Аппроксимация временного ряда цен на золото

Романовский Илья, Серов Кирилл Научный соруководитель: Коваленко В. В., аспирант кафедры ОПУ Научный руководитель: к.ф. - м.н. Заплетин М.П., доцент кафедры ОПУ

Введение

Цель работы

Разработка и апробация модели на основе ряда Фурье для анализа цен на золото

Задачи исследования

- Предобработка и нормализация исторических данных
- Построение модели ряда Фурье с оптимизацией параметров
- Проверка точности аппроксимации и статистический анализ
- Визуализация результатов и сравнение с исходными данными

Ряды Фурье

Теорема Дирихле (ключевая теорема)

Для кусочно-непрерывных и монотонных функций ряд Фурье сходится:

$$f(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} \left(a_n \cos \frac{2\pi nt}{T} + b_n \sin \frac{2\pi nt}{T} \right)$$

где коэффициенты Фурье вычисляются по формулам:

$$a_n = \frac{2}{T} \int_0^T f(t) \cos \frac{2\pi nt}{T} dt$$

$$b_n = \frac{2}{T} \int_0^T f(t) \sin \frac{2\pi nt}{T} dt$$

Представление ряда Фурье только через косинусы

$$f(t) = A_0 + \sum_{n=1}^{N} A_n \cos \left(\frac{2\pi nt}{T} + \phi_n \right)$$

•

$$A_0 = \frac{a_0}{2}$$

$$A_n = \sqrt{a_n^2 + b_n^2}$$
 (амплитуда)

•

$$\phi_{
m n} = - \arctan \left(rac{b_{
m n}}{a_{
m n}}
ight) \quad (фаза)$$

Преимущества

- Меньше параметров
- Снижение переобучения

Инициализация параметров

$$\bullet \ \theta_0 = \left\{ A_0^{(0)}, A_1^{(0)}, \dots, A_N^{(0)}, \phi_1^{(0)}, \dots, \phi_N^{(0)} \right\}$$

- $\bullet \ m_0 = \mathbb{E}[g_0] = 0,$
- $\mathbf{v}_0 = \mathbb{E}[\mathbf{g}_0^2] = 0$,
- \bullet $\beta_1 = 0.9, \beta_2 = 0.999$
- Learning rate: $\alpha = 0.001$
- $\epsilon = 10^{-8}$
- $\mathcal{L}(\theta)$ целевая функция, дифференцируемая по параметрам θ

Итеративное обновление

На каждой итерации t:

• Вычисление градиента:

$$g_{t} = \nabla_{\theta} \mathcal{L}(\theta_{t-1}) \tag{1}$$

② Обновление смещённой оценки первого момента (среднего градиентов):

$$m_t = \beta_1 m_{t-1} + (1 - \beta_1) g_t$$
 (2)

Обновление смещённой оценки второго момента (дисперсии градиентов):

$$v_t = \beta_2 v_{t-1} + (1 - \beta_2) g_t^2$$
 (3)

Итеративное обновление

• Коррекция смещения:

$$\hat{\mathbf{m}}_{t} = \frac{\mathbf{m}_{t}}{1 - \beta_{1}^{t}}, \quad \hat{\mathbf{v}}_{t} = \frac{\mathbf{v}_{t}}{1 - \beta_{2}^{t}}$$
 (4)

Обновление параметров:

$$\theta_{t} = \theta_{t-1} - \alpha \frac{\hat{\mathbf{m}}_{t}}{\sqrt{\hat{\mathbf{v}}_{t}} + \epsilon} \tag{5}$$

Контроль сходимости

① Алгоритм прекращает работу, когда изменение параметров становится меньше заданного порога ϵ_{params} :

$$\|\theta_t - \theta_{t-1}\|_2 < \epsilon_{params}$$

 Дополнительный критерий основан на изменении значения функции потерь:

$$|\mathcal{L}_{t} - \mathcal{L}_{t-1}| < \epsilon_{loss}$$

Контроль сходимости

- Для обеспечения устойчивости в алгоритме применяется регуляризация параметров:
 - Ограничение амплитуд: $A_n \in [-10, 10]$
 - Ограничение фаз: $\phi_n \in [-\pi, \pi]$
- ullet В качестве страховочного механизма установлено максимальное число итераций $T_{\text{max}}=5000,$ что гарантирует завершение алгоритма даже при медленной сходимости.

