# 用生成函数刻画随机过程停时

叶开

杭州学军中学教育集团文渊中学

2024年1月

## 目录

前言 引入 用 PGF 刻画停时 用 EGF 刻画时间轴 Laplace 变换 例题 Gachapon 猎人杀 通用测评号 更多例题 结尾

#### 前言

信息学竞赛中,我们总是会见到许多关于随机过程停时的问题。

#### 前言

信息学竞赛中,我们总是会见到许多关于随机过程停时的问题。 我们知道,生成函数是一个很有力的工具,我们能否使用生成函 数来刻画随机过程的停时呢?

#### 首先引入一个问题:

#### Gachapon

现有一随机数生成器,每次生成  $1 \le j \le n$  的概率为  $A_j/\sum_{i=1}^n A_i$ ,使用其不断独立随机生成。 当对任意  $1 \le j \le n$  都有 j 被生成了至少  $B_j$  次时过程停时。 求期望停时。

 $A_i, B_i \in \mathbb{N}^+$ ,  $1 \le n, \sum A_i, \sum B_i \le 400$ .

这类问题(而不单是这道题目)的常见思路?

这类问题(而不单是这道题目)的常见思路?

▶ min-max 容斥。

这类问题(而不单是这道题目)的常见思路?

- ▶ min-max 容斥。
- ▶ 生成函数。

这类问题(而不单是这道题目)的常见思路?

- ▶ min-max 容斥。
- ▶ 生成函数。
- ▶ 势函数与鞅的停时定理。

这类问题(而不单是这道题目)的常见思路?

- ▶ min-max 容斥。
- ▶ 生成函数。
- ▶ 势函数与鞅的停时定理。

接下来着重探讨第二种做法,并给出一类较为通用的方法。

这类问题(而不单是这道题目)的常见思路?

- ▶ min-max 容斥。
- ▶ 生成函数。
- ▶ 势函数与鞅的停时定理。

接下来着重探讨第二种做法,并给出一类较为通用的方法。 由于时间限制,概率论的基本概念不在这里赘述,默认大家都已 掌握。

设对于一个总会发生停时的过程, $F(z) = \sum_{j} P(j \text{ 时刻停时}) z^{j}$ ,那么总有:

设对于一个总会发生停时的过程, $F(z) = \sum_j P(j \text{ 时刻停时}) \vec{\omega}$ ,那么总有: 结论 1: F(1) = 1。

设对于一个总会发生停时的过程, $F(z) = \sum_{j} P(j)$  时刻停时) $z^{j}$ ,那么总有:

结论 1: F(1) = 1。

结论 2: 期望停时为 F'(1)。

设对于一个总会发生停时的过程, $F(z) = \sum_j P(j \text{ 时刻停时})$ 岁,那么总有: 结论 1: F(1) = 1。 结论 2: 期望停时为 F(1)。 理由显然。

设对于一个总会发生停时的过程, $F(z) = \sum_{j} P(j)$  时刻停时) $z^{j}$ ,那么总有:

结论 1: F(1) = 1。

结论 2: 期望停时为 F'(1)。

理由显然。

因此问题往往就被转化为刻画出 F(z) 的信息。

#### 用 EGF 刻画时间轴

由于 EGF 乘法能够分配标号,使用 EGF 刻画时间轴往往会比较容易。

#### 用 EGF 刻画时间轴

由于 EGF 乘法能够分配标号,使用 EGF 刻画时间轴往往会比较容易。

但是问题来了:使用 PGF 刻画停时信息时往往需要 OGF 形式,怎么办呢?

我们规定 
$$\hat{F}(z)=\sum_j A_j z^j/j!$$
 的 Laplace 变换结果为 
$$F(z)=\mathcal{L}\hat{F}(z)=\sum_j A_j z^j$$

