Скрытые Марковские модели переменного порядка для анализа данных ChIP-seq

Атаманова Анна, кафедра системного программирования СПбГУ, anne.atamanova@gmail.com 5 апреля 2015 г.

Аннотация

Здесь нужно кратко описать суть работы и результаты. Цели работы:

Целью данной работы стоит изучение марковской модели переменного порядка, ее реализация и приминение на данных Chip-seq

1 Введение

ДНК (дезоксирибонуклеиновая кислота) — длинная двухцепочечная молекула, являющаяся носителем генетической информации в биологических организмах. В клетках эукариот ДНК находится в упакованном состоянии. Упаковка ДНК реализована с участием специальных белковых комплексов — нуклеосом. Химические модификации субъединиц нуклеосомы, гистонов, могут влиять на плотность упаковки ДНК. Увеличение плотности ДНК влияет на доступность соответствующих участков ДНК для внутренней машинерии клетки.

Иммунопреципитация хроматина с последующим секвенированием (chromatin immunoprecipitation sequencing, ChIP-seq) — это биологический протокол, позволяющий получить информацию о наличие или отсутствии некоторой химической модификации гистонов вдоль генома [1]. Суть метода заключается в использовании антитела для отбора фрагментов ДНК, связанных с гистонами, имеющими изучаемую химическую модификацию с последующим секвенированием. В ходе секвенирования случайные фрагменты ДНК, читаются секвенатором в объёме, достаточном для того, чтобы с большой вероятностью каждый фрагмент был прочитан несколько раз. Затем для каждого полученного прочтения ищется соответствующий ему участок последовательности генома (рис. 1). Обычно прочтения, которым может соответствовать более одного участка в геноме, исключают из рассмотрения.

CAAAAGACAAATAGTGATGTCACCAATCGAGC

GACA ATA GTCA AATG
AGAC TAGTG TGTC
GACA AGTG TGTCA ATCG

00001100001110000110000001000000

Рис. 1: Схематическое изображение выравнивания прочтений секвенатора (под чертой) на известную последовательность генома (над чертой).

Результаты эксперимента представляют в виде вектора длины генома, в котором стоит 1, если в соответствующей позиции генома начинается хотя бы одно прочтение и 0 в обратном случае.

Протокол хроматин-иммунопреципитации, как и большинство биологических протоколов, не исключает наличие в результатах эксперимента ошибок. Недостаточная специфичность антитела, наличие ошибок секвенирования и нестабильность положения гистонов на ДНК приводят к возникновению сигнала не зависящего от наличия изучаемой модификации гистонов. Использование вероятностных моделей позволяет провести анализ результатов хроматин-иммунопреципитации с учётом наличия ошибок.

Большинство существующих моделей (TODO: ref) для данных хроматин-иммунопреципитации основано на аппарате скрытых Марковских моделей второго порядка с Пуассоновскими испусаниями. Использование распределения Пуассона для покрытия, опирается на предположение о том, что в каждой позиции генома в среднем начинается одинаковое количество прочтений. Марковский процесс, как правило, имеет два состояния + — сигнал есть и — сигнала нет. Второй порядок модели означает, что состояние некоторого окна зависит только от состояния его прямого предшественника.

Использование моделей второго порядка объясняется тем, что количество параметров модели, а также сложность её обучения и использования экспоненциально зависят от порядка, то есть, модель порядка m требует оценки 2^m параметров.

В настоящее время, в качестве семейства искомых моделей, активное приминение находит HMM (Hidden Markov Model)[2] второго порядка с Пуассоновским испусканием. Данное семейство допускает предположение о том, что каждое состояние (наличие/отсутствие белка в заданной части генома) завист только от одного предыдущего. Можно ограничиться и более лояльным допущением о том, что состояние зависит от n предыдущих состояний, однако такое допущение резко увеличивает сложность модели ($O(2^n)$ параметров). Также, сложность заключается в подборе этого n и переобучении в случае, если не все состояния имеют одинаковые длины контекстов зависимости. Последннее замечание подводит к идее использования VOHMM (Variable Order Hidden Markov Model)[3]

