

Вероятностные тематические модели

Лекция 6.

Классика тематических моделей:

PLSA, LDA и EM-алгоритм

К. В. Воронцов

k.vorontsov@iai.msu.ru

Этот курс доступен на странице вики-ресурса

<http://www.MachineLearning.ru/wiki>

«Вероятностные тематические модели (курс лекций, К.В.Воронцов)»

1 Классические модели PLSA, LDA

- Модель PLSA
- Модель LDA
- Максимизация апостериорной вероятности для LDA

2 Теория EM-алгоритма

- Максимум маргинализированного правдоподобия
- Общий EM-алгоритм и его сходимость
- Вывод формул ARTM из общего EM-алгоритма

3 Эксперименты с моделями PLSA, LDA

- Проблема неустойчивости (на синтетических данных)
- Проблема неустойчивости (на реальных данных)
- Проблема переобучения и робастные модели

Напоминание. Задача тематического моделирования

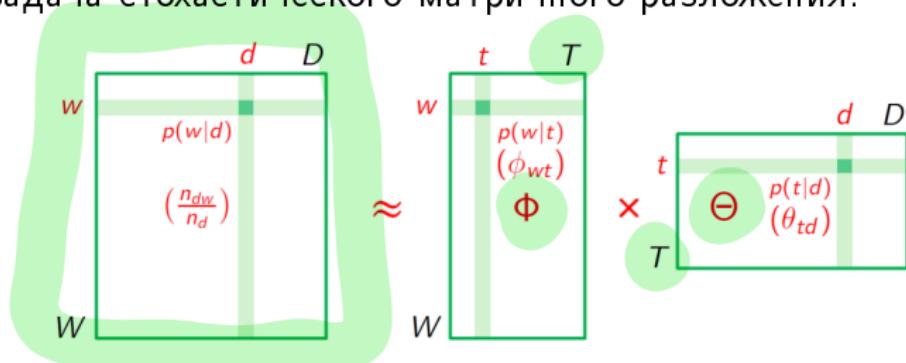
Дано: коллекция текстовых документов

- n_{dw} — частоты термов в документах, $\hat{p}(w|d) = \frac{n_{dw}}{n_d}$

Найти: параметры тематической модели $p(w|d) = \sum_{t \in T} \phi_{wt} \theta_{td}$

- $\phi_{wt} = p(w|t)$ — вероятности термов w в каждой теме t
- $\theta_{td} = p(t|d)$ — вероятности тем t в каждом документе d

Это задача стохастического матричного разложения:



Напоминание. PLSA (Probabilistic Latent Semantic Analysis)

Критерий — максимум логарифмированного правдоподобия:

$$\sum_{d \in D} \sum_{w \in W} n_{dw} \ln \sum_{t \in T} \phi_{wt} \theta_{td} \rightarrow \max_{\Phi, \Theta}$$

EM-алгоритм: метод простой итерации для системы уравнений

E-шаг: $\left\{ p_{tdw} = \text{norm}_{t \in T}(\phi_{wt} \theta_{td}) \right.$

M-шаг: $\left\{ \begin{array}{l} \phi_{wt} = \text{norm}_{w \in W} \left(\sum_{d \in D} n_{dw} p_{tdw} \right) \\ \theta_{td} = \text{norm}_{t \in T} \left(\sum_{w \in d} n_{dw} p_{tdw} \right) \end{array} \right.$

где $\text{norm}_{t \in T}(x_t) = \frac{\max_{t \in T}\{x_t, 0\}}{\sum_{s \in T} \max\{x_s, 0\}}$ — операция нормировки вектора

Hofmann T. Probabilistic latent semantic indexing. SIGIR 1999.

Недостатки PLSA (и необходимость его регуляризации)

- ➊ Большая размерность пространства параметров
- ➋ Якобы из-за этого сильное переобучение
- ➌ Якобы невозможность моделирования новых документов
- ➍ Нет управления *разреженностью* Φ и Θ , т.к.
 (в начале $\phi_{wt} = 0$) \Leftrightarrow (в финале $\phi_{wt} = 0$),
 (в начале $\theta_{td} = 0$) \Leftrightarrow (в финале $\theta_{td} = 0$)
- ➎ Неединственность и неустойчивость решения:
 если $\Phi\Theta$ — решение, то $(\Phi S)(S^{-1}\Theta)$ — тоже решение
- ➏ Темы не всегда интерпретируемы
- ➐ Нет выделения нетематических (фоновых) слов
- ➑ Не ясно, как учитывать дополнительную информацию

Гипотеза об априорных распределениях Дирихле

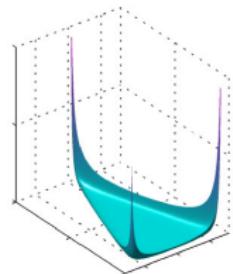
Гипотеза: вектор-столбцы $\phi_t = (\phi_{wt})_{w \in W}$ и $\theta_d = (\theta_{td})_{t \in T}$ порождаются распределениями Дирихле, $\alpha \in \mathbb{R}^{|T|}$, $\beta \in \mathbb{R}^{|W|}$:

$$\text{Dir}(\phi_t | \beta) = \frac{\Gamma(\beta_0)}{\prod_w \Gamma(\beta_w)} \prod_w \phi_{wt}^{\beta_w - 1}, \quad \phi_{wt} > 0; \quad \beta_0 = \sum_w \beta_w, \quad \beta_w > 0;$$

