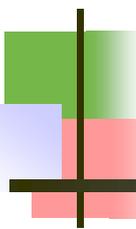


乱択の技法

2. 高度モンテカルロ法

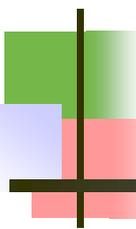
来嶋秀治

九州大学 大学院システム情報科学研究所



2. マルコフ連鎖モンテカルロ法

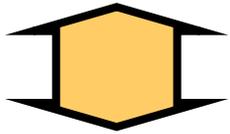
(MCMC: Markov chain Monte Carlo)



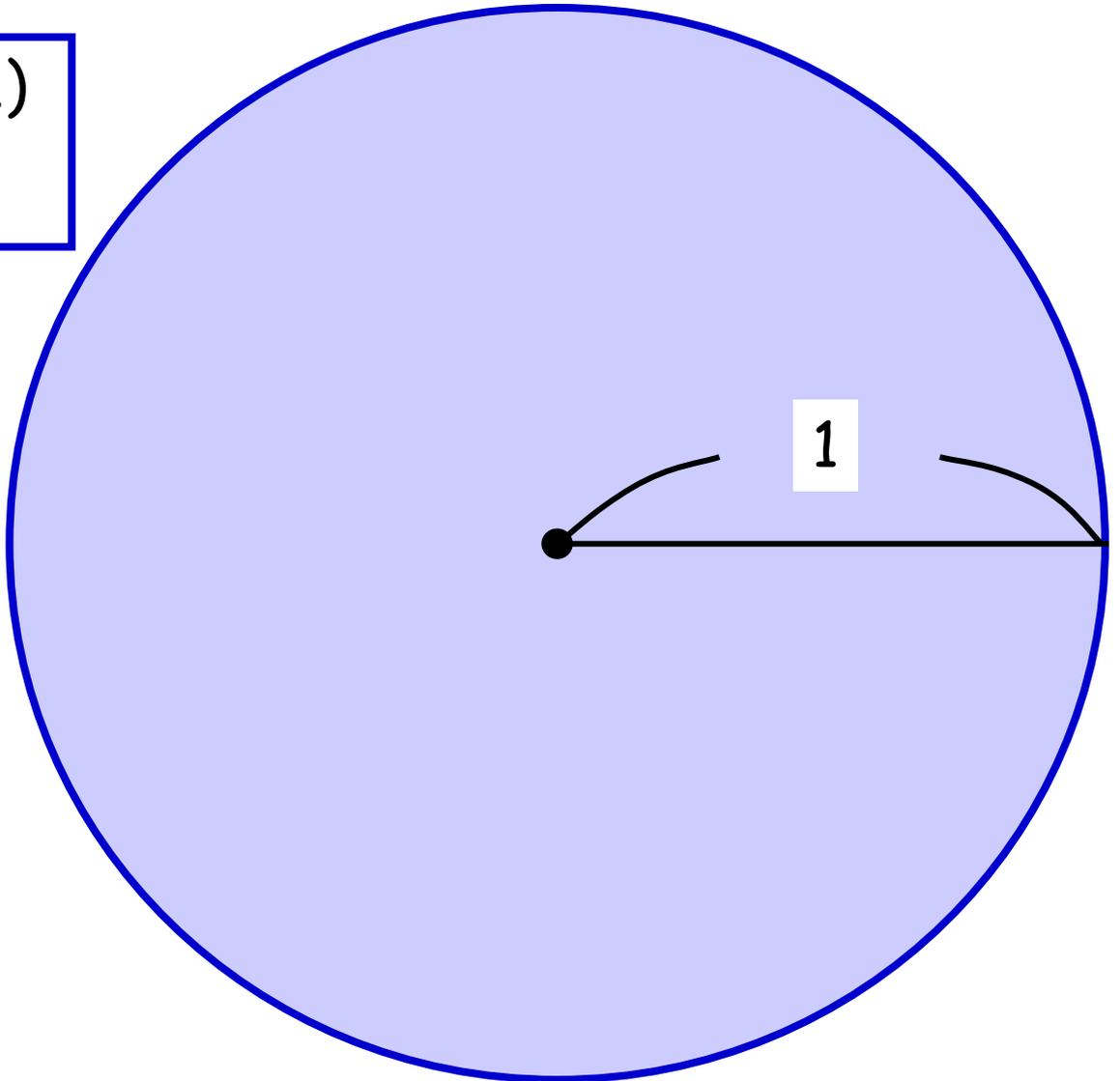
2.1. モンテカルロ法

モンテカルロ法 - 円周率の計算を例に

円周率 π の値 (=3.141...)
を求めよ。



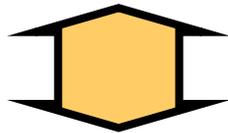
$\pi = (\text{半径}1\text{の円の面積})$



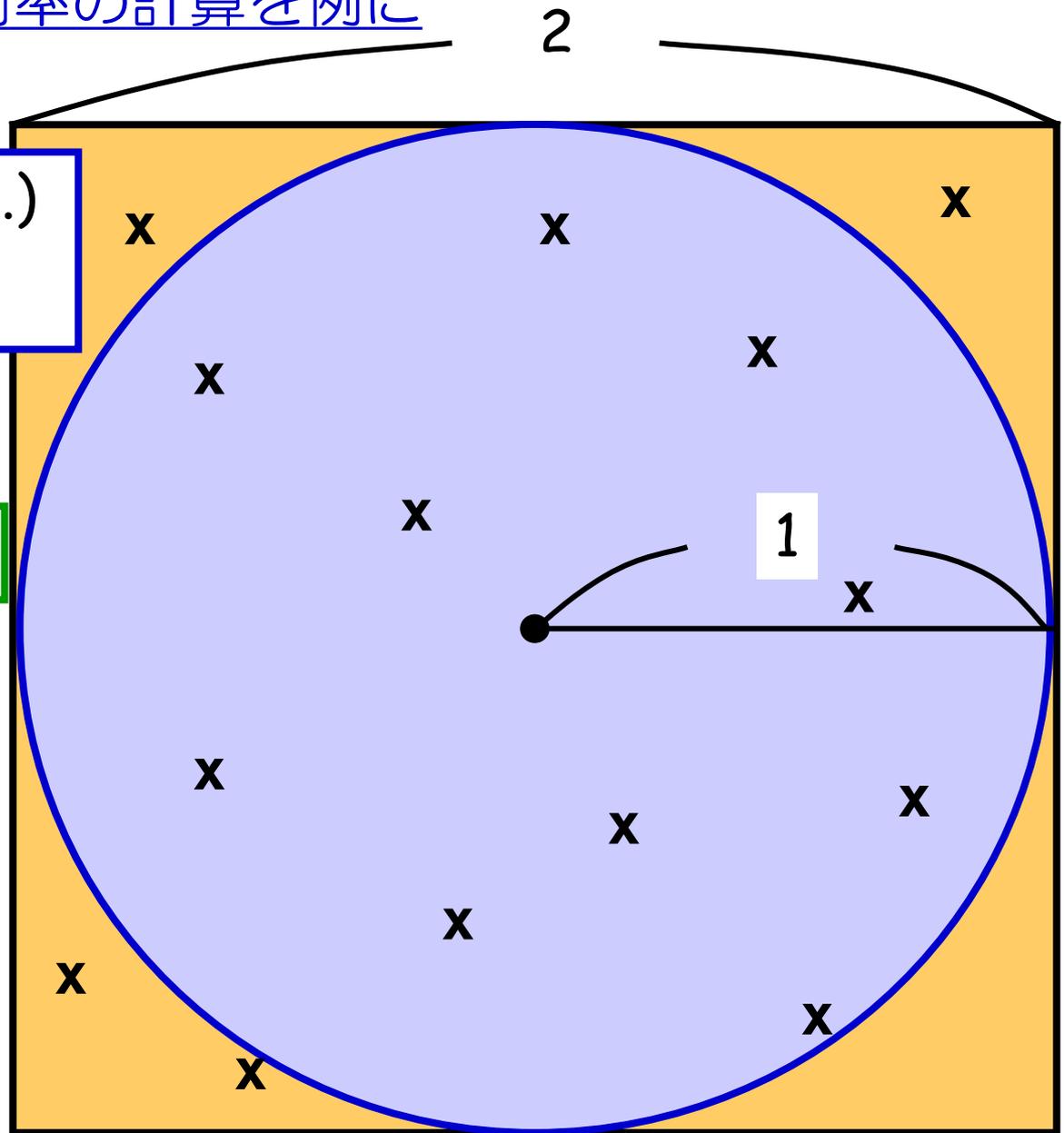
モンテカルロ法 - 円周率の計算を例に

円周率 π の値 (=3.141...)

を求めよ.

