Методы оптимизации в машинном обучении Практическое задание #1

Рожин Андрей

НИУ ВШЭ — 18 мая 2022 г.

Вступление

Решение задач оптимизации, является неотъемлемой частью машинного обучения. В этом документе обсуждаются базовые подходы к решению задач этого типа, а также проведение и анализ экспериментов и аналитический вывод формулы логистической регрессии в матричном виде.

$$L(w) = -\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \left[y_i log \left(\frac{1}{1 + e^{-w^T x_i}} \right) + (1 - y_i) log \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-w^T x_i}} \right) \right] + \frac{\lambda}{2} ||w||^2$$
 (1)

Рекомендуется ознакомиться с выкладкой ниже.

D __

Информация:

Документ оформлен согласно этому заданию.

Краткое содержание задания:

- 1. Алгоритм спуска.
 - 1.1 Общая концепция
 - 1.2 Критерий остановки
 - 1.3 Линейный поиск условие Армихо, сильное условие Вульфа.
 - 1.4 Градиентный спуск.
 - 1.5 Метод Ньютона
 - 1.6 Оптимизация вычислений
- 2. Модели
 - 2.1 Двухклассовая логистическая регрессия.
 - 2.2. Разностная проверка градиента и гессиана
- 3. Эксперименты.
 - 3.1 Оценка реализованных алгоритмов.

І. Двухклассовая логистическая регрессия

Прежде чем начать работу, следует ввести некоторые обозначения, которые будут использоваться в дальнейшем. Все они должны быть привычными, используемыми постоянно в теоретических выкладках.

w - вектор весов объекта x - матрица значений признаков объектов y - истинная целевая переменная m - кол-во объектов L(w) - функционал ошибки

і. Градиент

Так как мы решаем задачу бинарной классификации, то множество значений, которые принимает целевая переменная y состоит из 2 цифр — $\{1,0\}$. Это очень важный элемент, которые мы будем использовать в дальнейшем, поэтому стоит его запомнить. В формуле (1) заметим сигмоидную функцию, которая дает вероятность класса. Введем функцию.

$$g(z) = \frac{1}{z + e^{-z}}$$

$$h_w(x) = g(w^T x) = \frac{1}{z + e^{-z}}$$
(2)

Функция (2) обладает следующими свойствами, которые нетрудно доказать.

$$g'(z) = g(z)(1 - g(z))$$
$$g(-z) = 1 - g(z)$$

Перепишем функцию (1), используя новые обозначения

$$L(w) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \left[y_i log(g(w^T x)) + (1 - y_i) log(1 - g(w^T x)) \right] + \frac{\lambda}{2} ||w||^2$$
(3)

Используя эти обозначения и свойства сигмоидной функции, приступим к нахождению производной. Предположим, что у нас есть только один объект с вектором признаков x_i и одно значение целевой переменной y_i . Продифференцируем функцию (3) по j-тому значению вектора весов w. Дифференцировать будем без члена регуляризации, допишем его позднее.

$$\frac{\partial}{\partial w_j} L(w) = -\left[\frac{y_i}{g(w^T x)} - (1 - y_i) \left(\frac{1}{1 - g(w^T x)}\right)\right] \frac{\partial g(w^T x)}{\partial w_j} =$$

$$= -\left[\frac{y_i}{g(w^T x)} - (1 - y_i) \left(\frac{1}{1 - g(w^T x)}\right)\right] g(w^T x) (1 - g(w^T x)) \frac{\partial w^T x}{\partial w_j} =$$

$$= -\left[y_i - y_i g(w^T x) - g(w^T x) + y_i g(w^T x)\right] x_j =$$

$$= \left[h_w(x) - y_i\right] x_j$$

Для случая из m объектов получим:

$$\frac{\partial}{\partial w_j} L(w) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left[h_w(x_i) - y_i \right] x_{ij} \tag{4}$$

Введем новые обозначения в терминах векторов и матриц.