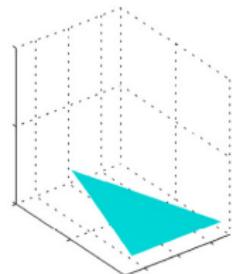
$$\text{Dir}(\theta_d | \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha_0)}{\prod_t \Gamma(\alpha_t)} \prod_t \theta_{td}^{\alpha_t - 1}, \quad \theta_{td} > 0; \quad \alpha_0 = \sum_t \alpha_t, \quad \alpha_t > 0;$$

Пример:

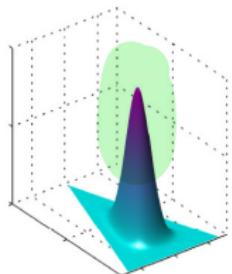
$$\text{Dir}(\theta | \alpha), \quad |\mathcal{T}| = 3, \quad \theta, \alpha \in \mathbb{R}^3$$



$$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0.1$$

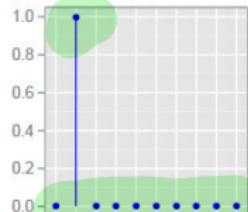
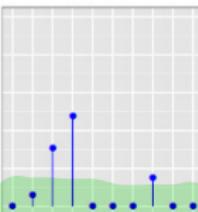
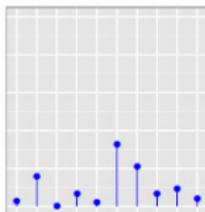
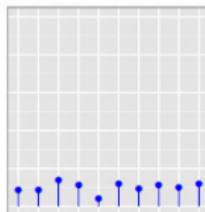
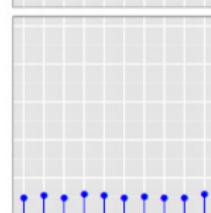
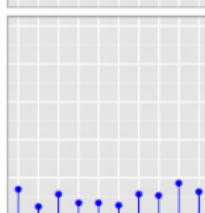
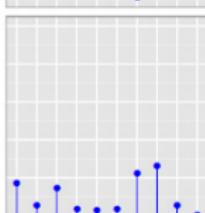
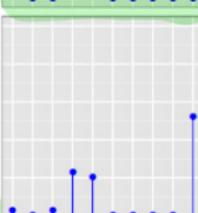
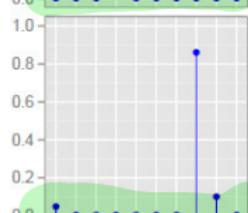
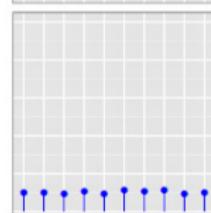
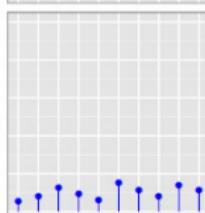
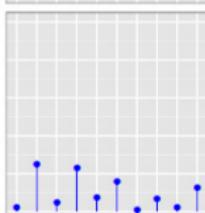
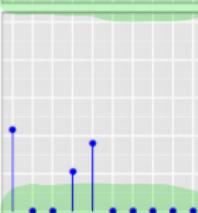
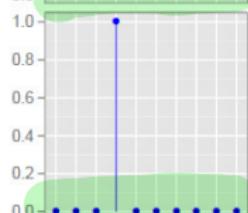
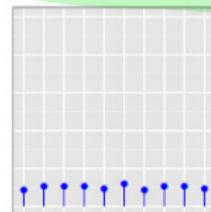


$$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 1$$



$$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 10$$

Пример. Выборки из трёх 10-мерных векторов $\theta \sim \text{Dir}(\theta|\alpha)$

 $\alpha_t = 0.01$  $\alpha_t = 0.1$  $\alpha_t = 1$  $\alpha_t = 10$  $\alpha_t = 100$ 

Вероятностная модель порождения текста

Тематическая модель LDA (Latent Dirichlet Allocation):

$$p(w|d) = \sum_{t \in T} \phi_{wt} \theta_{td}, \quad \phi_t \sim \text{Dir}(\phi|\beta), \quad \theta_d \sim \text{Dir}(\theta|\alpha).$$

Процесс порождения документов $d = \{w_1 \dots w_{n_d}\}$ коллекции D :

Вход: векторы гиперпараметров β, α ;

Выход: коллекция документов;

выбрать вектор ϕ_t из $\text{Dir}(\phi|\beta)$ для каждой темы $t \in T$;

выбрать вектор θ_d из $\text{Dir}(\theta|\alpha)$ для каждого документа $d \in D$;