其中 £ 称为 Laplace 变换算子。

我们规定 
$$\hat{F}(z) = \sum_{j} A_{j} z^{j} / j!$$
 的 Laplace 变换结果为

$$F(z) = \mathcal{L}\hat{F}(z) = \sum_{j} A_{j}z^{j}$$

其中  $\mathcal{L}$  称为 Laplace 变换算子。 容易发现这实现了从 EGF 到 OGF 的变换。

结论 1: Laplace 变换算子是线性算子。

结论 1: Laplace 变换算子是线性算子。

结论 2:  $\mathcal{L}z^a e^{bz} = a! z^a / (1 - bz)^{a+1}$ 。

结论 1: Laplace 变换算子是线性算子。

结论 2:  $\mathcal{L}z^a e^{bz} = a! z^a / (1 - bz)^{a+1}$ 。

因此对于形如  $z^a e^{bz}$  的线性组合的 EGF,我们总可以将其改写成 OGF 形式。

# 例题

以上内容已经可以解决一大批题目了。 我们先看一下引言中的题目。

现有一随机数生成器,每次生成  $1 \le j \le n$  的概率为  $A_j / \sum_{i=1}^n A_i$ ,使用其不断独立随机生成。 当对任意  $1 \le j \le n$  都有 j 被生成了至少  $B_j$  次时过程停时。 求期望停时。  $A_i, B_i \in \mathbb{N}^+$ ,  $1 \le n, \sum A_i, \sum B_i \le 400$ 。

直接做不好做,不妨枚举最后一步生成的数,最后把1的贡献加回去即可。

直接做不好做,不妨枚举最后一步生成的数,最后把 1 的贡献加回去即可。

设 
$$S = \sum_{i} A_{i}$$
, 那么立刻就有答案为

$$1 + (\mathcal{L}(\sum_{i=1}^{n} \frac{(A_i z/S)^{B_i - 1}}{(B_i - 1)!} \prod_{j \neq i} (\exp(A_j z/S) - \sum_{k < B_j} \frac{(A_j z/S)^k}{k!})))' \circ 1$$

直接做不好做,不妨枚举最后一步生成的数,最后把 1 的贡献加回去即可。

设  $S = \sum_{i} A_{i}$ , 那么立刻就有答案为

$$1 + (\mathcal{L}(\sum_{i=1}^{n} \frac{(A_i z/S)^{B_i - 1}}{(B_i - 1)!} \prod_{j \neq i} (\exp(A_j z/S) - \sum_{k < B_j} \frac{(A_j z/S)^k}{k!})))' \circ 1$$

设  $u = \exp(z/S)$ ,容易把内部的式子经过暴力乘法表示成关于 u, z 的多项式,复杂度不会超过  $O(v^3)$  (其中  $v = \max\{S, \sum B\}$ )。

直接做不好做,不妨枚举最后一步生成的数,最后把 1 的贡献加回去即可。

设  $S = \sum_{i} A_{i}$ , 那么立刻就有答案为

$$1 + (\mathcal{L}(\sum_{i=1}^{n} \frac{(A_i z/S)^{B_i - 1}}{(B_i - 1)!} \prod_{j \neq i} (\exp(A_j z/S) - \sum_{k < B_j} \frac{(A_j z/S)^k}{k!})))' \circ 1$$

设  $u = \exp(z/S)$ , 容易把内部的式子经过暴力乘法表示成关于 u, z 的多项式,复杂度不会超过  $O(v^3)$  (其中  $v = \max\{S, \sum B\}$ )。最后直接把每个  $z^a u^b$  对答案的贡献单独计算一遍即可。

## 例题

事实上可以发现,这样不仅能求出停时,还能求出以其中某些事件发生停时的概率。

求出对应的 PGF 后直接代入 1 即为答案。

现在有 n 个人,每人有一个权值  $w_i$ 。 每次会在剩下的人集合中,以  $w_i$  比例的概率独立随机选择第 i 个人让其离开,重复直到所有人都离开。 求最后离开的人是第一个人的概率,对 998244353 取模。  $w_i \in \mathbb{N}^+$ , $1 \leq \sum_{i=1}^n w_i \leq 10^5$ 。

由于概率会变化,看上去这并不好直接做。

由于概率会变化,看上去这并不好直接做。 但是注意到,如果允许选择一个已经离开的人再次离开,那么这 个就变成了和上一题类似的问题,只是  $B_i = 1$ 。

由于概率会变化,看上去这并不好直接做。但是注意到,如果允许选择一个已经离开的人再次离开,那么这个就变成了和上一题类似的问题,只是  $B_i=1$ 。这样,令  $S=\sum w_i$ ,就有答案为

$$\frac{w_1}{S}(\mathcal{L}(\prod_{j=2}^n(\exp(w_jz/S)-1)))\circ 1$$

由于概率会变化,看上去这并不好直接做。但是注意到,如果允许选择一个已经离开的人再次离开,那么这个就变成了和上一题类似的问题,只是  $B_i=1$ 。这样,令  $S=\sum w_i$ ,就有答案为

$$\frac{w_1}{S}(\mathcal{L}(\prod_{j=2}^n(\exp(w_jz/S)-1)))\circ 1$$

设  $u = \exp(z/S)$ ,使用分治卷积算法在  $O(S\log^2 S)$  时间内计算 出关于 u 的多项式后即可对每个  $u^a$  算出对答案的贡献,进而求出答案。

