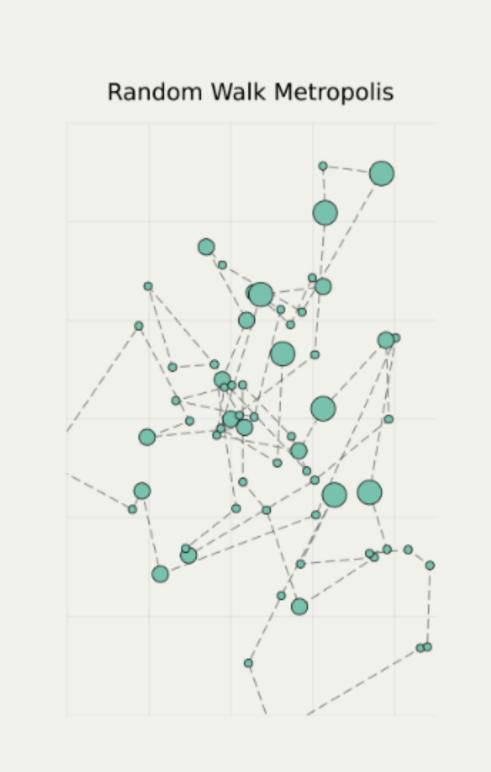


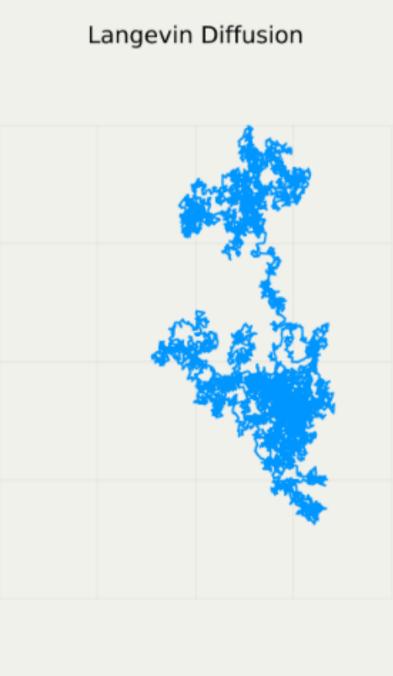


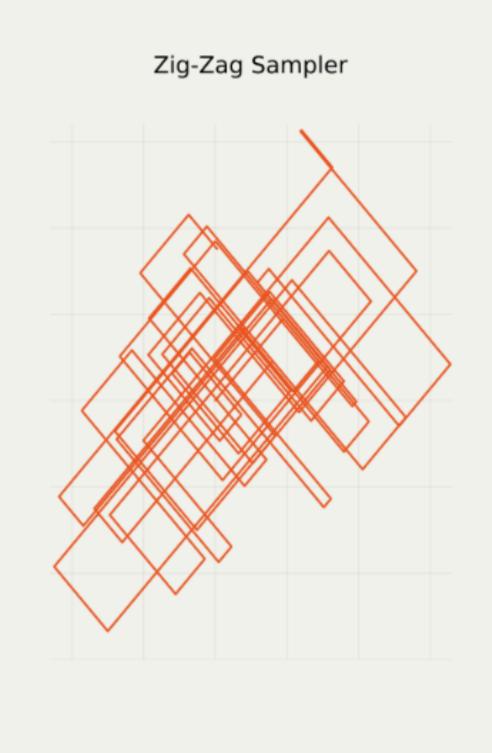
# ベイズ変数選択の計算的解決

総合研究大学院大学司馬博文

### 新たなサンプリング法:区分確定的モンテカルロ







MCMC とは全く異なる アルゴリズムを持つ