2 Скрытые марковские модели переменного порядка

Определение. Последовательность случайных величин $\{X_i\}_{i\in Z}$ называется *цепью Маркова порядка* m, если $\forall t\in Z$

$$P(X_t = x_t | X_{t-1} = x_{t-1}, X_{t-2} = x_{t-2}...X_{-\infty} = x_{-\infty}) = P(X_t = x_t | X_{t-1} = x_{t-1}, X_{t-2} = x_{t-2}...X_{t-m+1} = x_{t-m+1})$$

Определение. Марковская цепь является *однородной*, если вероятностное распределение преходов $P(X_t = x_t | X_{t-1} = x_{t-1}, X_{t-2} = x_{t-2}...X_{t-m+1} = x_{t-m+1})$ едино для всех t. Далее будем обозначать просто $P(x_t | x_{t-1}...x_{t-m+1})$

Определение. Марковской моделью (Markov Model (MM)) порядка m называют вероятностную модель, описывающую однородный марковский процесс порядка m. Параметрами модели являются множество состояний $S = \{1..n\}$ и множество переходов $A = \{a(q, x^m)\}_{q \in S. x^m \in S^m}$, где $a(q, x^m) = P(q|x^m)$.

Определение. Скрытая Марковская модель (Hidden Markov Model(HMM)) порядка m - вероятностная модель, параметрами которой являются множество скрытых состояний $S=\{1..n\}$, множество переходов $A=\{a(q,x^m)\}_{q\in S,x^m\in S^m}$ и множество распределений испусканий $B=\{b(y,x)\}_{y\in R^l,x\in S}$, где b(y,x)=P(y|x). Такая модель описывает цепь $\{Y\}_{i\in Z}$, если ее состояния были испущены из состояний марковской цепи $\{X_i\}_{i\in Z}$ с параметрами A согласно распределению P(y|x), и $P(y_t|y_{t-1}..y_{t-m+1})=P(x_t|x_t..x_{t-m+1})P(y_t|x_t)$

На рисунке (Рис 2) схематично представлена скрытая марковская модель порядка 2.

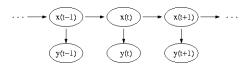


Рис. 2: HMM order 2

Определение. Контекстное дерево - дерево (бор), в котором каждая внутренняя вершина имеет n ребер соответствующих состояниям $\{1..n\}$ и метку, которая является конкатенацией метки на ее родителе и метки ребра от него. Корень помечен пустой строкой.

Определение. Скрытая марковская модель переменного порядка (Variable Order Hidden Markov Model (VOHMM))-вероятностная модель, параметрами которой являются множество скрытых состояний $S = \{1..n\}$, конечное множество контекстов $C = \{c_i\}_i$, где c_i - листья некоторого контекстного дерева, множество переходов $A = \{a(q,c)\}_{q \in S, c \in C}$ и множество распределений испусканий $B = \{b(y,x)\}_{y \in R^i, x \in S}$, где b(y,x) = P(y|x).

Обучение модели VOHMM:

Задача:

По цепи наблюдений $Y=(y_1,...y_T)$ найти параметры модели Λ , которые бы максимизировали правдоподобие при максимально сжатых контекстах 1

Алгоритм:

Параметры алгоритма: m - максимальная длина контекста, ϵ_{EM} - барьер для остановки EM, ϵ_{prune} - барьер для обрезания дерева

 $^{^1\}Pi$ араметр алгоритма ϵ определяет допустимое отклонение распределений

1. Инициализация контекстов.