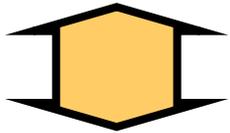


$\pi = (\text{半径}1\text{の円の面積})$



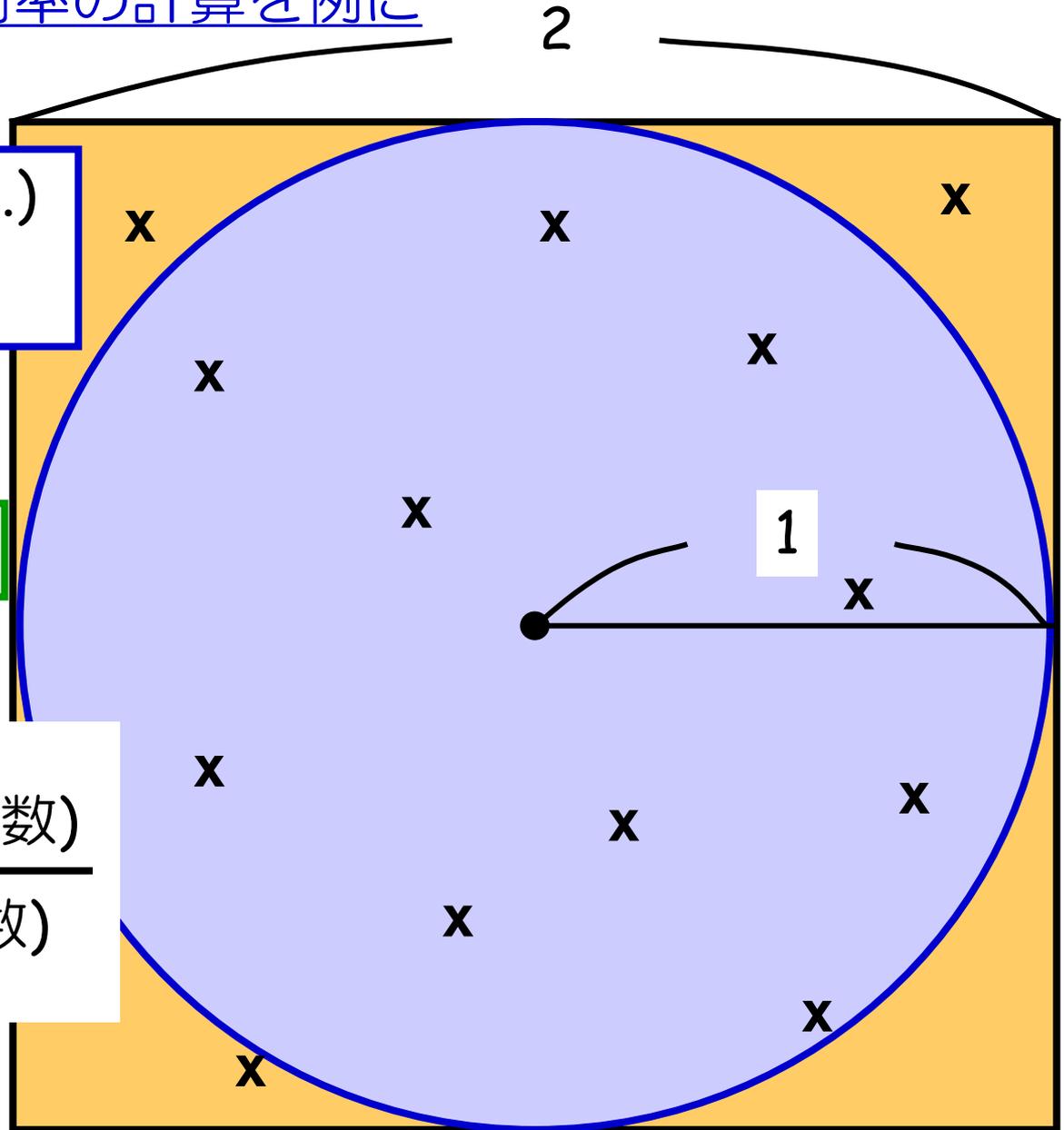
モンテカルロ法 - 円周率の計算を例に

円周率 π の値 (=3.141...) を求めよ。



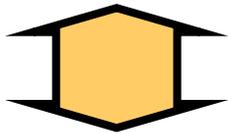
$\pi = (\text{半径1の円の面積})$

$$\pi = 4 \times \frac{(\text{円の中の点の数})}{(\text{打った点の数})}$$



モンテカルロ法 - 円周率の計算を例に

円周率 π の値 (=3.141...)
を求めよ。



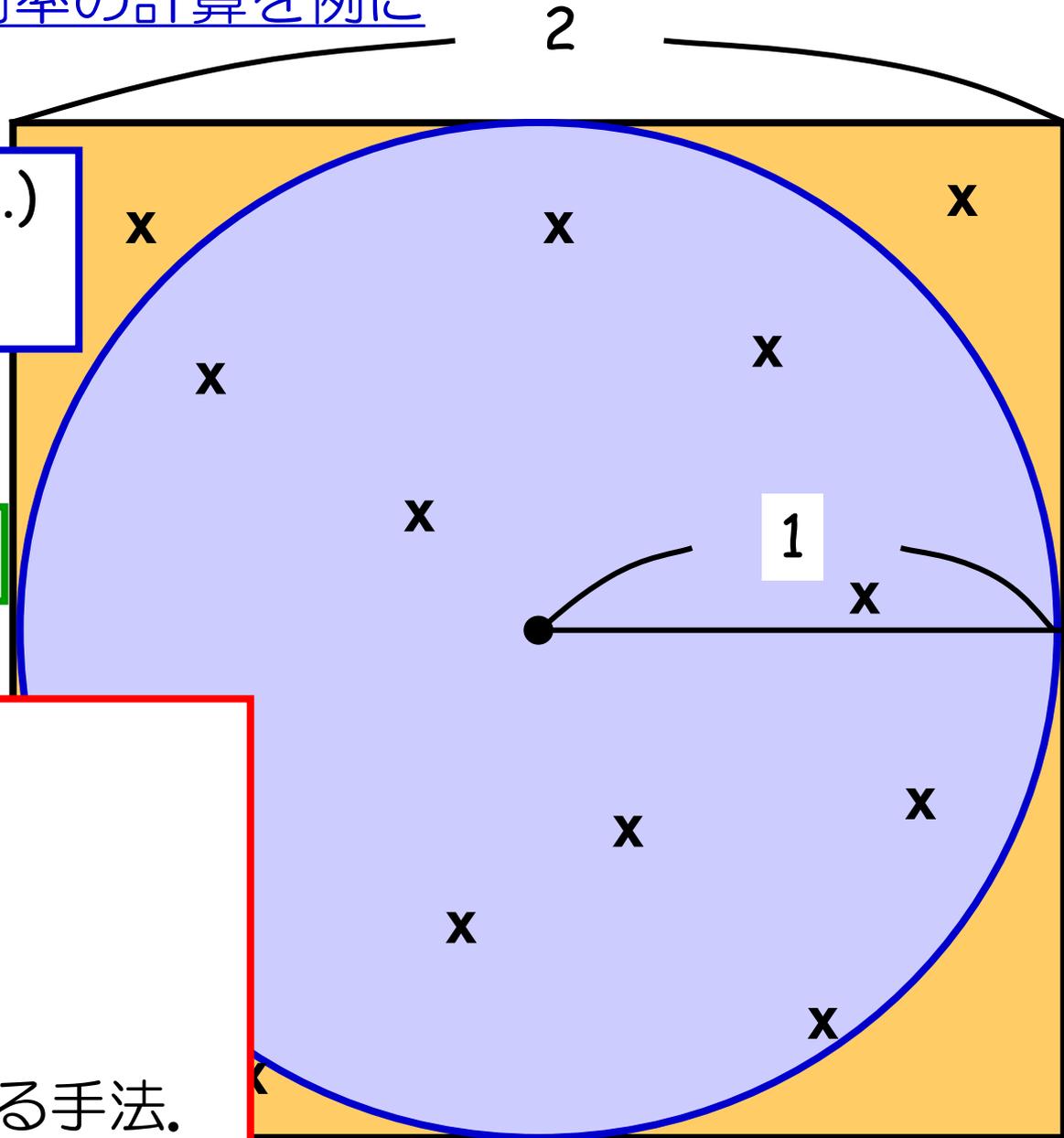
$\pi = (\text{半径}1\text{の円の面積})$

モンテカルロ法

乱数を使用して、

- ・ 比
- ・ 平均

などを近似的に計算する手法。



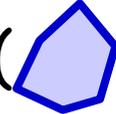
2次元領域の面積計算

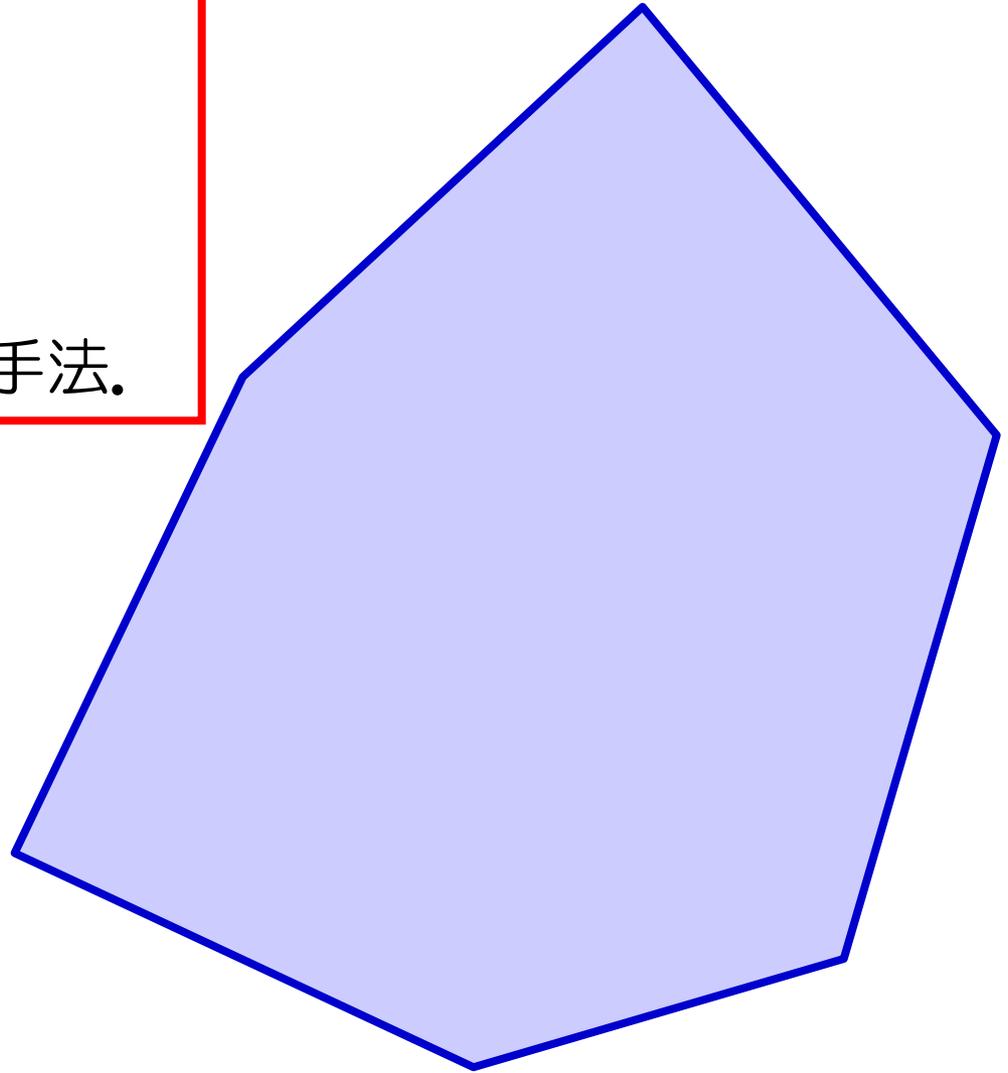
モンテカルロ法

乱数を使用して、

- ・ 比
- ・ 平均

などを近似的に計算する手法。

( の面積) =



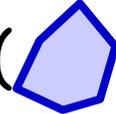
2次元領域の面積計算

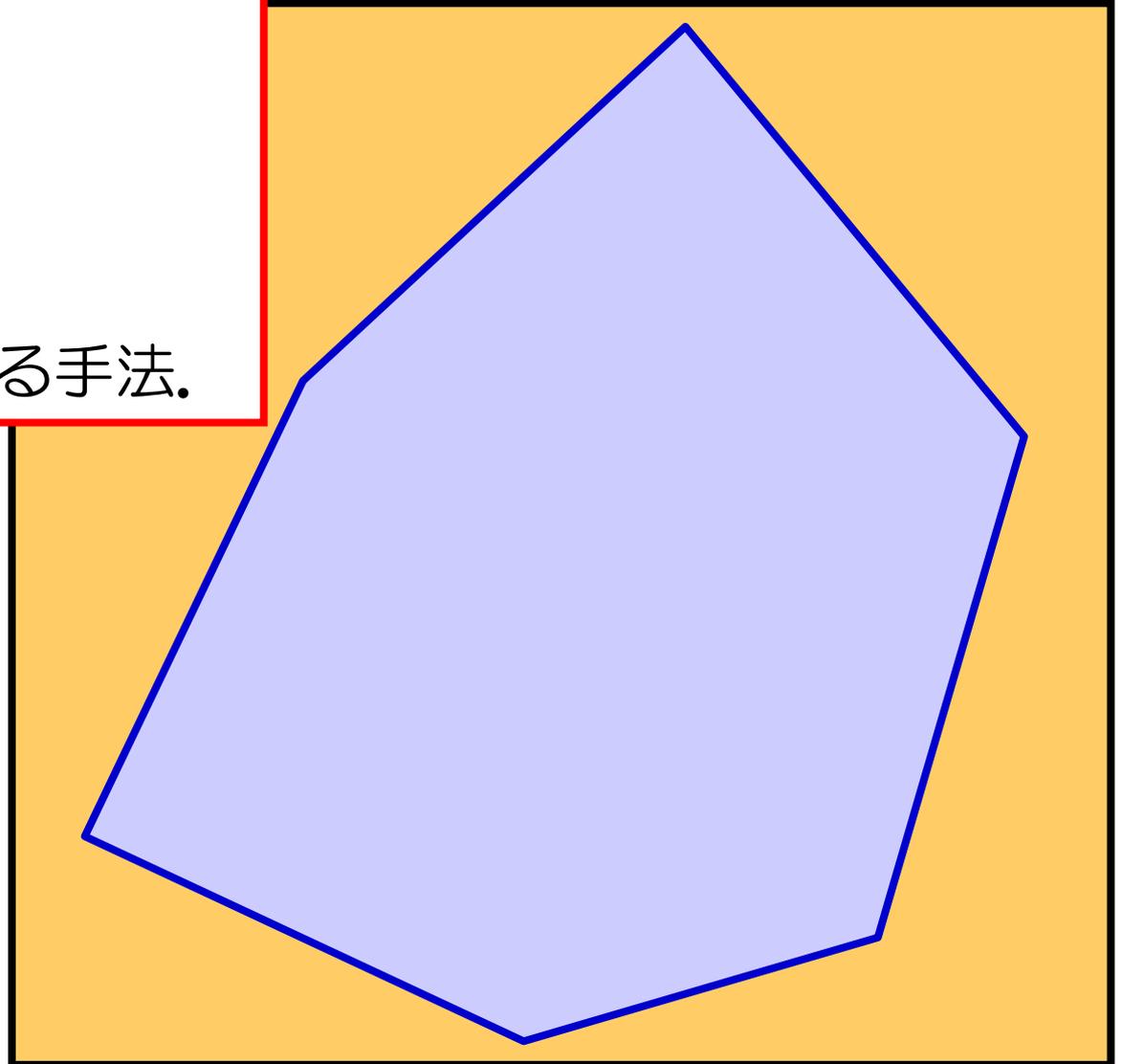
モンテカルロ法

乱数を使用して、

- ・ 比
- ・ 平均

などを近似的に計算する手法。

( の面積) =



2次元領域の面積計算

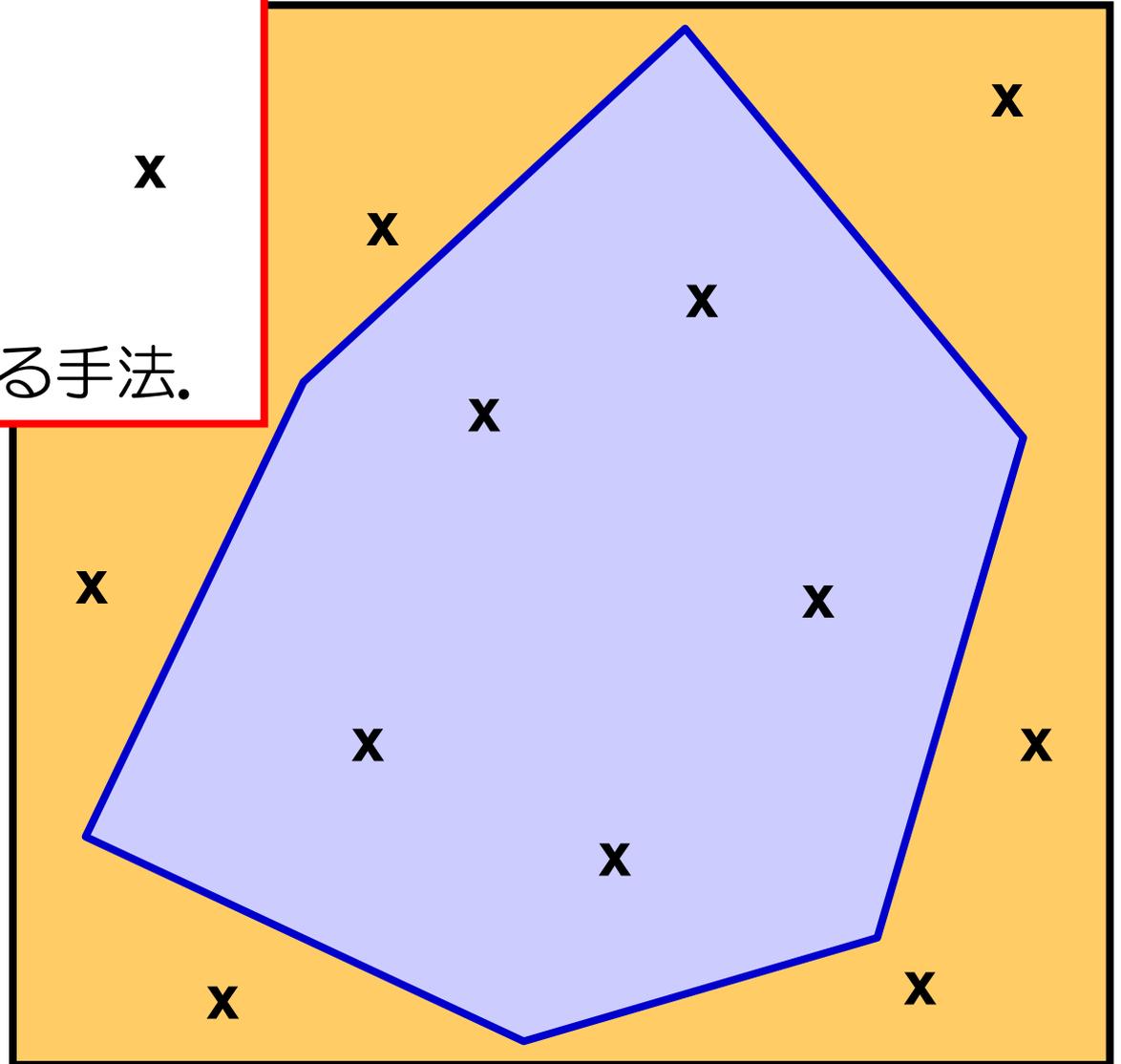
モンテカルロ法

乱数を使用して、

- ・ 比
- ・ 平均

などを近似的に計算する手法。