 $X \in \mathbb{R}^{m imes n}$ — матрица объекты-признаки

 $y \in \mathbb{R}^{m \times 1}$ — вектор целевых переменных

 $w \in \mathbb{R}^{1 \times n}$ — вектор весов

Используя эти обозначения введем матричное представление функции (4)

$$\nabla L(w) = \frac{1}{m} X^T [g(Xw) - y]$$

Добавим член регуляризации и получим формулу (5).

$$\nabla L(w) = \frac{1}{m} X^T \left[g(Xw) - y \right] + \lambda w \tag{5}$$

Сам функционал логистической регрессии, формула (1), можно представить в такой матричной форме.

$$L(w) = -\frac{1}{m}(1, 1, ..., 1)log(-(2y - 1) \circ g(Xw)) + \frac{\lambda}{2}||w||^2$$
(6)

іі. Гессиан

Выше мы получили функцию (4). Теперь снова продифференцируем ее, в предположении, что у нас один объект в выборке и нет регуляризации.

$$\frac{\partial}{\partial w_j \partial w_j^T} L(w) = \frac{\partial}{\partial w_j^T} \left[g(w^T x_i) - y_i \right] x_i = x_i x_i^T g(w^T x_i) (1 - g(w^T x_i))$$
(7)

 Δ ля m объектов и регуляризации формула(7) выглядит так:

$$\nabla^2 L(w) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left[x_i x_i^T g(w^T x_i) (1 - g(w^T x_i)) \right] - \lambda I$$
 (8)

Заметим, что матрицу $g(w^Tx_i)(1-g(w^Tx_i))$ можно заменить диагональной матрицей, на главной диагонали которой, будут располагаться элементы $g(w^Tx_i)(1-g(w^Tx_i))$. Назовем эту диагональную матрицу буквой Z.

Таким образом, мы получаем матричную форму функции (8).

$$\nabla^2 L(w) = \frac{1}{m} X^T Z X - \lambda I \tag{9}$$

II. Эксперименты

В этой главе мы приступим к оценке реализованных алгоритмов градиентного спуска. Начнем с анализа вариантов линейного поиска шага и закончим логистической регрессией.

і. Траектория градиентного спуска на квадратичной функции

Начнем с двумерной квадратичной функции $f(w)=\frac{1}{2}\langle Xw,w\rangle-\langle y,w\rangle$, где $X\in\mathbb{S}^n_{++}$, $b\in\mathbb{R}^n$. Придумаем 4 функции, поведения спуска на которых, будет отличаться.

Обусловленность. Проанализируем графики ниже.

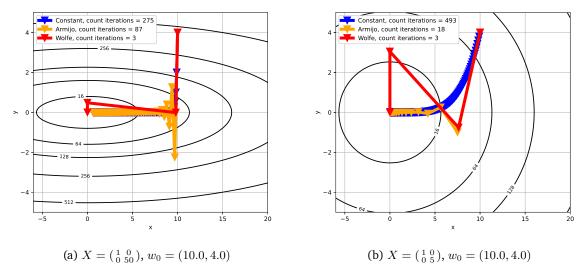


Рис. 1: Траектория спуска для различных обусловленностей матрицы

Можно заметить, что, чем ниже обусловленность матрицы, тем больше итераций делает спуск с постоянной длиной шага, а спуску методом Армихо, наоборот, требуется в 3 раза меньше операций. Также траектория спуска с постоянным шагом стала более плавной, на Рис.1 (а), мы видим, как направление спуска резко сменилось на 90° , а на том же рисунке с литерой (b), траектория меняется более плавно. Траектория Армихо в среднем не изменилась, также видны резкие изменения траектории, но ближе к точке минимума траектория становится более плавной и совпадает со спуском с постоянным шагом. Траектория Вульфа стала более криволинейной, каждый шаг делается практически с разворотом на 90° , но благодаря подбору шага этому методу требуется меньше итераций, чем двум другим.

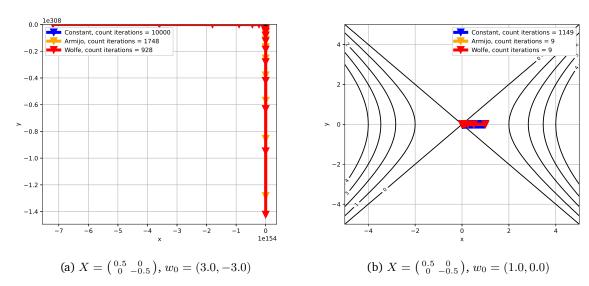


Рис. 2: Выбор начальной точки

На Рис.2 ищется локальный минимум функции $f(x)=\frac{1}{2}x^2-\frac{1}{2}y^2$ — так называемая, седловая функция. Ее особенность заключается в том, что найти ее минимум можно тогда и только тогда, когда начинаем спуск с точки $w_{init}=(1.0,0.0)$, это можно легко доказать теоретически. Также заметим, что на Рис.2 (а) константный метод дошел до предела итераций, но так и не достиг $-\infty$ по значению функции. Армихо и Вульф достигли этого нижнего предела, сработал критерий останова, причем метод Вульфа снова обогнал другие методы спуска. На Рис. 2 (b) все 3 метода сходятся в одну точку, но спуску с постоянным шагом требуется куда больше итераций для этого.