$$C_0 = \{c | c \in S^m\}$$

Начальное распределение переходов произвольное. 2

2. EM (Expectation–Maximization algorithm).

Пересчет производится подобно алгоритму Baum-Welch для HMM

(a) Expectation

Вводятся дополнительные параметры:

$$\alpha_t(c) = P(y_1^t, c(x_t) = c | \Lambda)$$

$$\beta_t(c) = P(y_{t+1}^T | c(x_t) = c, \Lambda))$$

$$\gamma_t(c) = P(x_t = c | Y, \Lambda)$$

$$\beta_t(c) = P(y_{t+1}^T | c(x_t) = c, \Lambda)$$

$$\gamma_t(c) = P(x_t = c|Y, \Lambda)$$

$$\xi_t(q, c) = P(c(x_t) = c, x_{t+1} = q | Y, \Lambda)$$

с помощью которых итеративно пересчитываются параметры модели

$$\alpha_0(c) = p(c)b(y_0,c), \, \alpha_{t+1}(c) = \sum_{q \in S, c' = C(cq)} \alpha_t(c')a(c[0],c')b(y_{t+1},c[0])$$

$$\beta_T(c) = 1, \ \beta_t(c) = \sum_{q \in S, c' = C(qc)} a(q, c)b(y_{t+1}, c'[0])\beta_{t+1}(c')$$

$$p = P(Y|\Lambda) = \sum_{c \in C} \alpha_T(c)$$
$$\gamma_t(c) = \frac{\alpha_t(c)\beta_t(c)}{p}$$
$$p(c) = \sum_t \gamma_t(c)$$

$$\gamma_t(c) = \frac{\alpha_t(c)\beta_t(c)}{p}$$

$$p(c) = \sum_{t} \gamma_{t}(c)$$

(b) Maximization

$$\xi_t(q,c) = \frac{\alpha_t(c)a(q,c)b(y_{t+1},c)\beta_{t+1}(qc)}{r}$$

$$a(q,c) = \frac{\sum_{t} \xi_t(q,c)}{r(a)}$$

 $\xi_t(q,c)=\frac{\sum_t \xi_t(q,c)}{p(c)}$ $a(q,c)=\frac{\sum_t \xi_t(q,c)}{p(c)}$ Пересчет B зависит от принятого семейства моделей испусканий. Производится с помощью γ в точности также как и в алгоритме Baum-Welch.

Пересчет EM проходит до тех пор пока разница правдоподобий между итерациями не будет меньше ϵ_{EM}

3. Обрезание дерева.

Если существует внутренний лист s такой, что $\forall q \in S \ kl(sq,s) < \epsilon_{prune}$ (дети не уточняют родителя), то s становится листом, а все его потомки обрезаются.

$$kl(u,w) = \sum_{q' \in S} P(q'|u)log \frac{P(q'|u)}{P(q'|w)}$$
 - расстояния Кульбака-Лейблера для апостериорных распределений.

4. Если на третьем шаге ничего не произошло, то алгоритм заканчивет реботу, иначе происходит обновление матрицы а для новых контекстов

$$a(q,c) = P(q|c)$$

и алгоритм переходит на второй шаг.

Обозначения:

 $c(x_t)$ - контекст состояния x_t

C(s) - листья, являющиеся потомками s, если s принадлежит дереву

C(s) - контекст максимальной длины, являющийся префиксом s, если s не принадлежит дереву

Замечание. Вероятностные переходы на листьях задают вероятностные переходы на всем дереве $p(q|s) = \frac{\sum_{c \in C(s)} p(q|c)}{\sum_{q} \sum_{c \in C(s)} p(q|c)}$

$$p(q|s) = \frac{\sum_{c \in C(s)} p(q|c)}{\sum_{c \in C(s)} \sum_{c \in C(s)} p(q|c)}$$

Замечание. При пересчете верятности могут очень близко подходить к нулю, что негативно сказывается на точность расчета. Для избежания этой проблемы все расчеты проходят не с вероятностями, а с логарифмми от них.

Замечание. ЕМ может застревать в локальных максимумах функции правдоподобия.

3 Simulation

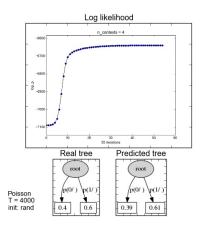
Ниже приведено несколько примеров результата обучения алгоритма VOHMM по выборке, построенной по фиксированному дереву.