для всех документов $d \in D$

для всех позиций термов $i = 1, \dots, n_d$ в документе d

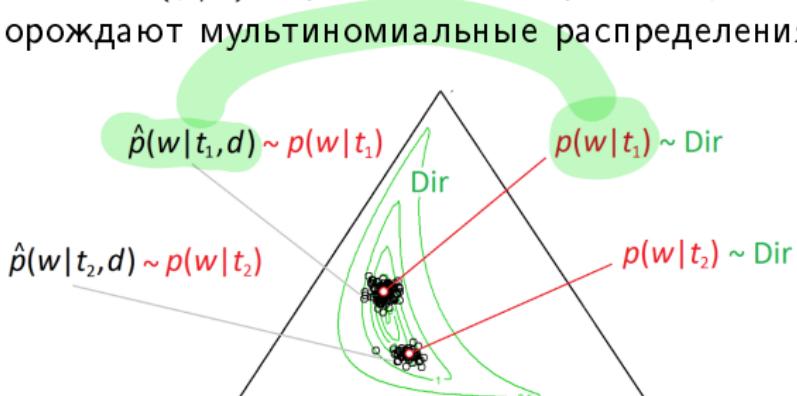
выбрать тему t_i из $p(t|d) \equiv \theta_{td}$;

выбрать терм w_i из $p(w|t_i) \equiv \phi_{wt_i}$;

Почему именно распределение Дирихле?

- оно способно порождать разреженные векторы;
- имеет параметры, управляющие степенью разреженности;
- описывает кластерные структуры на симплексе (см. рис.);
- является сопряжённым с мультиномиальным распределением, что сильно упрощает байесовский вывод (в след. лекции).

Распределение $\text{Dir}(\phi|\alpha)$ порождает векторы тем $\phi_t = p(w|t)$, которые порождают мультиномиальные распределения $\hat{p}(w|t, d)$.



Формула Байеса для апостериорного распределения

Введём более общие обозначения X, Ω, γ :

$X = (d_i, w_i)_{i=1}^n$ — исходные данные, наблюдаемые переменные

$\Omega = (\Phi, \Theta)$ — параметры порождающей модели $p(X|\Omega)$

$\gamma = (\beta, \alpha)$ — гиперпараметры априорного распределения $p(\Omega|\gamma)$

Задача: зная X , моделируя $p(X|\Omega)$, найти Ω .

Формула Байеса даёт апостериорное распределение $p(\Omega|X, \gamma)$,

где символ \propto означает «равно с точностью до нормировки»:

$$p(\Omega|X, \gamma) = \frac{p(\Omega, X|\gamma)}{p(X|\gamma)} \propto p(\Omega, X|\gamma) \propto p(X|\Omega) p(\Omega|\gamma)$$

Далее есть два пути:

- Максимизация правдоподобия: $\Omega = \arg \max_{\Omega} \ln p(\Omega|X, \gamma)$
- Байесовский вывод: вычисление распределения $p(\Omega|X, \gamma)$

Максимизация апостериорной вероятности для модели LDA

Максимизация совместного правдоподобия данных и модели, называется также *Maximum a Posteriori (MAP) estimation*:

$$\begin{aligned} \ln p(X|\Omega) p(\Omega|\gamma) &= \ln \prod_{i=1}^n p(d_i, w_i|\Phi, \Theta) p(\Phi|\beta) p(\Theta|\alpha) = \\ &= \ln \prod_{d \in D} \prod_{w \in d} p(d, w|\Phi, \Theta)^{n_{dw}} \prod_{t \in T} \text{Dir}(\phi_t|\beta) \prod_{d \in D} \text{Dir}(\theta_d|\alpha) \rightarrow \max_{\Phi, \Theta} \end{aligned}$$

Это задача максимизации регуляризованного log-правдоподобия:

$$\sum_{d,w} n_{dw} \ln \sum_t \phi_{wt} \theta_{td} + \sum_{t,w} \ln \phi_{wt}^{\beta_w - 1} + \sum_{d,t} \ln \theta_{td}^{\alpha_t - 1} \rightarrow \max_{\Phi, \Theta},$$

при ограничениях неотрицательности и нормировки

$$\phi_{wt} \geq 0; \quad \sum_{w \in W} \phi_{wt} = 1; \quad \theta_{td} \geq 0; \quad \sum_{t \in T} \theta_{td} = 1.$$

Регуляризованный EM-алгоритм для модели LDA в ARTM

Максимизация апостериорной вероятности эквивалентна регуляризатору логарифма априорного распределения:

$$\underbrace{\sum_{d,w} n_{dw} \ln \sum_t \phi_{wt} \theta_{td}}_{\text{ln правдоподобия}} + \underbrace{\sum_{t,w} (\beta_w - 1) \ln \phi_{wt} + \sum_{d,t} (\alpha_t - 1) \ln \theta_{td}}_{\text{регуляризатор } R(\Phi, \Theta) = \ln p(\Phi, \Theta | \alpha, \beta)} \rightarrow \max_{\Phi, \Theta}$$

EM-алгоритм: метод простой итерации для системы уравнений

E-шаг: $p_{tdw} = \text{norm}_{t \in T}(\phi_{wt} \theta_{td})$

M-шаг: $\begin{cases} \phi_{wt} = \text{norm}_{w \in W} \left(\sum_{d \in D} n_{dw} p_{tdw} + \beta_w - 1 \right) \\ \theta_{td} = \text{norm}_{t \in T} \left(\sum_{w \in d} n_{dw} p_{tdw} + \alpha_t - 1 \right) \end{cases}$

Общая вероятностная модель со скрытыми переменными

Вернёмся к общим обозначениям X, Ω, γ , добавив Z :

$X = (d_i, w_i)_{i=1}^n$ — исходные данные, наблюдаемые переменные

$Z = (t_i)_{i=1}^n$ — скрытые переменные

$\Omega = (\Phi, \Theta)$ — параметры порождающей модели $p(X|\Omega)$

$\gamma = (\beta, \alpha)$ — гиперпараметры априорного распределения $p(\Omega|\gamma)$

Задача: зная X , моделируя $p(X, Z|\Omega)$, найти Ω .