Инициализация параметров

• Начальный вектор оптимизируемых параметров:

$$\theta_0 = \left\{ A_0^{(0)}, A_1^{(0)}, \dots, A_N^{(0)}, \varphi_1^{(0)}, \dots, \varphi_N^{(0)} \right\}$$

- Скорость обучения (learning rate): $\alpha = 0.001$
- Максимальное число итераций: $T_{max} = 5000$
- Порог остановки: ϵ минимальное изменение функции потерь или параметров для прекращения итераций

Итеративное обновление

На каждой итерации t:

• Вычисление градиента:

$$g_t = \nabla_{\theta} \mathcal{L}(\theta_{t-1})$$

Обновление параметров:

$$\theta_{t} = \theta_{t-1} - \alpha \cdot g_{t}$$

$$A_n^{(t)} = A_n^{(t-1)} - \alpha \cdot \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A_n}, \quad \varphi_n^{(t)} = \varphi_n^{(t-1)} - \alpha \cdot \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \varphi_n}$$

Итеративное обновление

- Проверка критериев остановки: Алгоритм прекращает работу, если выполнено хотя бы одно из условий:
 - Изменение параметров становится меньше заданного порога:

$$\|\theta_t - \theta_{t-1}\|_2 < \epsilon_{params}$$

• Изменение функции потерь становится меньше порога:

$$|\mathcal{L}(\theta_{t}) - \mathcal{L}(\theta_{t-1})| < \epsilon_{loss}$$

ullet Достигнуто максимальное число итераций T_{\max}

Регуляризация параметров

- Амплитуды: $A_n \in [-15, 15]$
- Фазы: $\varphi_n \in [-\pi, \pi]$

Преимущества метода

- Простота реализации
- Низкие вычислительные затраты на каждой итерации
- Быстрая сходимость при применении к простым функциям потерь

Метод винзоризации

Для данных $X=\{x_1,\ldots,x_n\}$ и параметра $\alpha\in[0,0.5]$:

$$x_i^* = \begin{cases} Q_\alpha, & \text{ если } x_i < Q_\alpha \\ x_i, & \text{ если } Q_\alpha \leq x_i \leq Q_{1-\alpha} \\ Q_{1-\alpha}, & \text{ если } x_i > Q_{1-\alpha} \end{cases}$$

Где:

- ullet Q $_{lpha}$ нижний lpha-процентиль
- ullet Q_{1-lpha} верхний (1-lpha)-процентиль

Применение

В работе использовано $\alpha = 0.1~(10\%$ границы)

Метод медианной замены

• Вычисляем границы выбросов:

$$\begin{cases} Q_{15} = \inf\{x|F_n(x) \ge 0.15\} \\ Q_{85} = \inf\{x|F_n(x) \ge 0.85\} \end{cases}$$

Находим медиану выборки:

$$m = med(\ell_i) = F_n^{-1}(0.5)$$

3 Заменяем аномальные значения:

$$\ell_i^* = \begin{cases} m, & \ell_i \notin [Q_{15}, Q_{85}] \\ \ell_i, & \text{иначе} \end{cases}$$

Статистический анализ остатков аппроксимации

Показатель Херста

Измеряет степень долгосрочной памяти временного ряда:

- $H \approx 0.5$ белый шум (случайные колебания)
- Н > 0.5 персистентность (сохранение тенденций)
- Н < 0.5 антиперсистентность (частая смена направлений)