( の面積) =



2次元領域の面積計算

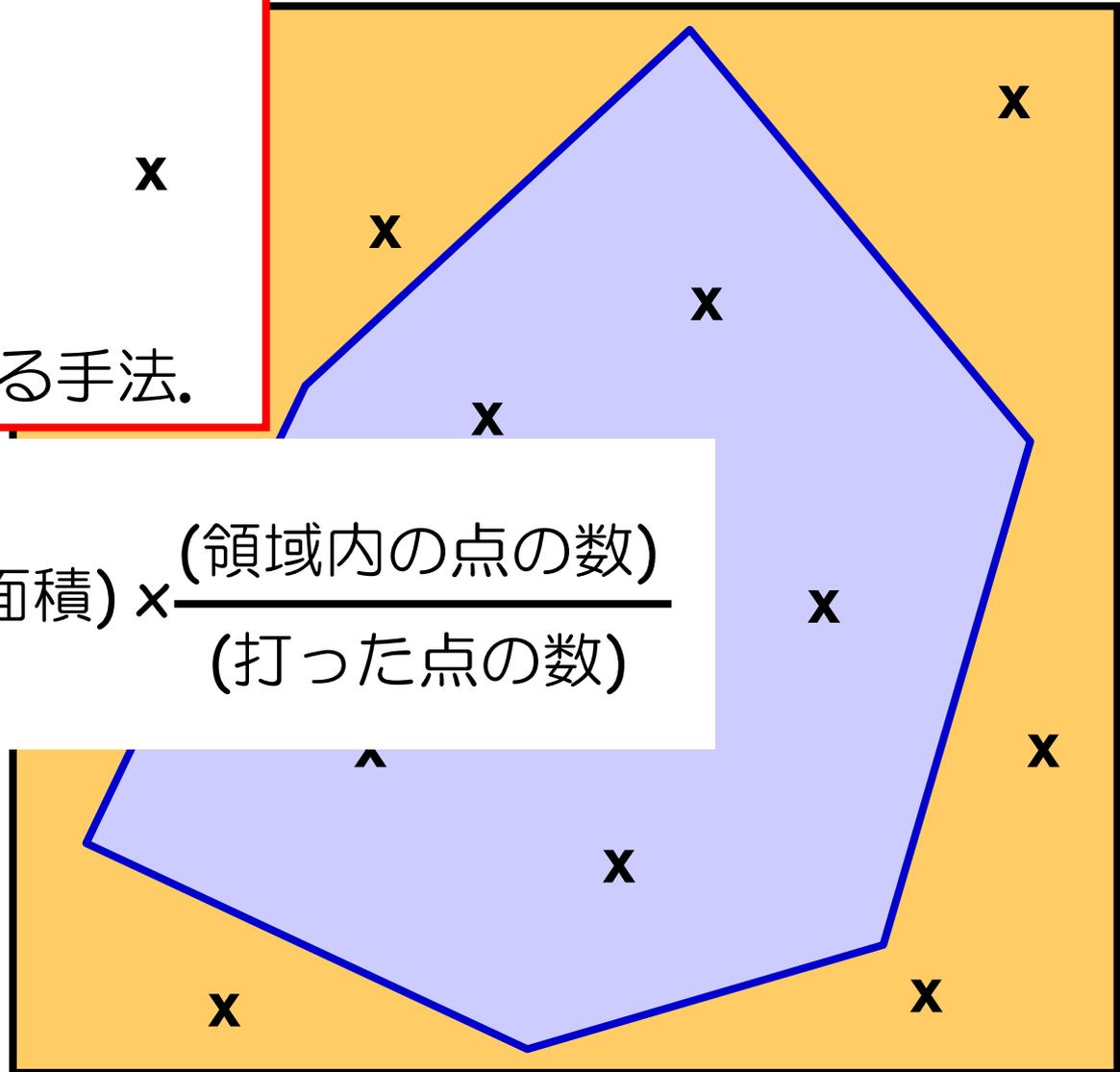
モンテカルロ法

乱数を使用して、

- ・ 比
- ・ 平均

などを近似的に計算する手法。

$$(\text{多角形の面積}) = (\text{正方形の面積}) \times \frac{(\text{領域内の点の数})}{(\text{打った点の数})}$$



2次元領域の面積計算

モンテカルロ法

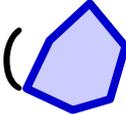
乱数を使用して、

- ・ 比
- ・ 平均

などを近似的に計算する手法。

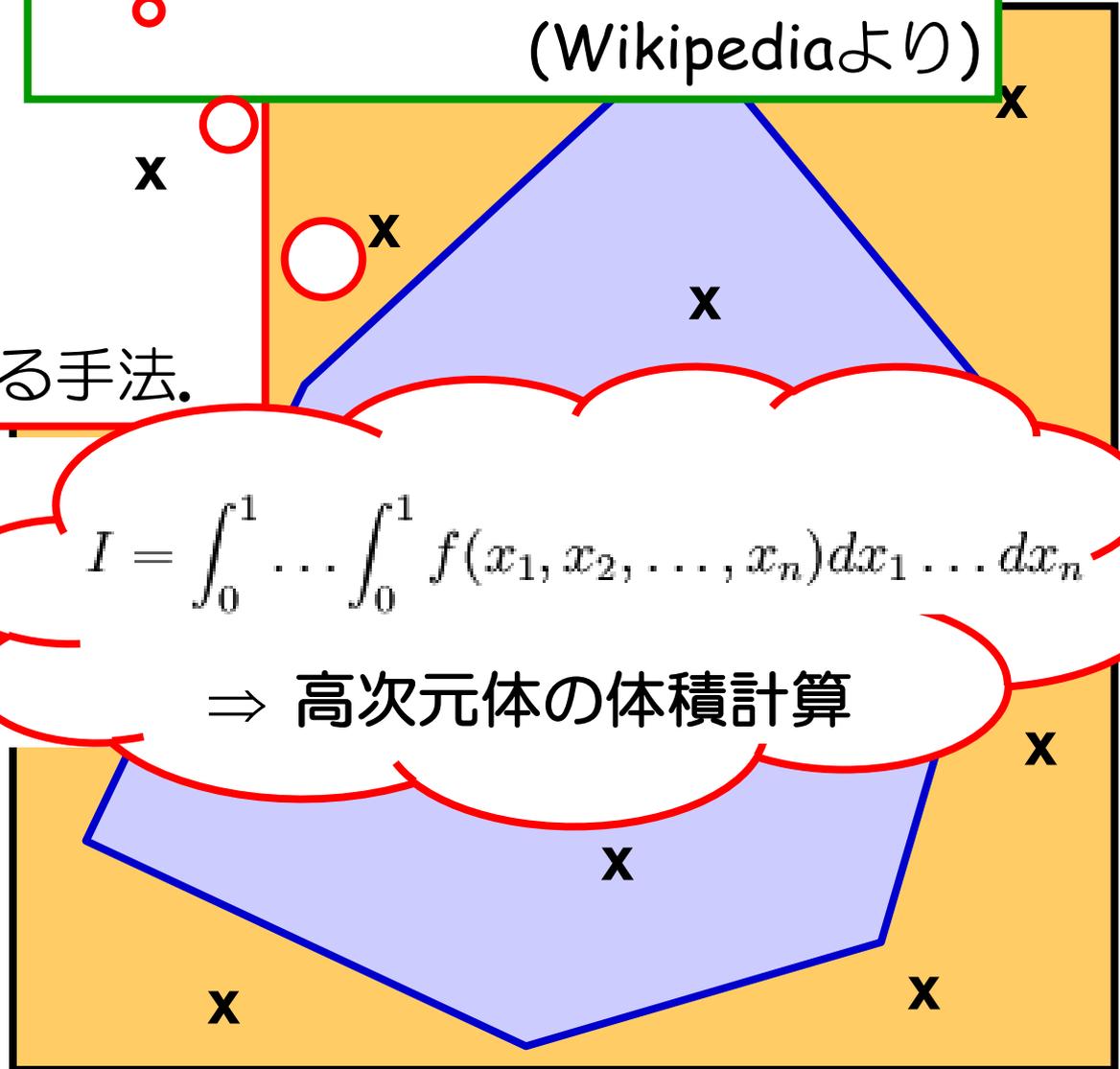
重積分に強いという特徴がある。

(Wikipediaより)

( の面積) = ( の

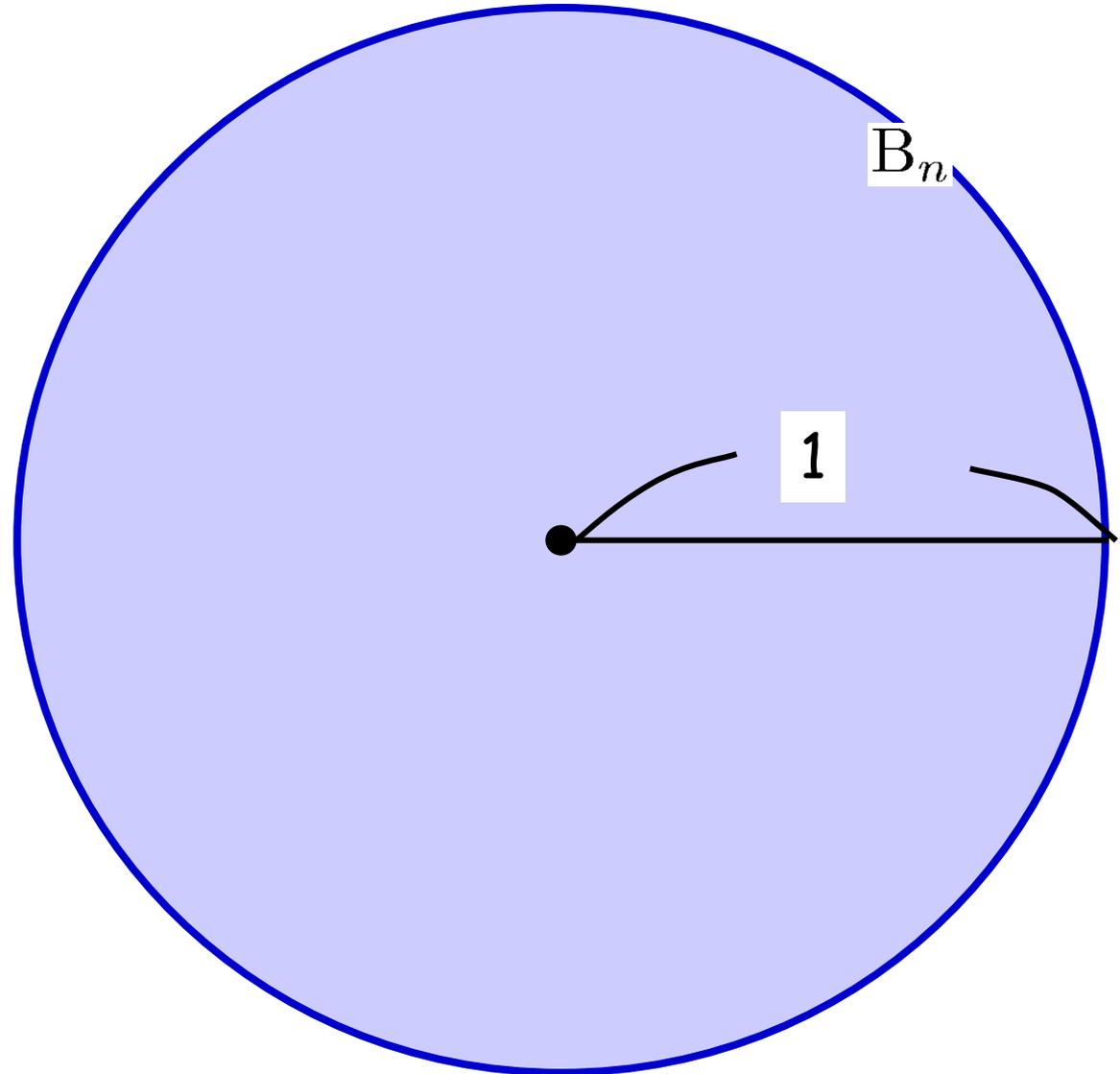
$$I = \int_0^1 \cdots \int_0^1 f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n$$

⇒ 高次元体の体積計算



高次元の呪い - 球を例に

n 次元球 B_n の体積

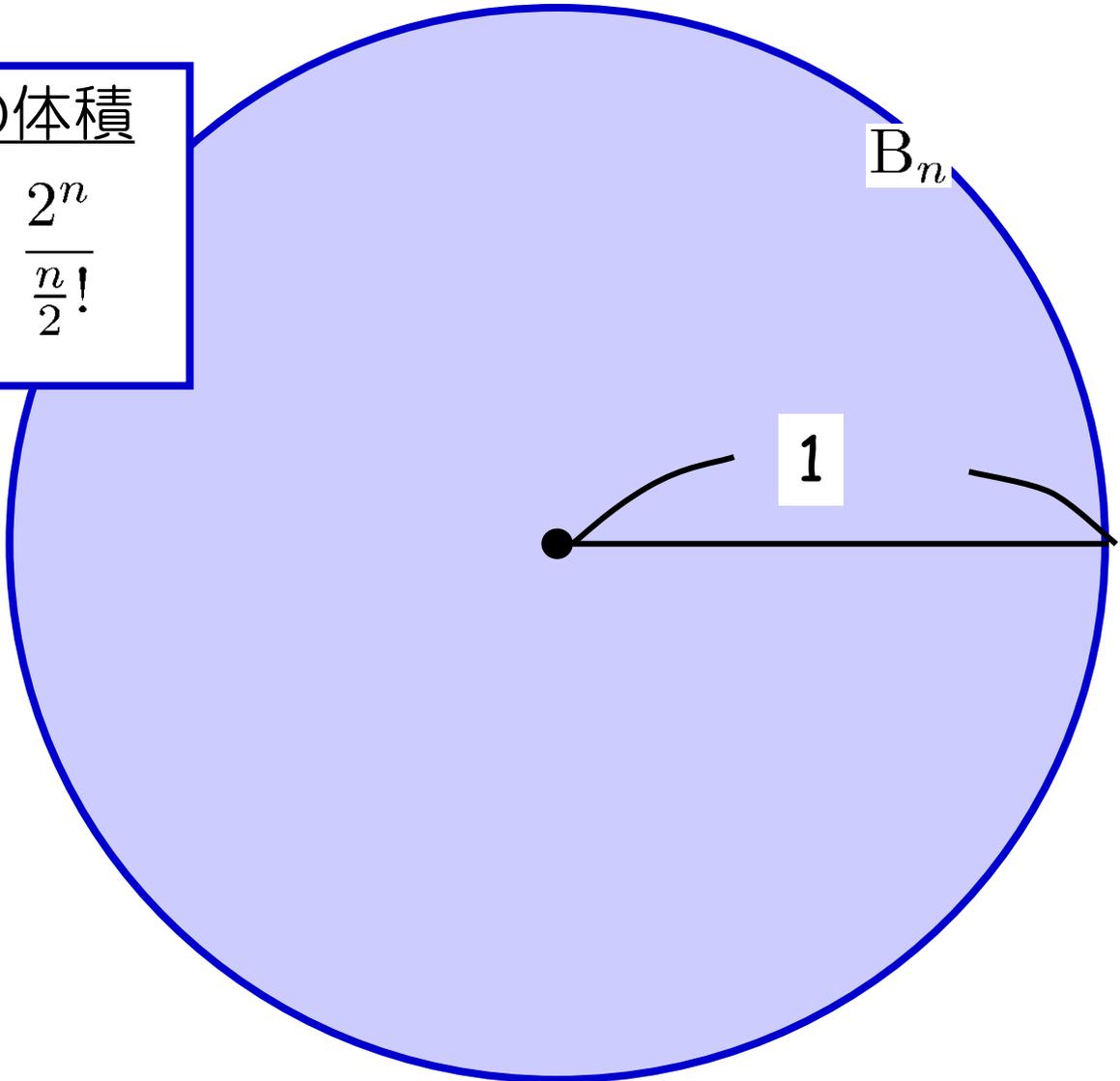


高次元の呪い - 球を例に

n 次元球 B_n の体積

n 次元ユークリッド球の体積

$$V(B_n) = \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} < \frac{2^n}{\frac{n}{2}!}$$



高次元の呪い - 球を例に

n次元球 B_n の体積

n次元ユークリッド球の体積

$$V(B_n) = \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} < \frac{2^n}{\frac{n}{2}!}$$