ii. Зависимость числа итераций градиентного спуска от числа обусловленности и размерности пространства

Продолжаем работать с той же самой квадратичной функцией. В предыдущем эксперименте мы сделали некоторые предположения о количестве итераций, необходимых для сходимости спуска с разными методами подбора шага. Сейчас мы построим эту зависимость наглядно. Начнем со спуска с постоянной длиной шага. Изобразим 3 варианта графика, каждый соответсвует уникальной константе для выбора длины шага.

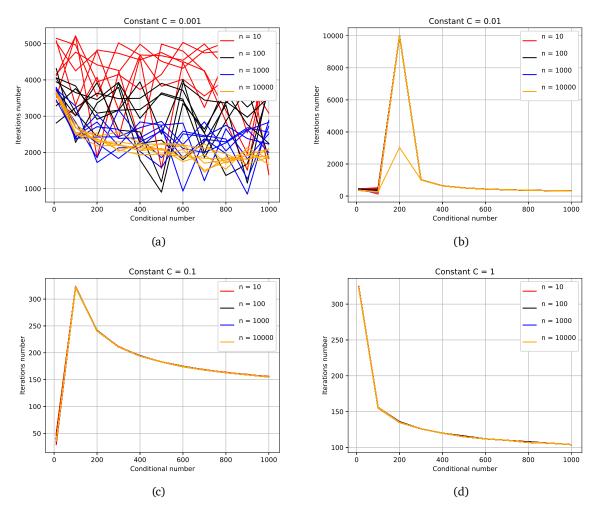


Рис. 3: Постоянная длина шага

Посмотрим на Рис.3. Под литерой (а) не прослеживается четкой линейной или квадратичной зависимости. Но мы отчетливо видим, что чем ниже размерность матрицы, тем больше итераций для спуска необходимо провести. Кроме того, с увеличением размерности, падает разброс графиков — они становятся более скученными, так, например, для размерности n=10000, мы наблюдаем практически гиперболическую зависимость $(f(x) = \frac{1}{x})$, а также очень малую дисперсию количества итераций, по сравнению с другими размерностями. Если мы увеличим константу на порядок — Рис.3(b) — ,то заметим, как сильно изменилась ситуация. Мы видим довольно скученный график на обусловленности k <= 100 для всех размерностей. Далее, в интервале 100 < k <= 300 для всех размерностей требуется самое большое значение итераций (даже для n=10000, т.к. на графике только 3 линии из 7). Для k>300 значение итераций не столь велико для всех размерностей. Видно, что график выходит на ассимптотику. Продолжаем увеличивать константу — Puc.3(c)(d) видно, что для таких значений C размерность матрицы не имеет значения, влияет лишь обусловленность, но влияет не сильно, разница между максимальным и минимальным значением итераций на двух графиках равна 200. Также отчетливо прослеживается гиперболическая зависимость, которую мы наблюдали для C=0.001 и n=10000 на Рис. ${\bf 3}$ (a). Также видно, что при C=0.1 и $n \to \infty$ ассимптотически значения количества итераций больше, чем при C=1 и $n \to \infty$.

Теперь переходим к анализу зависимостей для методов Армихо и Вульфа.

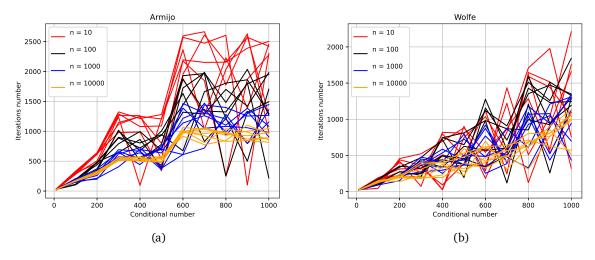


Рис. 4: Армихо и Вульф

На Рис.4(а), который соответствует условию Армихо, мы наблюдаем четкую линейную зависимость в интервале 0 < k <= 300, далее график становится похож на Рис.3(а), но с меньшим разбросом и меньшей верхней границей количества итераций. При n=10000 график выходит на ассимптотику. На Рис.4(b) — условие Вульфа, видна линейная зависимость на всем интервале обусловленности. Дисперсия количества итераций повышается линейно с увеличением обусловленности функции. На всей области определения разброс всех кривых сильнее, чем у метода Армихо.