1) 強度関数

$$m^{(i)}(t) = \left(v \cdot U(x_{i-1} + tv)\right)$$

を持つ非一様 Poisson 点過程の 最初の到着時刻  $T_1^{(i)}$ をシミュレート

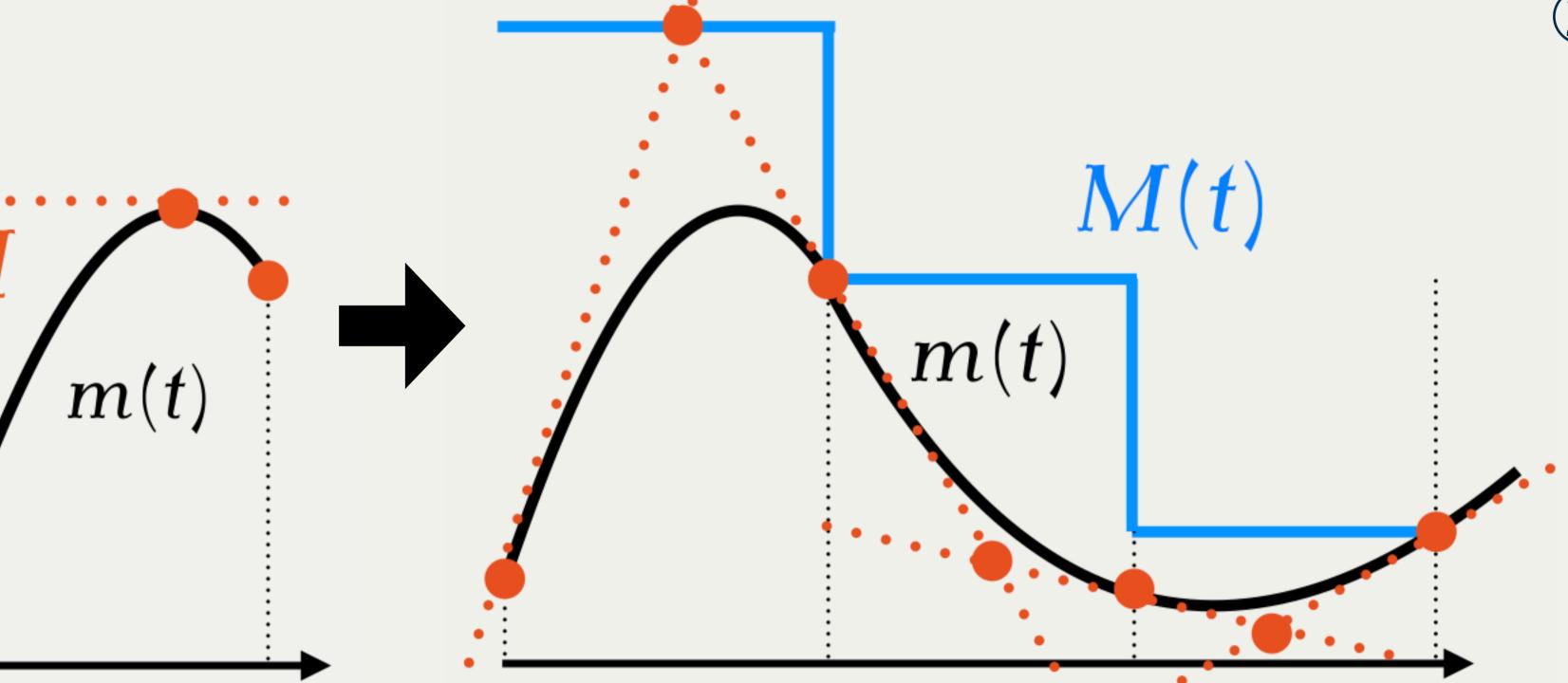
 $U(x) = -\log \pi(x)$ : 負の対数尤度 / ポテンシャル