C_n 上の一様ランダムな点が B_n に入る確率

$$\frac{V(B_n)}{V(C_n)} = \frac{V(B_n)}{2^n} < \frac{1}{\frac{n}{2}!}$$

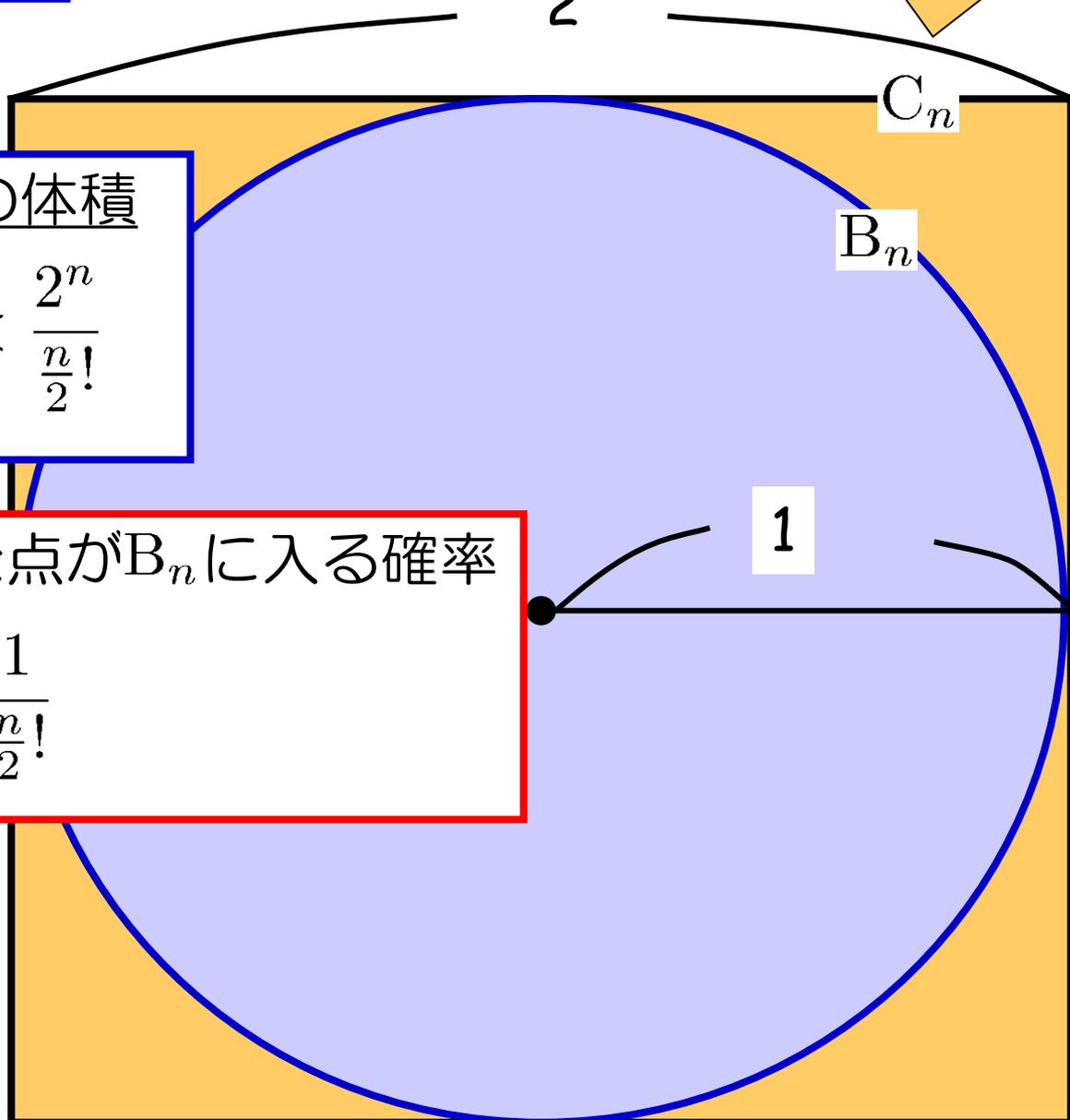
外接n次元超立方体

2

C_n

B_n

1



外接n次元超立方体

高次元の呪い - 球を例に

n次元球 B_n の体積

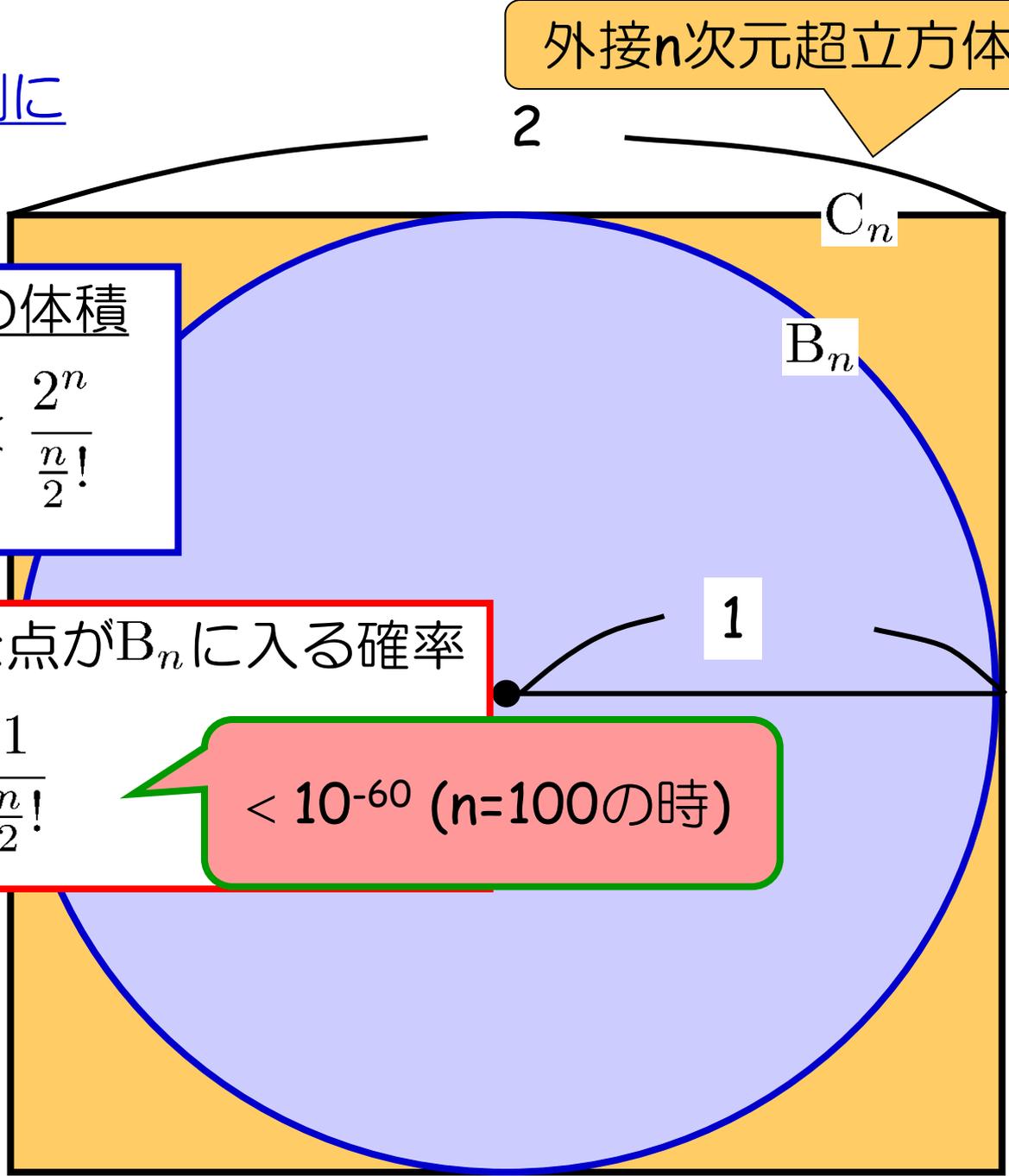
n次元ユークリッド球の体積

$$V(B_n) = \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} < \frac{2^n}{\frac{n}{2}!}$$

C_n 上の一様ランダムな点が B_n に入る確率

$$\frac{V(B_n)}{V(C_n)} = \frac{V(B_n)}{2^n} < \frac{1}{\frac{n}{2}!}$$

$< 10^{-60}$ (n=100の時)



高次元の呪い - 球を例に

n 次元球 B_n の体積

n 次元ユークリッド球の体積

$$V(B_n) = \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} < \frac{2^n}{\frac{n}{2}!}$$

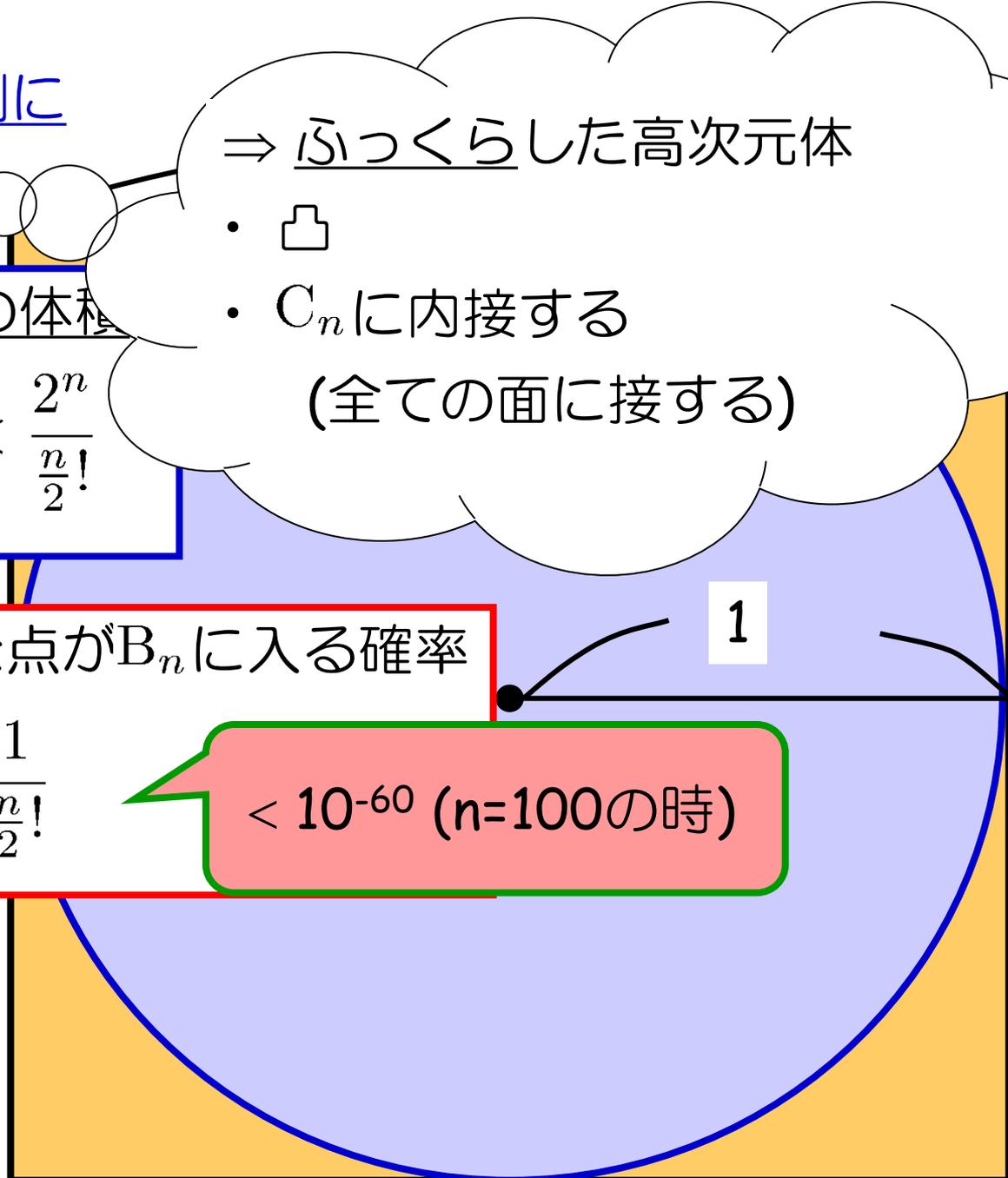
⇒ ふっくらした高次元体

- 
- C_n に内接する
(全ての面に接する)

C_n 上の一様ランダムな点が B_n に入る確率

$$\frac{V(B_n)}{V(C_n)} = \frac{V(B_n)}{2^n} < \frac{1}{\frac{n}{2}!}$$

$< 10^{-60}$ ($n=100$ の時)



高次元の呪い - 球を例に

n次元球 B_n の体積

n次元ユークリッド球の体積

$$V(B_n) = \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} < \frac{2^n}{\frac{n}{2}!}$$

⇒ ふっくらした高次元体

- 
- C_n に内接する
(全ての面に接する)

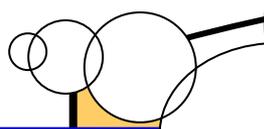
C_n 上の一様ランダムな点が B_n に入る確率

$$\frac{V(B_n)}{V(C_n)} = \frac{V(B_n)}{2^n} < \frac{1}{\frac{n}{2}!}$$

$< 10^{-60}$ (n=100の時)

⇒ (素朴なモンテカルロ法では)

多項式時間での(近似)体積計算は困難!



1



数え上げ, 積分の計算困難性

n 次元凸体の体積の計算 \Rightarrow #P困難

#P: 数え上げ問題に対する
計算量クラス.