Апостериорное распределение:

$$p(\Omega|X, \gamma) \propto p(X|\Omega) p(\Omega|\gamma) = \sum_Z p(X, Z|\Omega) p(\Omega|\gamma)$$

Принцип максимума апостериорной вероятности:

$$\ln p(X|\Omega) + \underbrace{\ln p(\Omega|\gamma)}_{R(\Omega)} \rightarrow \max_{\Omega}$$

$R(\Omega)$ может и не иметь вероятностной интерпретации.

Общий EM-алгоритм для задачи со скрытыми переменными

Теорема. Точка Ω локального максимума регуляризованного маргинализированного правдоподобия (Marginal log-Likelihood)

$$\ln \sum_Z p(X, Z|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega} \quad (\text{RML})$$

удовлетворяет системе уравнений, решение которой методом простых итераций сводится к чередованию двух шагов:

E-шаг: $q(Z) = p(Z|X, \Omega);$

M-шаг: $\sum_Z q(Z) \ln p(X, Z|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}.$

Это общий вид EM-алгоритма, используемый не только в тематическом моделировании.

A.P.Dempster, N.M.Laird, D.B.Rubin. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. 1977.

Доказательство теоремы

Необходимые условия локального экстремума:

$$\frac{\partial}{\partial \Omega} \left(\ln \sum_Z p(X, Z | \Omega) + R(\Omega) \right) = \frac{1}{p(X | \Omega)} \sum_Z \frac{\partial p(X, Z | \Omega)}{\partial \Omega} + \frac{\partial R(\Omega)}{\partial \Omega} = 0$$

По формуле условной вероятности $p(X | \Omega) = \frac{p(X, Z | \Omega)}{p(Z | X, \Omega)}$, подставляем:

$$\sum_Z \frac{p(Z | X, \Omega)}{p(X, Z | \Omega)} \frac{\partial p(X, Z | \Omega)}{\partial \Omega} + \frac{\partial R(\Omega)}{\partial \Omega} = 0$$

$$\sum_Z \underbrace{p(Z | X, \Omega)}_{q(Z)} \frac{\partial}{\partial \Omega} \ln p(X, Z | \Omega) + \frac{\partial R(\Omega)}{\partial \Omega} = 0$$

Это необходимые условия локального экстремума задачи M-шага.

Выделение уравнений E-шага $q(Z) = p(Z | X, \Omega)$ относительно дополнительных переменных $q(Z)$ приводит к EM-алгоритму.

Ещё более общий EM-алгоритм и его сходимость

Теорема. Значение маргинализованного правдоподобия

$$\ln \sum_Z p(X, Z|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega} \quad (\text{RML})$$

не убывает на каждом шаге итерационного процесса

E-шаг: $\text{KL}(q(Z) \parallel p(Z|X, \Omega)) \rightarrow \min_q;$

M-шаг: $\sum_Z q(Z) \ln p(X, Z|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}.$

$q(Z) = p(Z|X, \Omega)$ является точным решением задачи E-шага.

Минимизация KL на E-шаге используется в тех случаях, когда $p(Z|X, \Omega)$ не удается вычислить в явном виде.

Сходимость в слабом смысле: глобальный max не гарантируется.

Доказательство теоремы

По формуле условной вероятности $p(X|\Omega) = \frac{p(X, Z|\Omega)}{p(Z|X, \Omega)}$.

Для произвольного распределения $q(Z)$

$$\begin{aligned} \ln p(X|\Omega) &= \sum_Z q(Z) \ln p(X|\Omega) = \sum_Z q(Z) \ln \frac{p(X, Z|\Omega)}{p(Z|X, \Omega)} = \\ &= \underbrace{\sum_Z q(Z) \ln \frac{p(X, Z|\Omega)}{q(Z)}}_{L(q, \Omega)} + \underbrace{\sum_Z q(Z) \ln \frac{q(Z)}{p(Z|X, \Omega)}}_{\text{KL}(q(Z) \parallel p(Z|X, \Omega)) \geq 0} \end{aligned}$$

Максимизируем достижимую нижнюю оценку RML то по q , то по Ω :

Е-шаг: $L(q, \Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_q \Leftrightarrow \text{KL}(q(Z) \parallel p(Z|X, \Omega)) \rightarrow \min_q$

М-шаг: $L(q, \Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega} \Leftrightarrow \sum_Z q(Z) \ln p(X, Z|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}$

На каждом шаге значение функционала может только возрастать.