²В определенных случаях (Gauss, Poisson) частотное распределение, полученное из цепи алгоритмом k-means (k=m), ускоряет работу

Приведено сравнение реальных даеревьев и деревьев предсказанных алгоритмом, и график роста правдоподобия на всех итерациях. В качестве распределений испусканий выбраны двумерное распределение Гаусса и одномерное распределение Пуассона.

1. Смесь. Рисунки 3 и 4

Начальное дерево: единственный пустой контекст . Длина сэмплированной выборки T=4000. Параметры алгоритма: максимальная длина контекстов m=2, барьер для обрезания $\epsilon_{prune}=0.004$, барьер для остановки EM $\epsilon_{EM}=0.01$ (сравнение идет по логарифму правдоподобия)



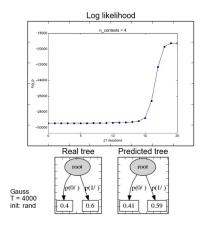


Рис. 3: Смесь двух распределений Пуассона

Рис. 4: Смесь двух Гауссиан

2. Более интересный случай. Рисунки 5, 6, 7 Начальное дерево глубины 3, распределения испусканий - двумерное гауссовское, T=400 Параметры алгоритма: $\mathbf{m}=4$

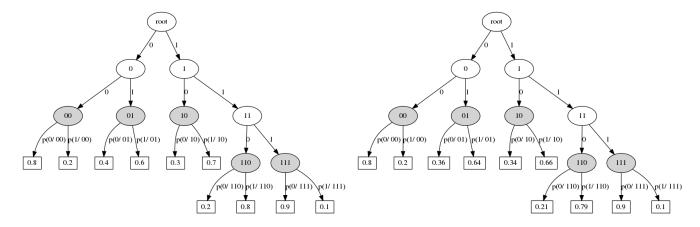


Рис. 5: Реальное дерево

Рис. 6: Предсказанное дерево

Замечание. Взяв в качестве инициализации алгоритм k-means, можно было сойтись быстрее (например, за 6 итераций), но она годится не для всех распределений испусканий

4 Chip-seq, реальные данные

В ходе работы была рассмотрена 21-ая хромосома *кого-то там*.

Данные - просумированные индикаторы начальных позиций ридов, объедененные в бины размером 10000. Применение модели VOHMM к такой выборке дало следующие результаты:

- 1. Случай в котором рассматриваются два состояния наличие/отсутствие сигнала. Рисунок 8
- 2. Случай в котором рассматриваются три состояния наличие сигнала/шум/отсутствие сигнала. Рисунок q

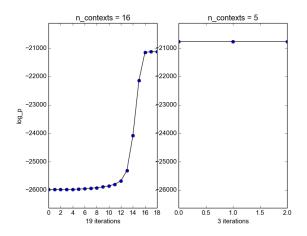


Рис. 7: График роста логарифма правдоподобия

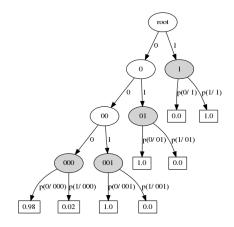


Рис. 8: Дерево с двумя состояниями

5 Оценка модели

6 Заключение

Список литературы

- [1] David S Johnson, Ali Mortazavi, Richard M Myers, and Barbara Wold. Genome-wide mapping of in vivo protein-dna interactions. *Science*, 316(5830):1497–1502, 2007.
- [2] Lawrence Rabiner. A tutorial on hidden markov models and selected applications in speech recognition. *Proceedings of the IEEE*, 77(2):257–286, 1989.
- [3] Y Wang, Lizhu Zhou, and Jianhua Feng. Mining complex time-series data by learning Markovian models. In *International Conference on Data Mining*, 2006.

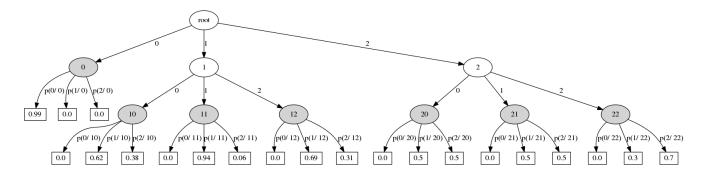


Рис. 9: Дерево с двумя состояниями