#P困難 \subset NP困難

数え上げ，積分の計算困難性

n次元凸体の体積の計算 => #P困難

乱択近似
(randomized approximation)

#P: 数え上げ問題に対する
計算量クラス。
#P困難 \subset NP困難

FPRAS (Fully Polynomial-time Randomized Approximation Scheme)
(全多項式時間乱択近似計算法)

A: 真の値

Z: 近似値

$$\Pr \left[\frac{|Z - A|}{A} \leq \varepsilon \right] \geq 1 - \delta$$

cf. FPTAS

数え上げ，積分の計算困難性

n次元凸体の体積の計算 => #P困難

乱択近似
(randomized approximation)

#P: 数え上げ問題に対する
計算量クラス。
#P困難 \subset NP困難

FPRAS (Fully Polynomial-time Randomized Approximation Scheme)
(全多項式時間乱択近似計算法)

A: 真の値
Z: 近似値

$$\Pr \left[\frac{|Z - A|}{A} \leq \varepsilon \right] \geq 1 - \delta$$

cf. FPTAS

MCMC法による解決

マルコフ連鎖を用いたランダム生成法 + モンテカルロ法

閑話休題

2.2. マルコフ連鎖を用いたランダム生成法

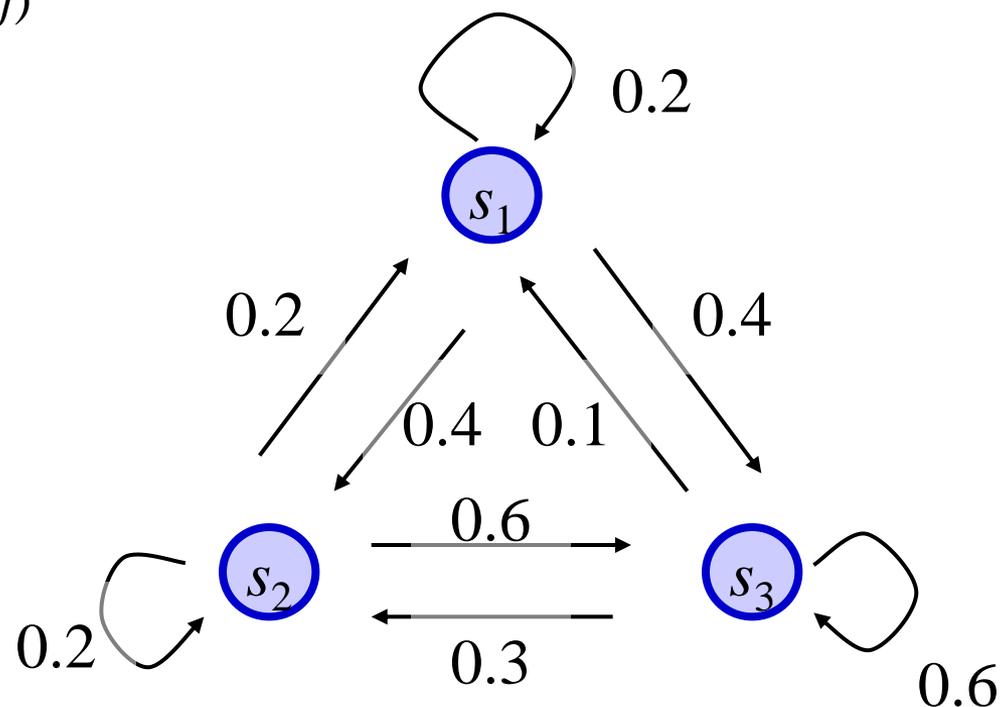
マルコフ連鎖の定常分布

- マルコフ連鎖 M (エルゴード的)

- 状態空間: Ω (有限)

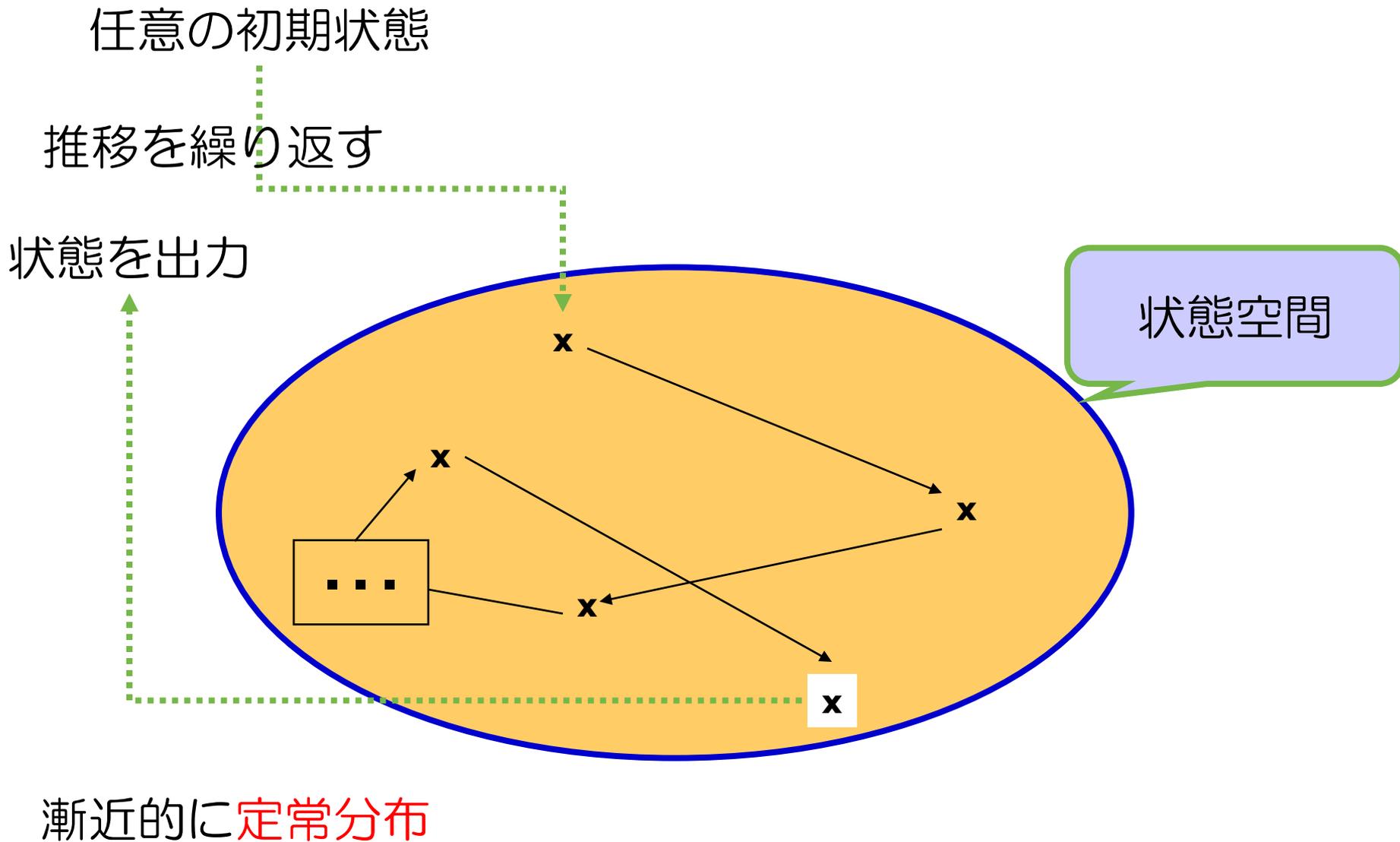
- 推移規則: 推移確率行列 P によって推移する

$$P_{ij} = \Pr(\text{推移 } i \rightarrow j) = P(i, j)$$



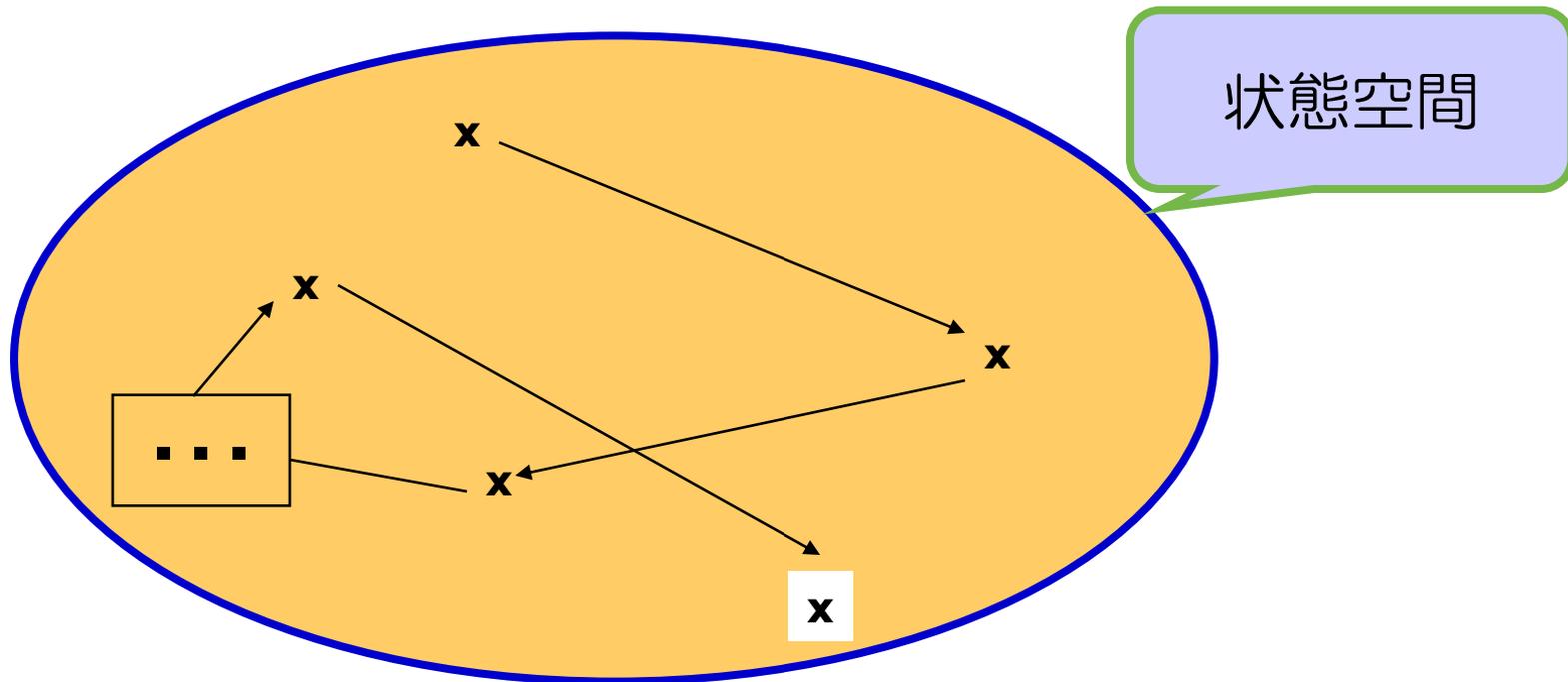
状態遷移図

マルコフ連鎖の極限分布

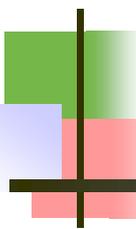


「マルコフ連鎖を用いたサンプリング法」のアイデア

1. 目的の分布を定常分布にもつマルコフ連鎖を設計する。
2. 十分な回数推移させて、定常分布からサンプリングする。



漸近的に定常分布



2.3. 高次元凸体の体積計算

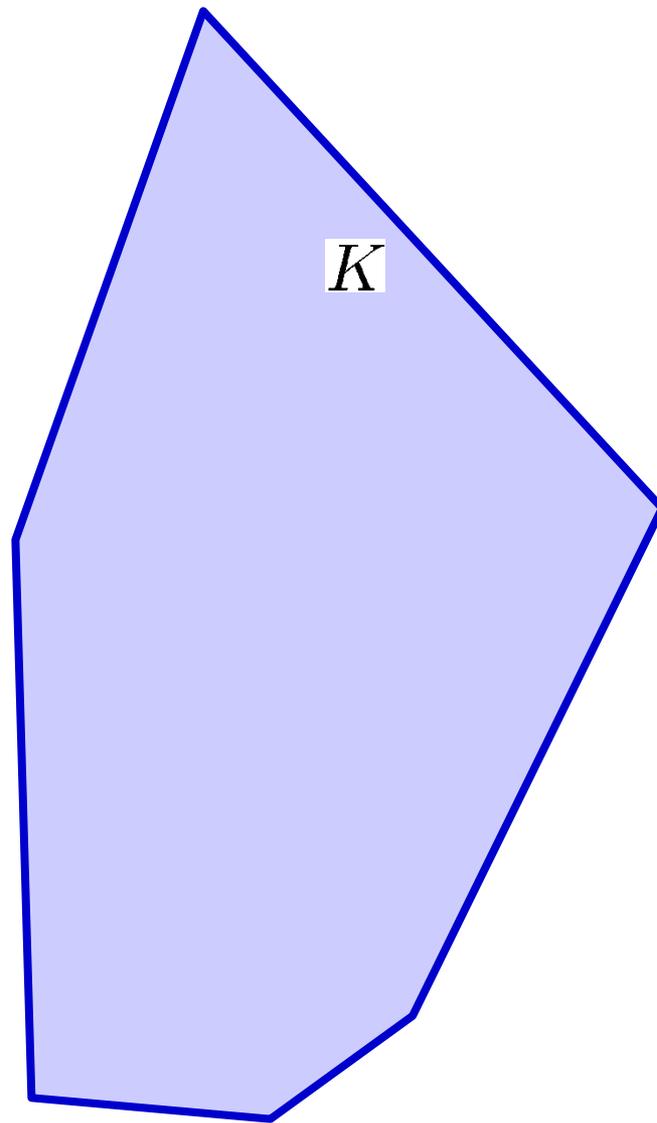
[Dyer, Frieze, Kannan 1991]