Регуляризованный EM-алгоритм для тематической модели

Напоминание: $X = (d_i, w_i)_{i=1}^n$, $Z = (t_i)_{i=1}^n$, $\Omega = (\Phi, \Theta)$.

Лемма. Точка (Φ, Θ) локального максимума RML
(регуляризованного маргинализованного log-правдоподобия)

$$\ln \sum_Z p(X, Z | \Omega) + R(\Omega) = \sum_{d,w} n_{dw} \ln \sum_t \phi_{wt} \theta_{td} + R(\Phi, \Theta)$$

удовлетворяет системе уравнений, решение которой методом простых итераций сводится к чередованию двух шагов:

E-шаг: $p(t|d, w) = \underset{t \in T}{\text{norm}}(\phi_{wt} \theta_{td})$, $\forall (d \in D, w \in d, t \in T)$

M-шаг: $\sum_{d,w,t} n_{dw} p(t|d, w) \ln(\phi_{wt} \theta_{td}) + R(\Phi, \Theta) \rightarrow \max_{\Phi, \Theta}$

Доказательство леммы

E-шаг: в силу независимости элементов выборки

$$q(Z) = p(Z|X, \Omega) = \prod_{i=1}^n p(t_i|d_i, w_i) = \prod_{i=1}^n \text{norm}(\phi_{w_i t_i} \theta_{t_i d_i})$$

M-шаг: подставим $q(Z)$ и $p(X, Z|\Omega)$ в общую формулу M-шага:

$$\sum_{Z \in T^n} q(Z) \ln p(X, Z|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}$$

$$\sum_{t_1 \in T} \cdots \sum_{t_n \in T} \prod_{k=1}^n p(t_k|d_k, w_k) \sum_{i=1}^n \ln p(d_i, w_i, t_i|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{t_1 \in T} \cdots \sum_{t_n \in T} \prod_{k=1}^n p(t_k|d_k, w_k) \ln p(d_i, w_i, t_i|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{t \in T} p(t|d_i, w_i) \ln p(d_i, w_i, t|\Omega) + R(\Omega) \rightarrow \max_{\Omega}$$

$$\sum_{d \in D} \sum_{w \in W} \sum_{t \in T} n_{dw} p(t|d, w) \ln (\phi_{wt} \theta_{td}) + R(\Phi, \Theta) \rightarrow \max_{\Phi, \Theta}$$



Вывод формул M-шага ARTM, теперь из общего EM-алгоритма

Оптимизационная задача M-шага:

$$f(\Phi, \Theta) = \sum_{d,w,t} n_{dw} p(t|d, w) \ln(\phi_{wt} \theta_{td}) + R(\Phi, \Theta) \rightarrow \max_{\Phi, \Theta}$$

Применим лемму о максимизации на единичных симплексах:

$$\phi_{wt} = \underset{w \in W}{\text{norm}} \left(\phi_{wt} \frac{\partial f}{\partial \phi_{wt}} \right) = \underset{w \in W}{\text{norm}} \left(\underbrace{\sum_{d \in D} n_{dw} p(t|d, w)}_{n_{wt}} + \phi_{wt} \frac{\partial R}{\partial \phi_{wt}} \right)$$

$$\theta_{td} = \underset{t \in T}{\text{norm}} \left(\theta_{td} \frac{\partial f}{\partial \theta_{td}} \right) = \underset{t \in T}{\text{norm}} \left(\underbrace{\sum_{w \in d} n_{dw} p(t|d, w)}_{n_{td}} + \theta_{td} \frac{\partial R}{\partial \theta_{td}} \right)$$

Таким образом, снова получили формулы ARTM

Резюме по теории

Модель латентного размещения Дирихле LDA

- LDA проще вводить через KL-дивергенцию, как регуляризатор сглаживания/разреживания,
- тогда заодно снимаются ограничения $\beta_w > 0, \alpha_t > 0$
- Распределение Дирихле играет особую роль в байесовских методах тематического моделирования
- ARTM — это более простая альтернатива байесовским методам, но в статьях по тематическому моделированию они преобладают, поэтому в них надо уметь разбираться
- Мы рассмотрим байесовские методы в следующей лекции

Общий вариант EM-алгоритма

- снабжён возможностью регуляризации $R(\Omega)$
- имеет обоснование слабой сходимости

Способны ли PLSA и LDA восстановить истинные темы?

Матрицы Φ_0 и Θ_0 порождаются распределением Дирихле.

Синтетическая коллекция порождается матрицами Φ_0 и Θ_0 .

Размеры: $|D| = 500$, $|W| = 1000$, $|T| = 30$, $n_d \in [100, 600]$.