Markov 連鎖

拡散過程

PDMP

## Poisson 剪定の自動化

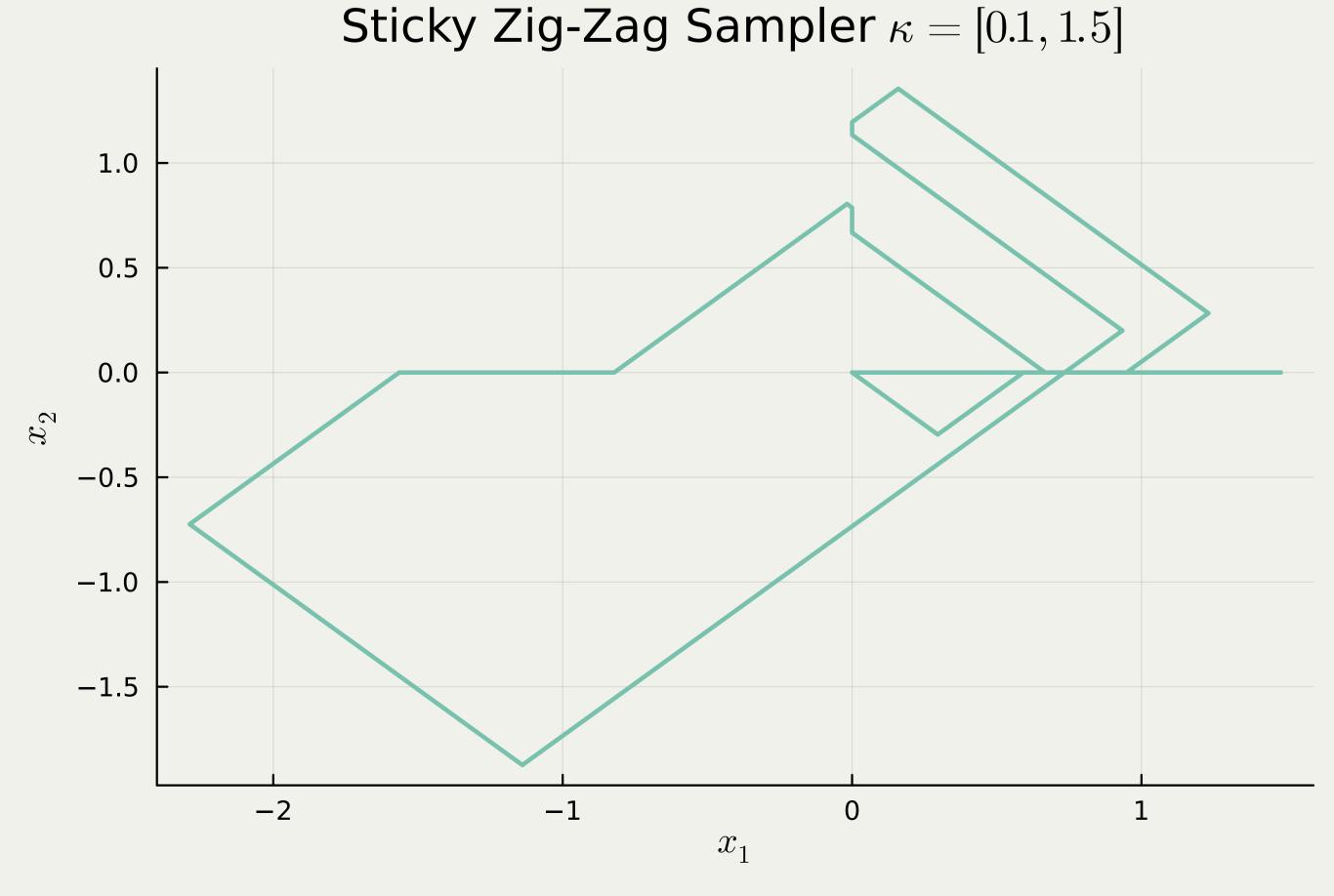


② 上界 $M^{(i)}$ を構成する: $m^{(i)}(t) \leq M^{(i)}(t), \quad t \in [0, t_{\max}]$ 

#### Poisson 剪定 (Lewis & Shedler, 1979)

$$T_1, T_2, T_3, \cdots \sim \operatorname{Pois}(M^{(i)})$$
  $\frac{m(T_1)}{M(T_1)}, \frac{m(T_2)}{M(T_2)}, \frac{m(T_3)}{M(T_3)}, \cdots$  の確率で採択  $\mathcal{T}_1, T_2, \mathcal{T}_3, \cdots \sim \operatorname{Pois}(m^{(i)})$ 

### 非絶対連続分布からのサンプリング



Bierkens, Grazzi, van der Meulen & Schauer (2023)

#### Spike-and-slab prior (Mitchell & Beauchamp, 1988)

$$p(dx) = \prod_{i=1}^{d} \left( \omega_i p_i(x_i) dx_i + (1 - \omega_i) \delta_0(dx_i) \right)$$

という形の事前分布を用いると、事後包含確率 PIP P[i] 番目の変数がモデルに入る  $P[X_i] = P[X_i] = 0$  が求まる.

$$p(x|y) dx \propto Ce^{\ell(x)} \prod_{i=1}^{d} \left( p_i(x_i) dx_i + \kappa_i^{-1} \delta_0(dx_i) \right)$$

- ③  $x_i = 0$  となった瞬間, i 番目の変数を凍結する
- ⇒ 部分空間を脱出するまでの時刻  $\tau \sim \text{Exp}(\kappa)$  を計算