再帰的なモンテカルロ法

問題: 高次元凸体の体積計算

K : n 次元凸体

体積 $V(K)$ を計算



仮定: ふっくらとした凸体

K : n 次元凸体

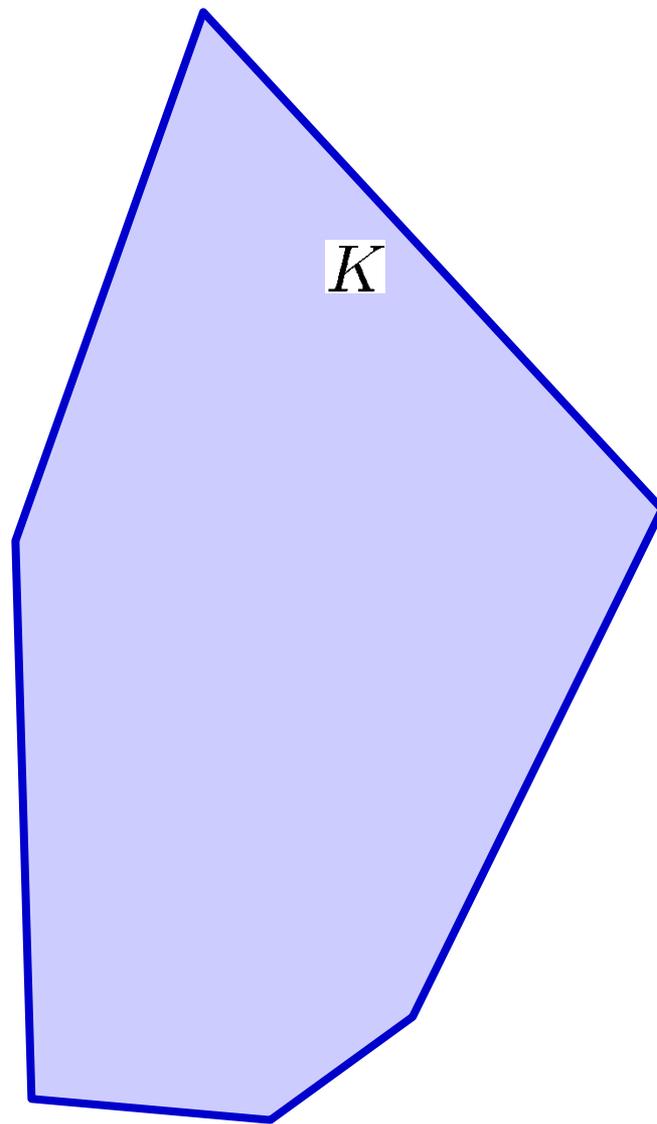
体積 $V(K)$ を計算

仮定

K はふっくらとしている

$$B_n(\mathbf{0}, R) \subseteq K \subseteq B_n(\mathbf{0}, R)$$

$$\left[R = O(n^c) \right]$$



仮定: ふっくらとした凸体

K : n 次元凸体

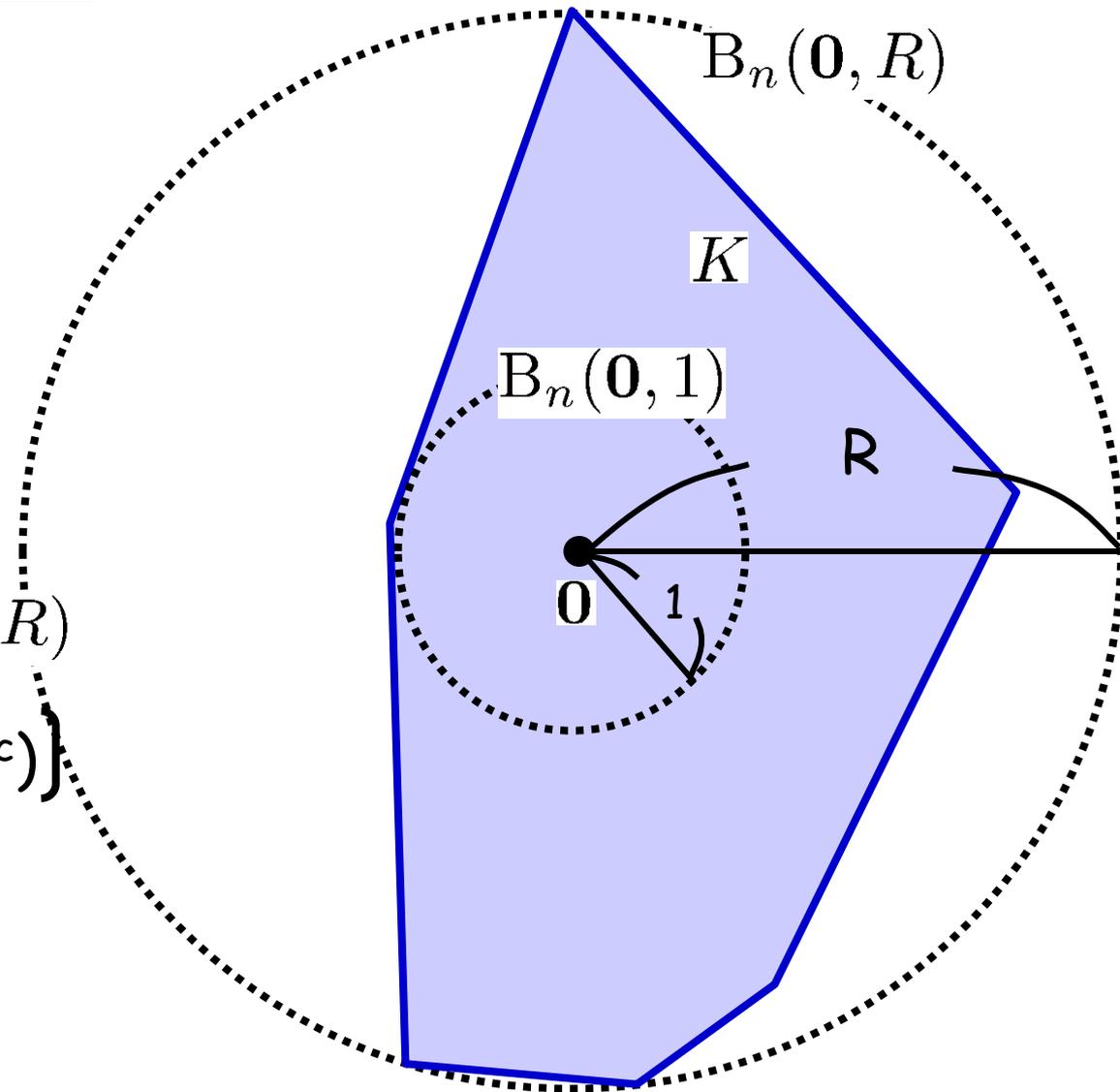
体積 $V(K)$ を計算

仮定

K はふっくらとしている

$$B_n(\mathbf{0}, R) \subseteq K \subseteq B_n(\mathbf{0}, R)$$

$$\left[R = O(n^c) \right]$$



K上の一様ランダム生成 - Ball walk

Bal-walk

X: 現在の点

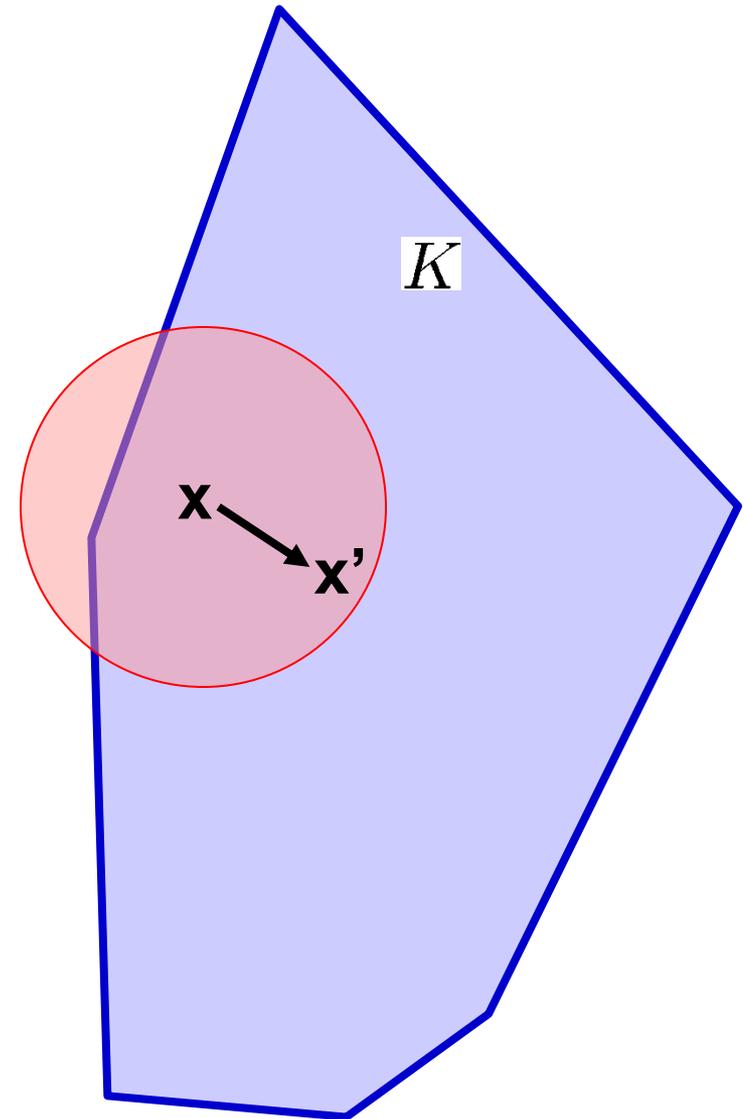
X': 次の時刻の点

Step 1.

$Y : B_n(X, a)$ 中の
一様ランダムな点を選ぶ。

Step 2.

$$X' = \begin{cases} Y & (Y \in K) \\ X & (Y \notin K) \end{cases}$$



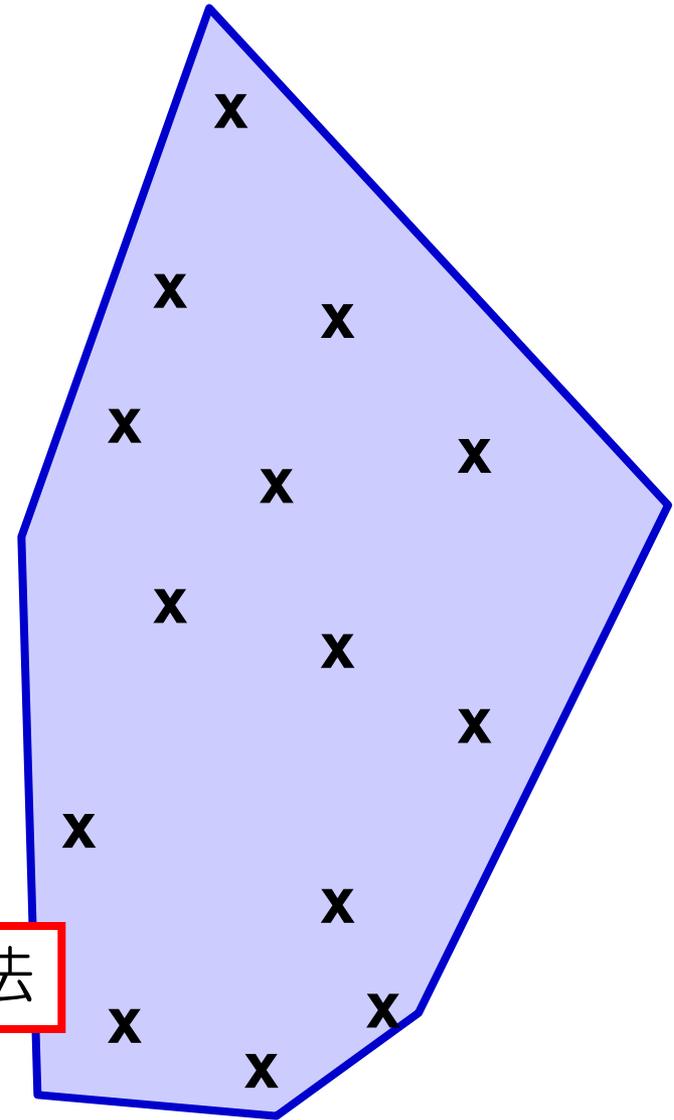
定常分布はK上の一様分布

K上の一様ランダム生成

(いっくらとした凸体に対して)
Ball-walkを用いて,
一様ランダムサンプリング可能

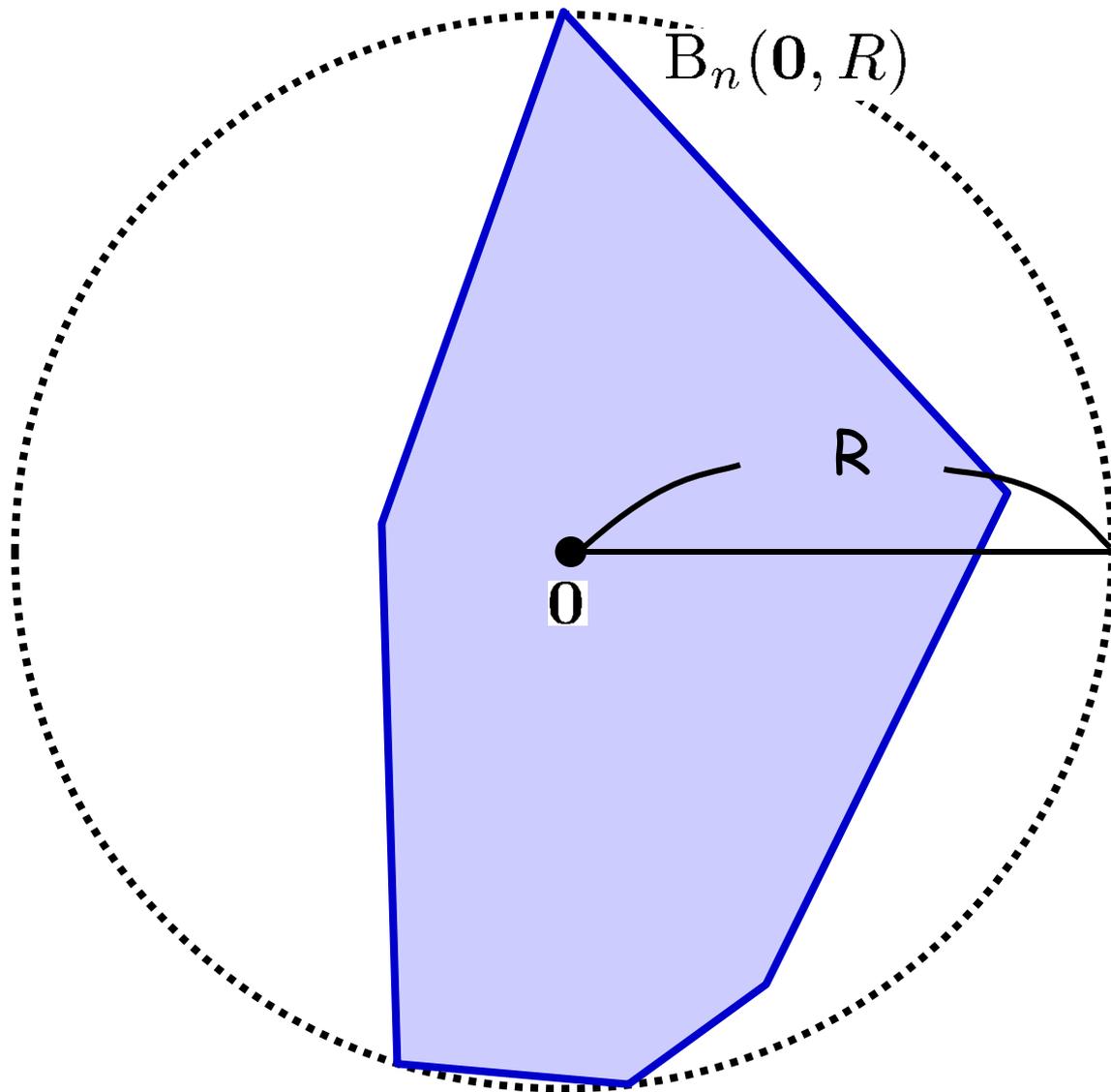
どうやって,
体積を計算するのか?

