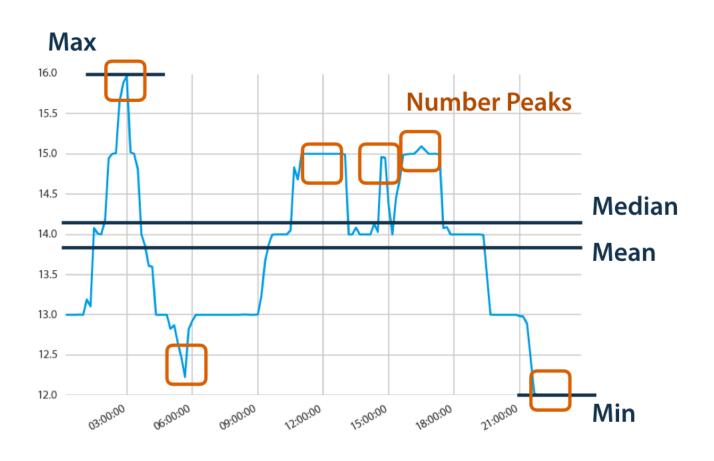
Проблема: можно попытаться создать много аккаунтов и выкладывать тексты, сгенерированные автоматически либо автопереводы

Нужен какой-то автоматический алгоритм, который сможет находить таких "блоггеров"

- Поведение каждого пользователя множество временных рядов:
- Сколько времени тратит на написание статьи, как часто заходит в редактор
- Сколько времени проводит в рекомендательной системе, как часто кликает на статьи, как часто пишет комментарии и т.п.

- Делаем разметку блоггеров на тех, кто генерирует контент автоматически, и нормальных (создаём обучающую выборку)
- Современные алгоритмы автогенерации контента не так хороши, как о них говорят, и человеку заметна разница ©
- Обучаем классификатор на основе их поведенческих факторов

Например, динамика числа кликов за десять минут могла бы выглядеть вот так:



- Можно выделить такие признаки вручную, а можно какой-то автоматической библиотекой (например tsfresh)
- Главное делать это аккуратно
- На получившихся признаках можно запустить обучаться свой любимый алгоритм градиентного бустинга или любой другой