Цель — сравнить восстановленные распределения $p(i|j)$ с исходными синтетическими распределениями $p_0(i|j)$ по среднему расстоянию Хеллингера:

$$H(p, p_0) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(\sqrt{p(i|j)} - \sqrt{p_0(i|j)} \right)^2},$$

как для самих матриц Φ и Θ , так и для их произведения:

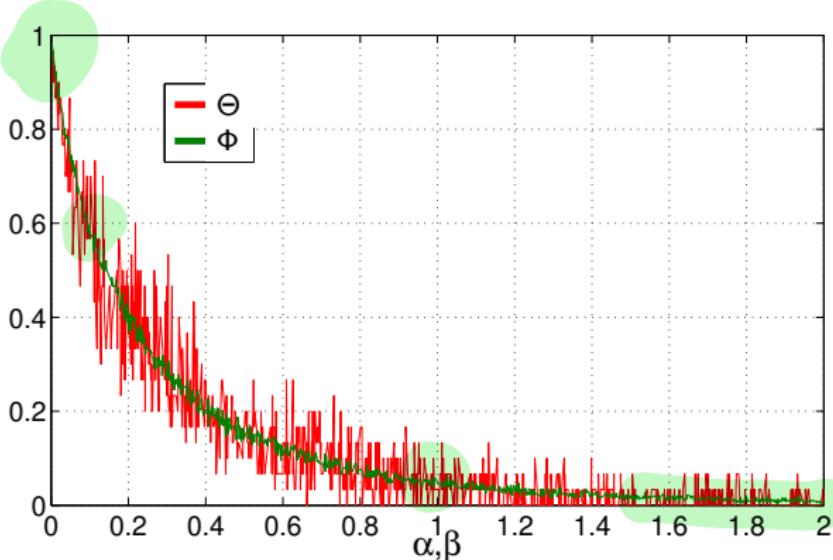
$$D_\Phi = H(\Phi, \Phi_0);$$

$$D_\Theta = H(\Theta, \Theta_0);$$

$$D_{\Phi\Theta} = H(\Phi\Theta, \Phi_0\Theta_0).$$

Разреженность векторов, порождаемых распределением Dir

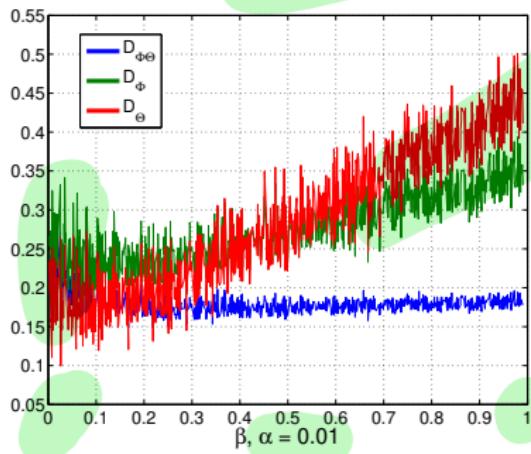
Зависимость разреженности (доли почти нулевых элементов) распределений $\theta_d^0 \sim \text{Dir}(\alpha)$ и $\phi_t^0 \sim \text{Dir}(\beta)$ от параметров α и β симметричного распределения Дирихле:



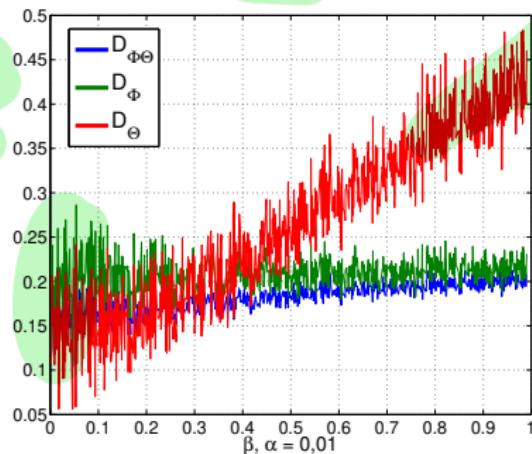
Неустойчивость восстановления матриц Φ и Θ

Зависимость точности восстановления матриц Φ , Θ и $\Phi\Theta$ от разреженности матрицы Φ_0 при фиксированном $\alpha = 0.01$

PLSA



LDA

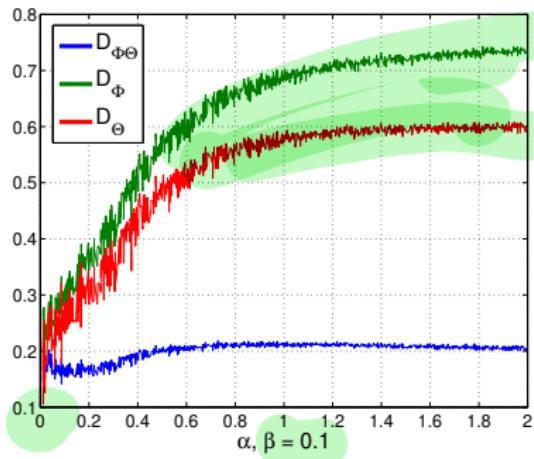


Виталий Глушаченков. Устойчивость матричных разложений в задачах тематического моделирования. Магистерская диссертация, МФТИ, 2013.