再帰的アルゴリズム + モンテカルロ法



再帰のアイデア

K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

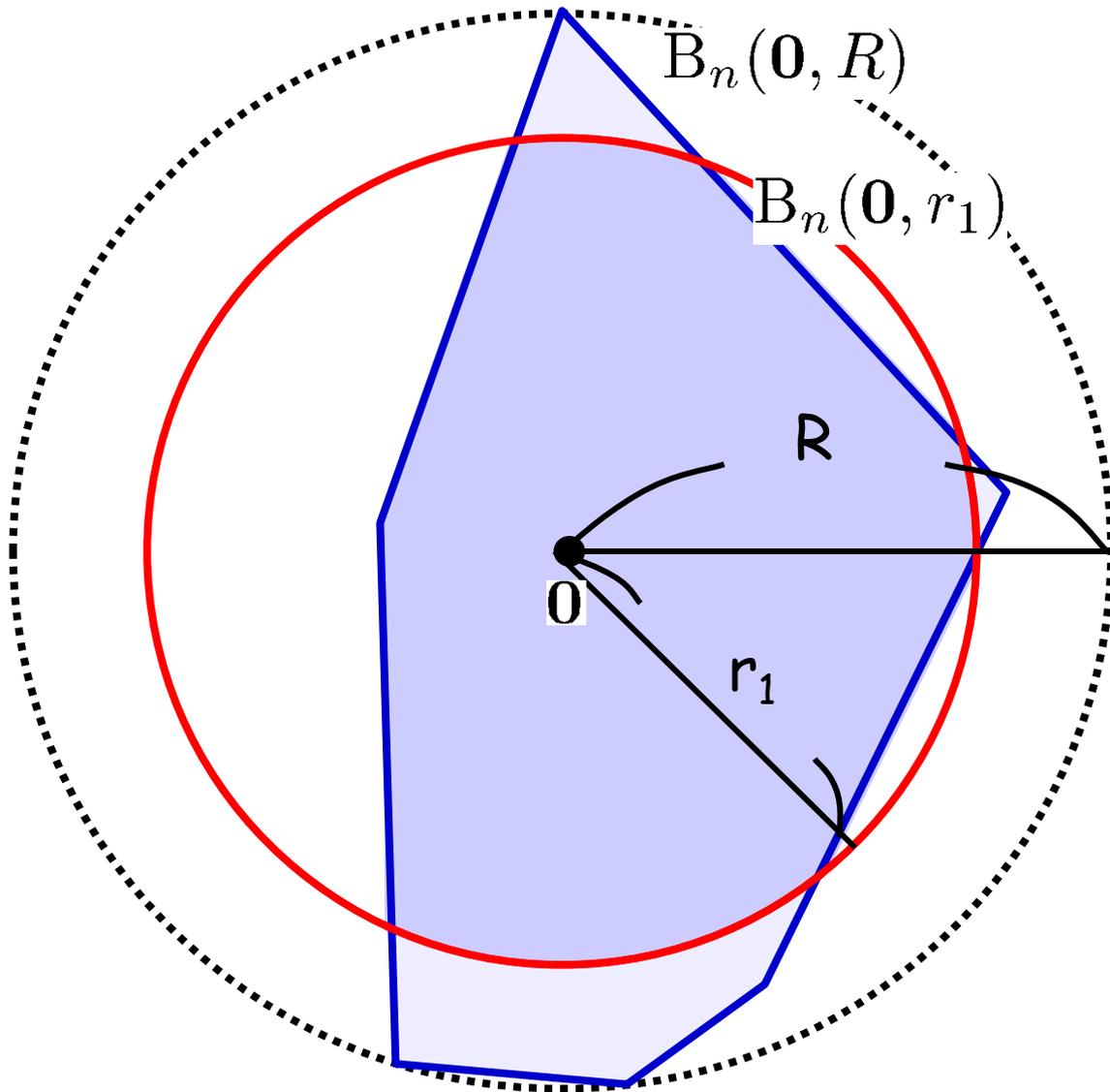


再帰のアイデア

K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

$$K_1 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_1)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot V(K_1)$$



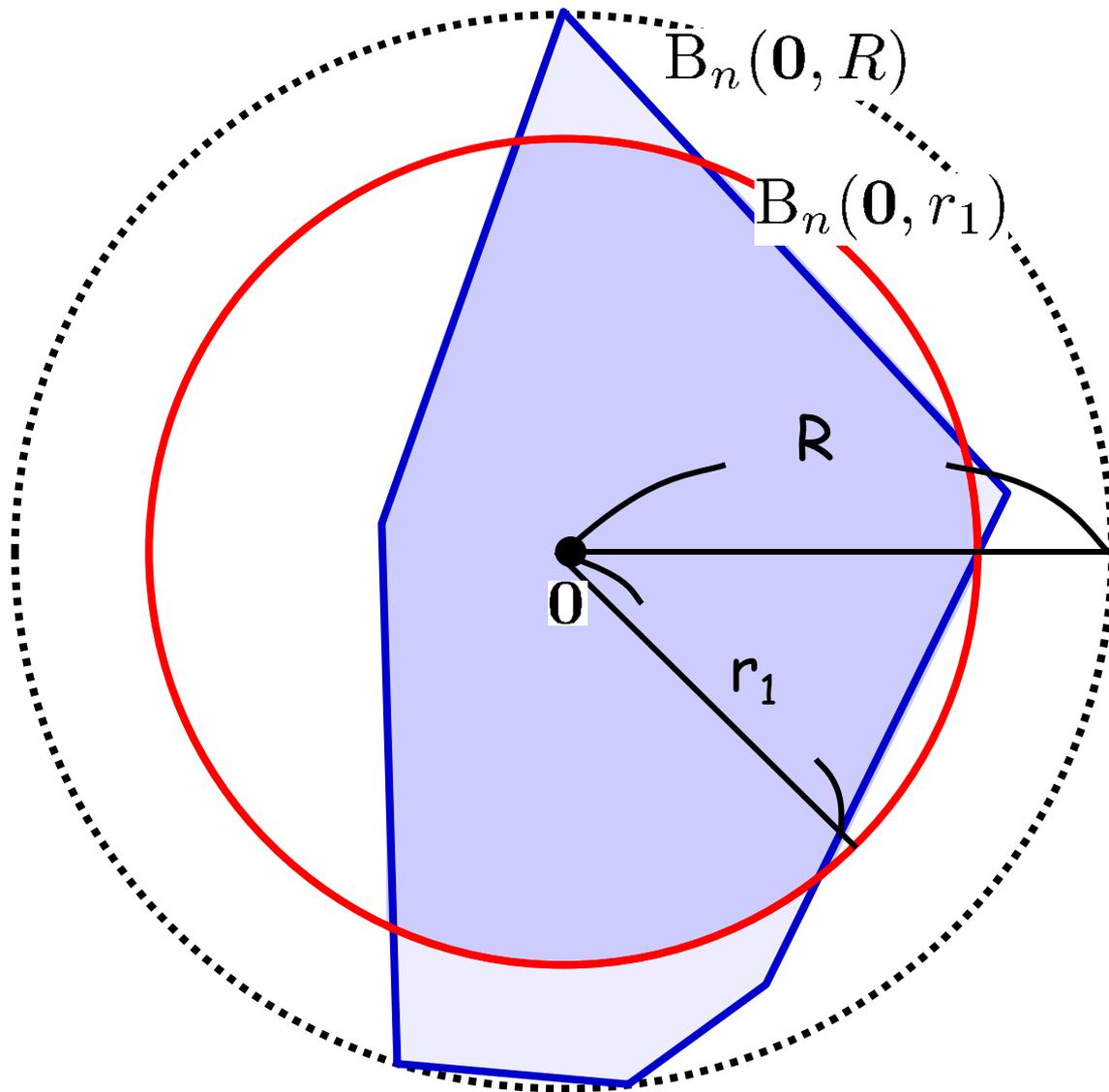
再帰のアイデア

K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

$$K_1 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_1)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot V(K_1)$$

↑
モンテカルロ法で計算



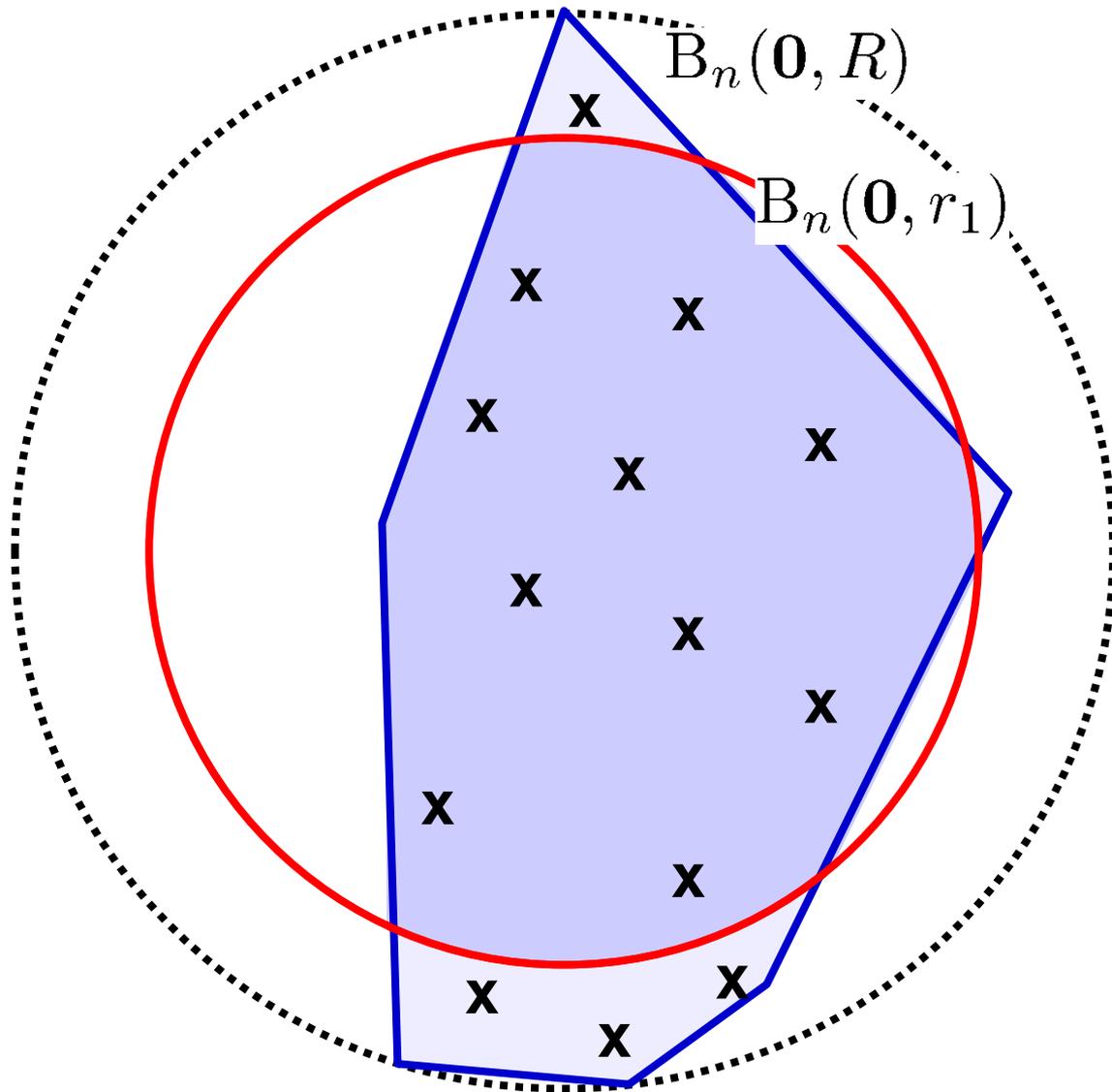
再帰のアイデア

K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

$$K_1 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_1)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot V(K_1)$$

↑
モンテカルロ法で計算



再帰のアイデア

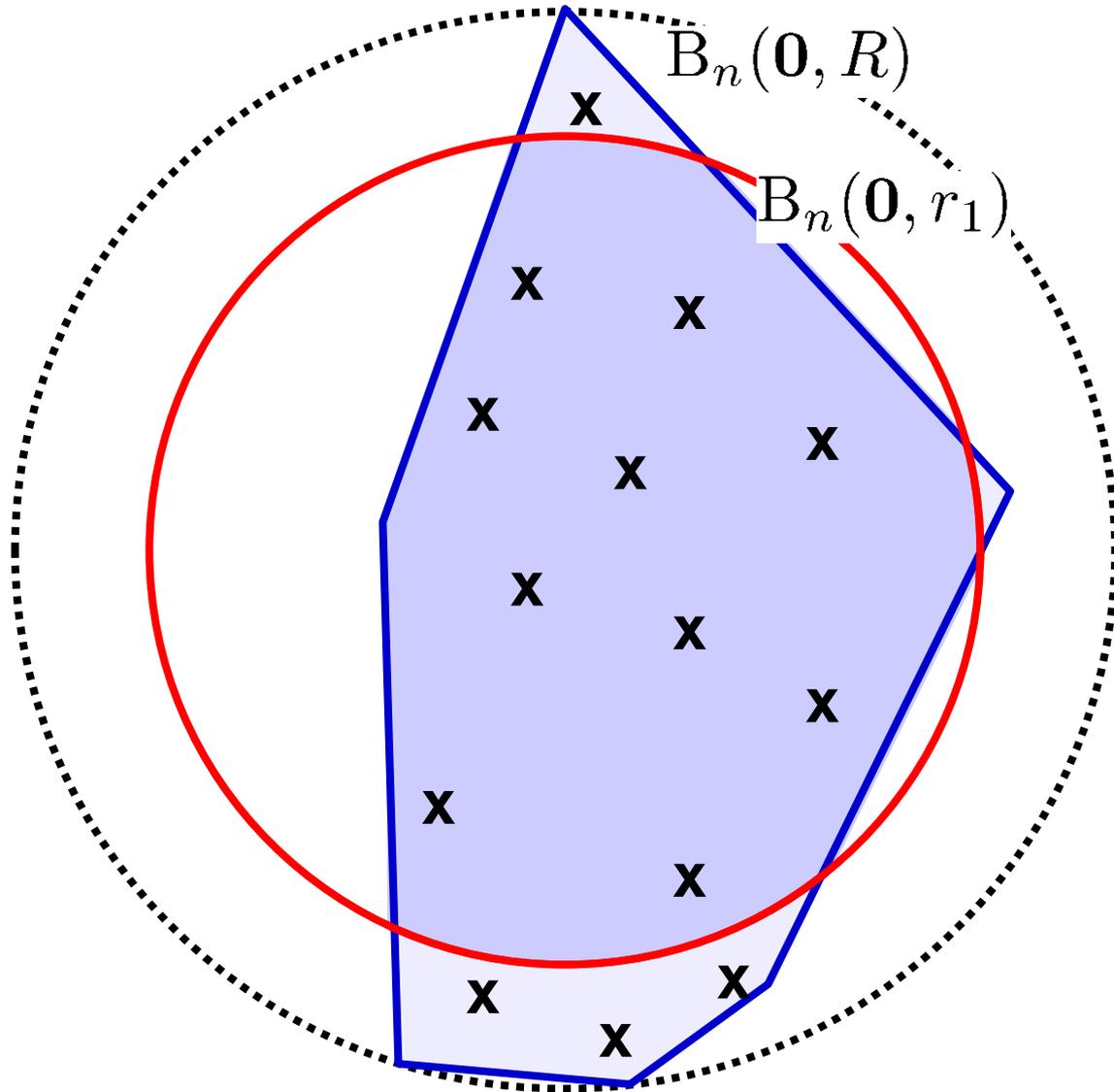
K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

$$K_1 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_1)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot V(K_1)$$