ііі. Точность оптимизации в реальных задачах для метода Ньютона

Как мы знаем, на практике в задачах классификации, нас редко интересует только минимизация логистической функции потерь. Существует довольно много различных метрик, которые в той или иной степени измеряют качество решения задач. В этом эксперименте, мы попробуем установить зависимость, между точностью ϵ^{-1} приближения логистической функции и самых распространенных метрик машинной классификации.

Обучать модель будем на реальных данных. В первом сете содержится информация о **наличии диабета**. Во втором о **заболевании сердца**.

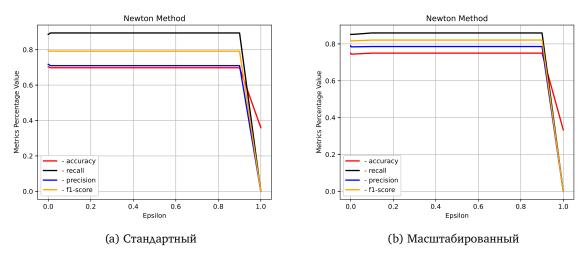


Рис. 5: Диабет

 $^{^{1}}$ Вспомним критерий останова — $\|\nabla f(x_{k})\|^{2} \leq \epsilon \|\nabla f(x_{0})\|^{2}.$

Рис.5(а) — обучение модели на "сырых" данных, тот же рисунок под литерой (б) — данные отмасштабированы на отрезок [-1, 1]. Заметим, что зависимость всех метрик на диапазоне [0.1, 1] линейна от ϵ , это легко понять на уровне интуиции, чем меньше отношение $\frac{\|\nabla f(x_k)\|^2}{\|\nabla f(x_0)\|^2}$, тем ближе мы к точке минимума функции. Очевидно, что ϵ практически не оказывает влияния на метрики, только *ассигасу* увеличивается при $\epsilon \neq 1$, ведь $\epsilon = 1$ соответствует случайному угадыванию весов при признаках, соотвественно доля верных ответов вполне может быть в районе 50%.

Куда больший интерес представляет Рис.5(b) — с отмасштабированными признаками. Во-первых, отчетливо видно, что даже при самом плохом приближении — $\epsilon \approx 0.9$ — все метрики, за исключением полноты, оказываются выше примерно на 10 процентных пунктов, относительно метрик на неотмасштабированных данных. Кроме того, при $\epsilon \approx 10^{-8}$ заметны небольшие изменения — повысилась доля верных ответов, упала точность, выросла полнота. У нас появилась гипотеза — метод Ньютона показывает себя лучше на отмасштабированных данных, а от точности приближения практически не зависит.

Проведем этот же эксперимент на других данных.

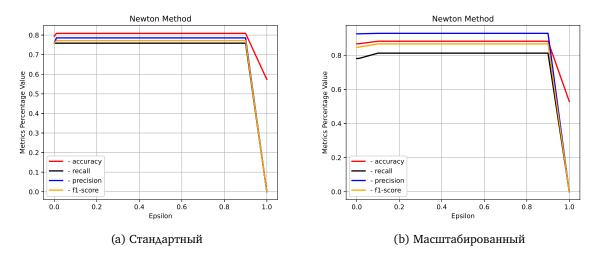


Рис. 6: Заболевания сердца

Посмотрим на Рис.6 и поймем, что наша гипотеза подтвердилась на половину — метод Ньютона не всегда ведет себя эффективнее на масштабированных данных. В этом случае, разница между метриками на двух сетах меньше, чем в данных о диабете. Но при этом, у масштабированных данных, точность и f-мера выше, чем у стандартных. В этом случае масштабированные данные более устойчивы к изменениям точности приближения.

По итогам эксперимента мы точно установили, что практически все метрики обучения не зависят от точности приближения ϵ , а необходимость масштабирования данных необходимо проверять каждый раз эксперементально.