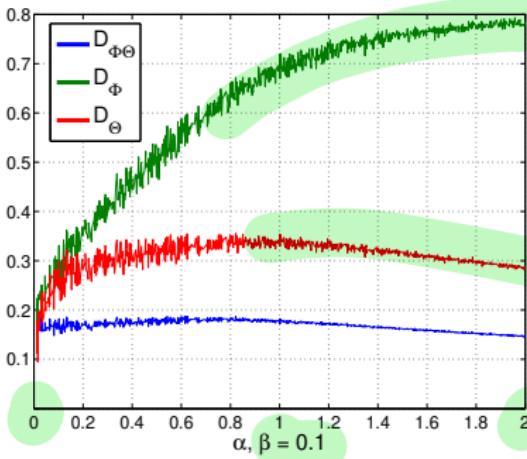
Неустойчивость восстановления матриц Φ и Θ

Зависимость точности восстановления матриц Φ , Θ и $\Phi\Theta$ от разреженности матрицы Θ_0 при фиксированном $\beta = 0.1$

PLSA



LDA



Виталий Глушаченков. Устойчивость матричных разложений в задачах тематического моделирования. Магистерская диссертация, МФТИ, 2013.

Второй эксперимент — на реальных данных

Посты ЖЖ: $|D|=300\text{K}$, $|W|=154\text{K}$, $n=35\text{M}$, $|T|=120$.

LDA: симметричное распределение Дирихле, $\beta = 0.1$, $\alpha = 0.5$.

Цель эксперимента — оценить различность тем, получаемых в нескольких запусках алгоритма **LDA Gibbs Sampling**.

Проблема «проклятия размерности»:

длинные хвосты мешают сравнивать распределения.

Доля существенных слов в темах (word ratio):

$$WR = \frac{1}{|W|} \frac{1}{|T|} \sum_{w \in W} \sum_{t \in T} [\phi_{wt} > \frac{1}{|W|}] \quad (\text{в эксперименте } \sim 3.5\%)$$

Доля существенных тем в документах (document ratio):

$$DR = \frac{1}{|D|} \frac{1}{|T|} \sum_{d \in D} \sum_{t \in T} [\theta_{td} > \frac{1}{|T|}] \quad (\text{в эксперименте } \sim 11.5\%)$$

Koltcov S., Koltsova O., Nikolenko S. Latent Dirichlet Allocation: Stability and applications to studies of user-generated content. ACM WebSci, 2014.

Методика эксперимента

Оставлены слова w , имеющие $\phi_{wt} > \frac{1}{|W|}$ хотя бы в одной теме

Сокращение словаря (vocabulary reduction): $154\text{ K} \rightarrow 8\text{ K}$.

Дивергенция Кульбака–Лейблера между темами t и s :

$$\text{KL}(t, s) = \sum_{w \in W} p(w|t) \ln \frac{p(w|t)}{p(w|s)}$$

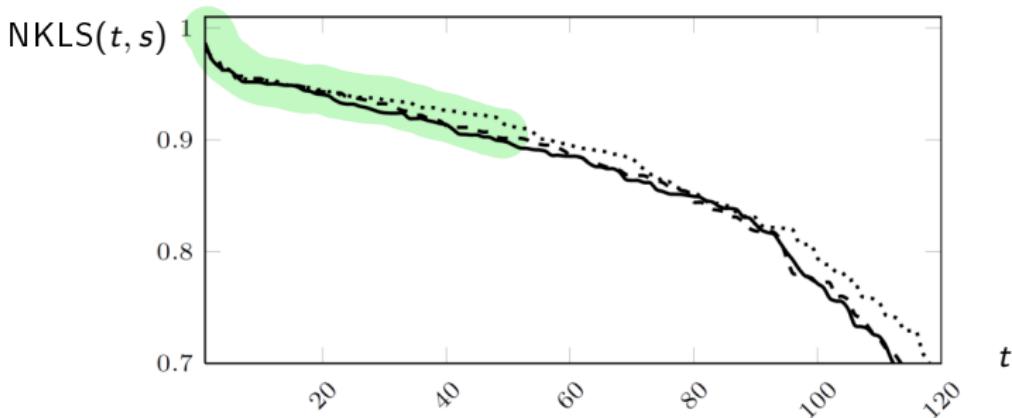
Нормированная KL-близость пар тем t и s :

$$\text{NKLS}(t, s) = \left(1 - \frac{\text{KL}(t, s)}{\max_{t', s'} \text{KL}(t', s')} \right)$$

При $\text{NKLS}(t, s) > 0.9$ в темах совпадают 30–50 топовых слов, и эксперты-социологи признают такие темы одинаковыми.

Неустойчивость LDA в разных запусках

Результат эксперимента: нормированная KL-близость NKLS между темой t и ближайшей к ней s в другом запуске.



1. Менее 50% тем воспроизводятся от запуска к запуску.
2. Плохо воспроизводятся как мусорные темы, так и хорошие.

Koltcov S., Koltsova O., Nikolenko S. Latent Dirichlet Allocation: Stability and applications to studies of user-generated content. ACM WebSci, 2014.

Выводы из экспериментов

- Матрицы Φ , Θ устойчиво восстанавливаются только при сильной разреженности Φ_0 , Θ_0 (более 90% нулей)
- Произведение $\Phi\Theta$ восстанавливается устойчиво, независимо от разреженности исходных Φ_0 , Θ_0
- В разных запусках со случайной инициализацией или сэмплированием строятся существенно различные темы
- PLSA не переобучается, а лишь хуже моделирует малые вероятности редких слов, которые не интересны.
- Распределение Дирихле — слишком слабый регуляризатор

Vorontsov K. V., Potapenko A. A. Additive Regularization of Topic Models. Machine Learning. Springer, 2015.