由于概率会变化,看上去这并不好直接做。 但是注意到,如果允许选择一个已经离开的人再次离开,那么这 个就变成了和上一题类似的问题,只是  $B_i=1$ 。 这样,令  $S=\sum w_i$ ,就有答案为

$$\frac{w_1}{S}(\mathcal{L}(\prod_{j=2}^n(\exp(w_jz/S)-1)))\circ 1$$

设  $u = \exp(z/S)$ ,使用分治卷积算法在  $O(S\log^2 S)$  时间内计算 出关于 u 的多项式后即可对每个  $u^a$  算出对答案的贡献,进而求出答案。

使用  $f = \exp \ln f$  (其中  $f = \prod_{j \neq 1} (1 - u^{w_j})$ ) 的技巧可以进一步做到  $O(S \log S)$ ,此处略去。

现在有 n 个盒子,每个盒子最多放 a 个球,初始均为空。 不断独立均匀随机选取一个不满的盒子放入一个球,直到所有盒子内的球数均  $\geq b$  发生停时,问最后期望有多少盒子被填满,对998244353 取模。

1 < n < 250, 1 < b < a < 250.

先特判掉 n=1 的情况: 此时答案显然为 0,无须考虑。

先特判掉 n=1 的情况:此时答案显然为 0,无须考虑。注意到答案即为每个盒子被填满的概率和,也即 n 乘上单个盒子被填满的概率,因此只用求出单个盒子被填满的概率。

先特判掉 n=1 的情况:此时答案显然为 0,无须考虑。注意到答案即为每个盒子被填满的概率和,也即 n 乘上单个盒子被填满的概率,因此只用求出单个盒子被填满的概率。容易发现假如允许继续往已经被填满的盒子里填,答案是不变的。枚举最后一步选择的是哪个盒子,就得到概率为

$$\frac{n-1}{n} (\mathcal{L}_z((\exp t - \sum_{j=0}^{a-1} \frac{t^j}{j!})(\exp t - \sum_{j=0}^{b-1} \frac{t^j}{j!})^{n-2} \frac{t^{b-1}}{(b-1)!}))_z(1)$$

其中 t = z/n。

设  $u = \exp t$ ,那么发现核心就是要快速求出

$$(u - \sum_{j=0}^{a-1} \frac{t^j}{j!}) (u - \sum_{j=0}^{b-1} \frac{t^j}{j!})^{n-2} \frac{t^{b-1}}{(b-1)!}$$

设  $u = \exp t$ , 那么发现核心就是要快速求出

$$(u - \sum_{j=0}^{a-1} \frac{t^j}{j!})(u - \sum_{j=0}^{b-1} \frac{t^j}{j!})^{n-2} \frac{t^{b-1}}{(b-1)!}$$

容易使用 ODE 在  $O(n^2a)$  的复杂度下求出,设为  $\sum_{i,j} F_{i,j} t^i u^j$ ,那么容易得到概率即为

$$(n-1)\sum_{i,j} \frac{i! F_{i,j}}{(n-j)^{i+1}}$$

# 更多例题

在解决问题时,有时还要结合一类特殊的符号化方法。这样还可以解决更多题目,譬如下面这题。

Slime and Biscuits

n 个人,第 i 个人有  $a_i$  个球。

设  $S = \sum a_i$ , 每次会在 S 个球中独立均匀随机选择一个并传给任意一个不是当前人的人, 直到所有球都归一人所有后过程停时。

求期望停时对 998244353 取模后的值。

 $a_i \in \mathbb{N}, \ 1 \le n \le 10^5, \ 1 \le S \le 3 \times 10^5$ 

本题使用这类方法,可以通过一些繁复的技巧做到 O(n+S)。

# 更多例题

在解决问题时,有时还要结合一类特殊的符号化方法。这样还可以解决更多题目,譬如下面这题。

Slime and Biscuits

n 个人, 第 i 个人有  $a_i$  个球。

设  $S = \sum a_i$ , 每次会在 S 个球中独立均匀随机选择一个并传给任意一个不是当前人的人, 直到所有球都归一人所有后过程停时。

求期望停时对 998244353 取模后的值。

 $a_i \in \mathbb{N}$ ,  $1 \le n \le 10^5$ ,  $1 \le S \le 3 \times 10^5$ .

本题使用这类方法,可以通过一些繁复的技巧做到 O(n+S)。 但由于时间所限,在这里不进行展开了,感兴趣的同学可以阅读 我的集训队论文。

# Thank you!