оценивается из следующего соотношения:

$$\frac{R(n)}{S(n)} \sim C \cdot n^H$$

Показатель Херста: алгоритм оценки

- Разбиваем ряд на блоки размеров $n_1, n_2, ..., n_k$
- Для каждого блока вычисляем:
 - Кумулятивную сумму $W_k = \sum_{i=1}^k X_i$
 - ullet Размах $R = \max W_k \min W_k$
 - Нормированный размах R/S , где S стандартное отклонение
- 3 Усредняем по всем блокам:

$$\langle R/S \rangle_n = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m (R/S)_j$$

Отроим регрессию:

$$\log(R/S)_n = \log C + H \cdot \log n + \epsilon$$

Показатель Херста: алгоритм оценки

Оцениваем показатель Херста (МНК)

$$\hat{H} = \frac{\sum_{i=1}^k (\log n_i - \overline{\log n}) (\log \langle R/S \rangle_{n_i} - \overline{\log \langle R/S \rangle})}{\sum_{i=1}^k (\log n_i - \overline{\log n})^2}$$

где $\overline{\log n}$, $\overline{\log \langle R/S \rangle}$ – средние значения.

Коррекция для малых выборок

Для рядов с N < 1000 (в нашем случае N = 558) применяем поправку Аньюса-Ллойда:

$$\hat{H}_{\text{kopp}} = \hat{H} - \frac{\log \mathbb{E}[(R/S)_n]}{\log n}$$

Коэффициент детерминации R²

Определение

$$R^2 = 1 - \frac{SS_{res}}{SS_{tot}}$$

- ullet SS $_{\mathrm{res}} = \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} (\mathrm{y_{\mathrm{i}}} \hat{\mathrm{y}_{\mathrm{i}}})^2$ (необъяснённая вариация)
- \bullet $SS_{tot} = \sum_{i=1}^{n} (y_i \bar{y})^2$ (общая вариация)

Интерпретация

- $R^2 = 1$: идеальная аппроксимация
- \bullet $R^2 \approx 0$: модель не лучше среднего
- Близость к 1: лучше объяснение данных

Критерий Шапиро-Уилка

Основные положения

- Нулевая гипотеза H_0 : ошибки $\sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$
- Альтернатива Н₁: распределение не нормальное
- Особенно эффективен для n < 50, но применим для любых n

Статистика теста

$$W = \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} a_{i} x_{(i)}\right)^{2}}{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \bar{x})^{2}}$$

- х(і) порядковые статистики
- аі табличные коэффициенты

Критерий Шапиро-Уилка

Если $\mathbf{m} = (m_1, m_2, \dots, m_n)^T$ — вектор математических ожиданий порядковых статистик стандартного нормального распределения, а V — их ковариационная матрица, то:

$$a = \frac{m^T V^{-1}}{(m^T V^{-1} V^{-1} m)^{1/2}}$$

Правила принятия решений

- ullet W pprox 1 нет оснований отвергать H_0
- \bullet W $\ll 1$ отклоняем H_0 (распределение не нормальное)
- p-value < 0.05 статистически значимые отклонения

Критерий Колмогорова-Смирнова

Основные положения

- Нулевая гипотеза H_0 : ошибки $\sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$
- Альтернатива Н₁: распределение отлично от нормального
- Непараметрический критерий (не зависит от параметров распределения)

Статистика критерия

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

- F_n(x) эмпирическая функция распределения
- ullet F(x) теоретическая нормальная $\mathcal{N}(\bar{x},s_x^2)$

Критерий Колмогорова-Смирнова

Интерпретация результатов

- ullet $D_n o 0$ нет оснований отвергать H_0
- ullet $D_n > D_{crit}$ отклоняем H_0
- p-value < 0.05 значимые отклонения от нормальности

Особенности критерия

- Чувствителен к различиям в центре и хвостах распределения
- Требует большого объема выборки для хорошей мощности

Итоги исследования

Что сделано

- Разработана модель на основе ряда Фурье с фазовым сдвигом
- Реализована оптимизация параметров (градиентный спуск и Adam)
- Рассмотрены методы борьбы с выбросами
- Проведена комплексная статистическая проверка модели
- Выполнена программная реализация на Python