Koltcov S., Koltsova O., Nikolenko S. Latent Dirichlet Allocation: Stability and applications to studies of user-generated content. ACM WebSci, 2014.

Робастная тематическая модель

Гипотеза: каждое слово в документе (d, w) является

- либо тематическим, связанным с какой-то темой t ,
- либо специфичным для данного документа (шум),
- либо общеупотребительным (фон).

Модель вероятностной смеси тематической, шумовой и фоновой компонент SWB (Special Words with Background):

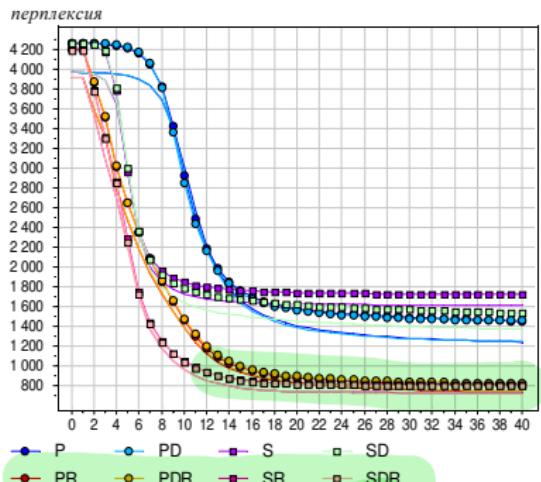
$$p(w|d) = \gamma \pi_{dw} + \varepsilon \pi_w + (1 - \gamma - \varepsilon) \sum_{t \in T} \phi_{wt} \theta_{td}$$

$\pi_{dw} \equiv p_{\text{ш}}(w|d)$ — шумовая компонента, γ — параметр;
 $\pi_w \equiv p_{\text{ф}}(w)$ — фоновая компонента, ε — параметр.

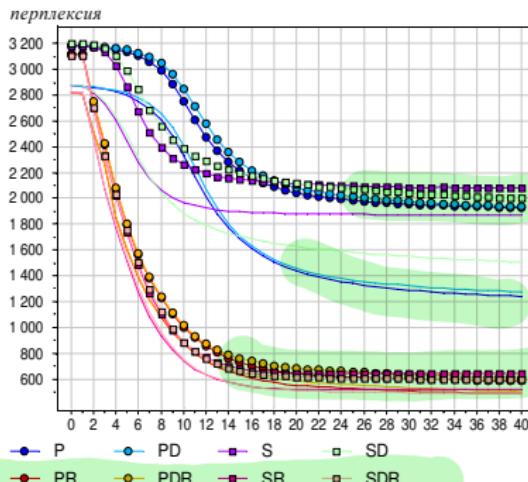
Chemudugunta C., Smyth P., Steyvers M. Modeling general and specific aspects of documents with a probabilistic topic model. NIPS, 2006

Потапенко А. А., Воронцов К. В. Модификации EM-алгоритма для вероятностного тематического моделирования. JMLDA, 2013

Эксперименты с робастными PLSA и LDA



Коллекция RuDis



Коллекция NIPS

Обозначения: P – PLSA, D – LDA ($\alpha_t = 0.5$, $\beta_w = 0.01$)

S – сэмплирование темы из $p(t|d, w)$ для каждого d, w

R – робастность (шум $\gamma = 0.3$, фон $\varepsilon = 0.01$)

Выводы

- ➊ Переобучение проявляется только на редких словах
- ➋ LDA точнее моделирует вероятности редких слов
- ➌ Но они как раз наименее интересны для описания тем
- ➍ Робастные PLSA и LDA почти одинаковы по перплексии и почти не переобучаются
- ➎ Робастный PLSA лучше, чем обычный LDA [1]
- ➏ PLSA и LDA почти одинаковы на больших коллекциях [2,3,4]
- ➐ Перплексия — не вполне адекватная мера качества

1. *Potapenko A. A., Vorontsov K. V. Robust PLSA performs better than LDA.* 2013
2. *Tomonari Masada, Senya Kiyasu, Sueharu Miyahara. Comparing LDA with PLSI as a dimensionality reduction method in document clustering.* 2008
3. *Yue Lu, Qiaozhu Mei, ChengXiang Zhai. Investigating task performance of probabilistic topic models: an empirical study of PLSA and LDA.* 2011
4. *Yonghui Wu, Yuxin Ding, Xiaolong Wang, Jun Xu. A comparative study of topic models for topic clustering of Chinese web news.* 2010

Вместо резюме: мифы про LDA

- LDA существенно меньше переобучается, чем PLSA
- LDA строит разреженные тематические модели
- LDA имеет меньше параметров по сравнению с PLSA
- LDA == тематическое моделирование

На самом деле,

- LDA и PLSA почти не отличаются на больших данных
- LDA не максимизирует разреженность моделей
- LDA имеет больше параметров по сравнению с PLSA
- LDA не решает проблему неединственности разложения
- LDA не имеет убедительных лингвистических обоснований
- LDA — самый примитивный способ регуляризации

Тем не менее («парадокс тематического моделирования»)

- LDA — самая известная и часто используемая модель