↑
モンテカルロ法で計算

K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算



再帰のアイデア

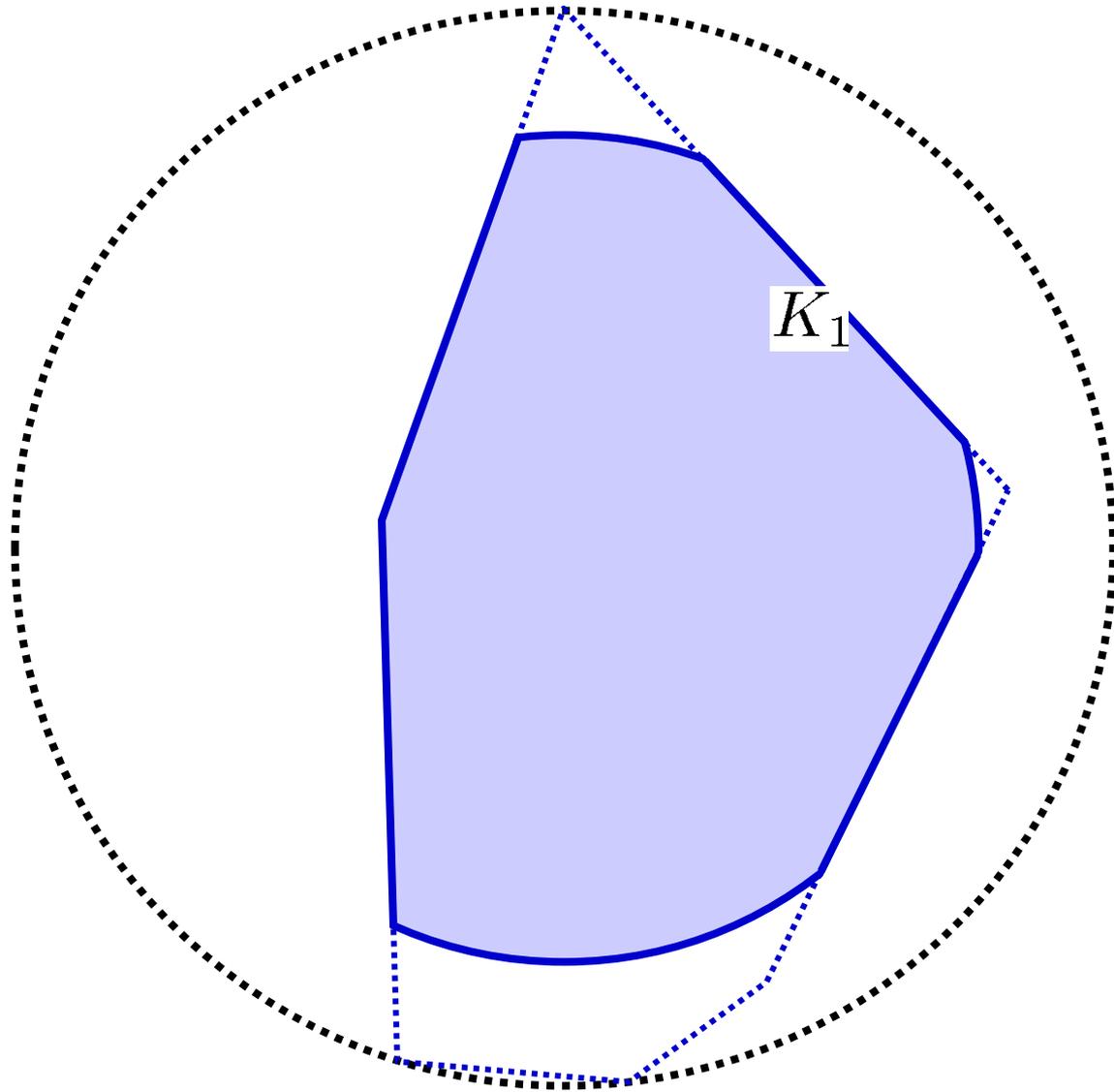
K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

$$K_1 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_1)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot V(K_1)$$

↑
モンテカルロ法で計算

K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算



再帰のアイデア

K : n 次元凸体
体積 $V(K)$ を計算

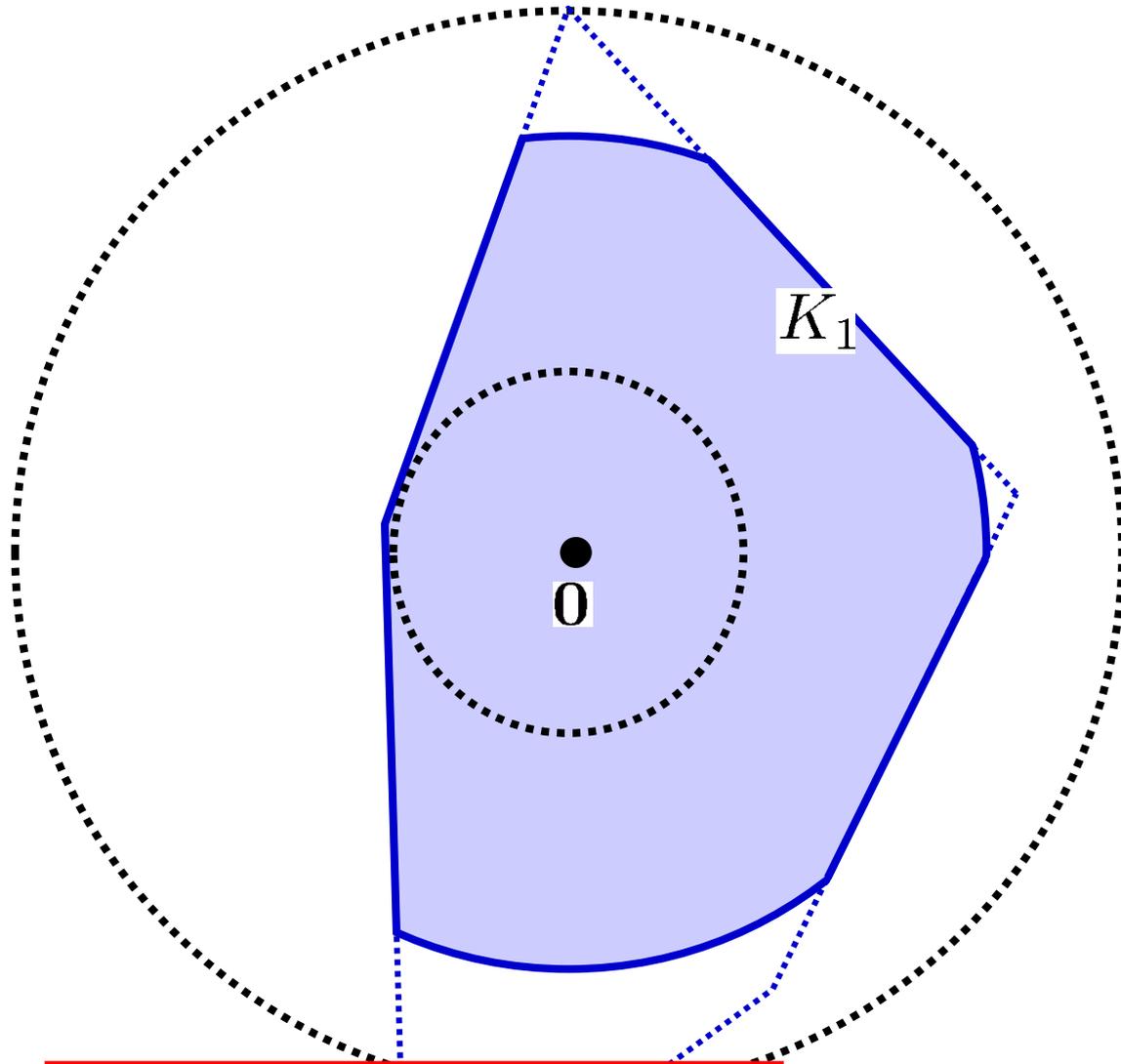
$$K_1 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_1)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot V(K_1)$$

↑
モンテカルロ法で計算

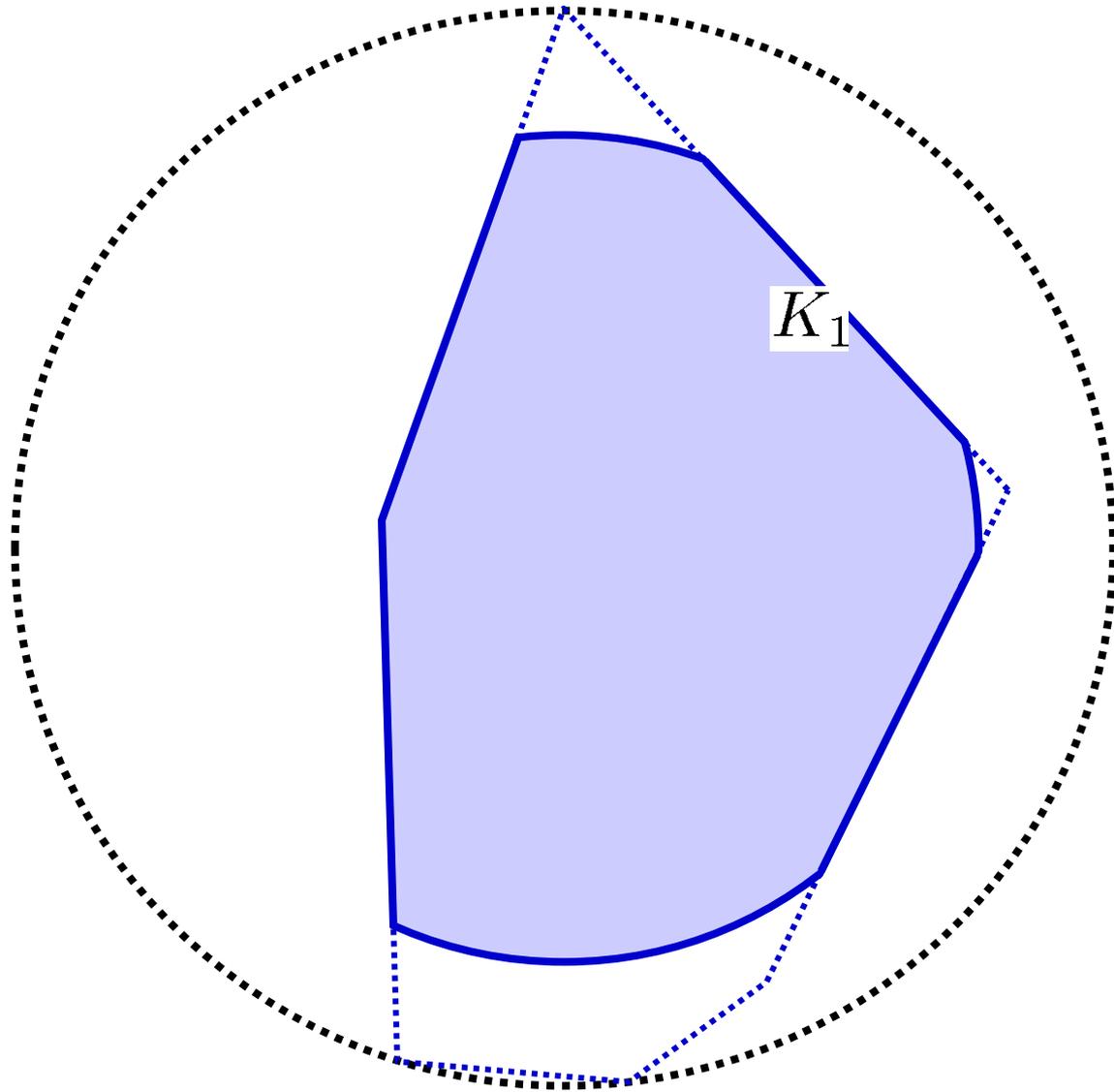
K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算

K_1 はふっくらとしている



再帰のアイデア

K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算

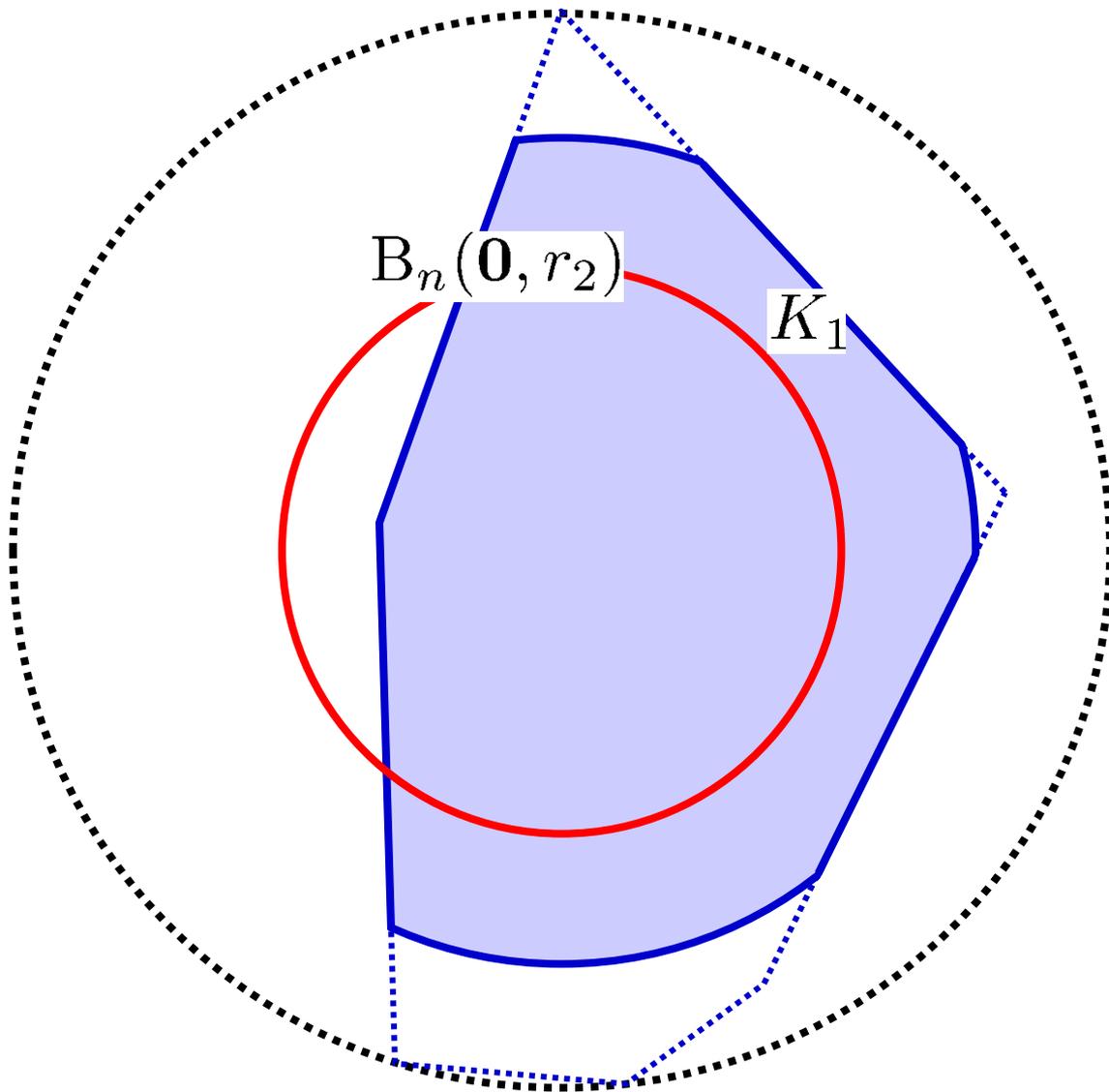


再帰のアイデア

K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算

$$K_2 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_2)$$

$$V(K_1) = \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdot V(K_2)$$



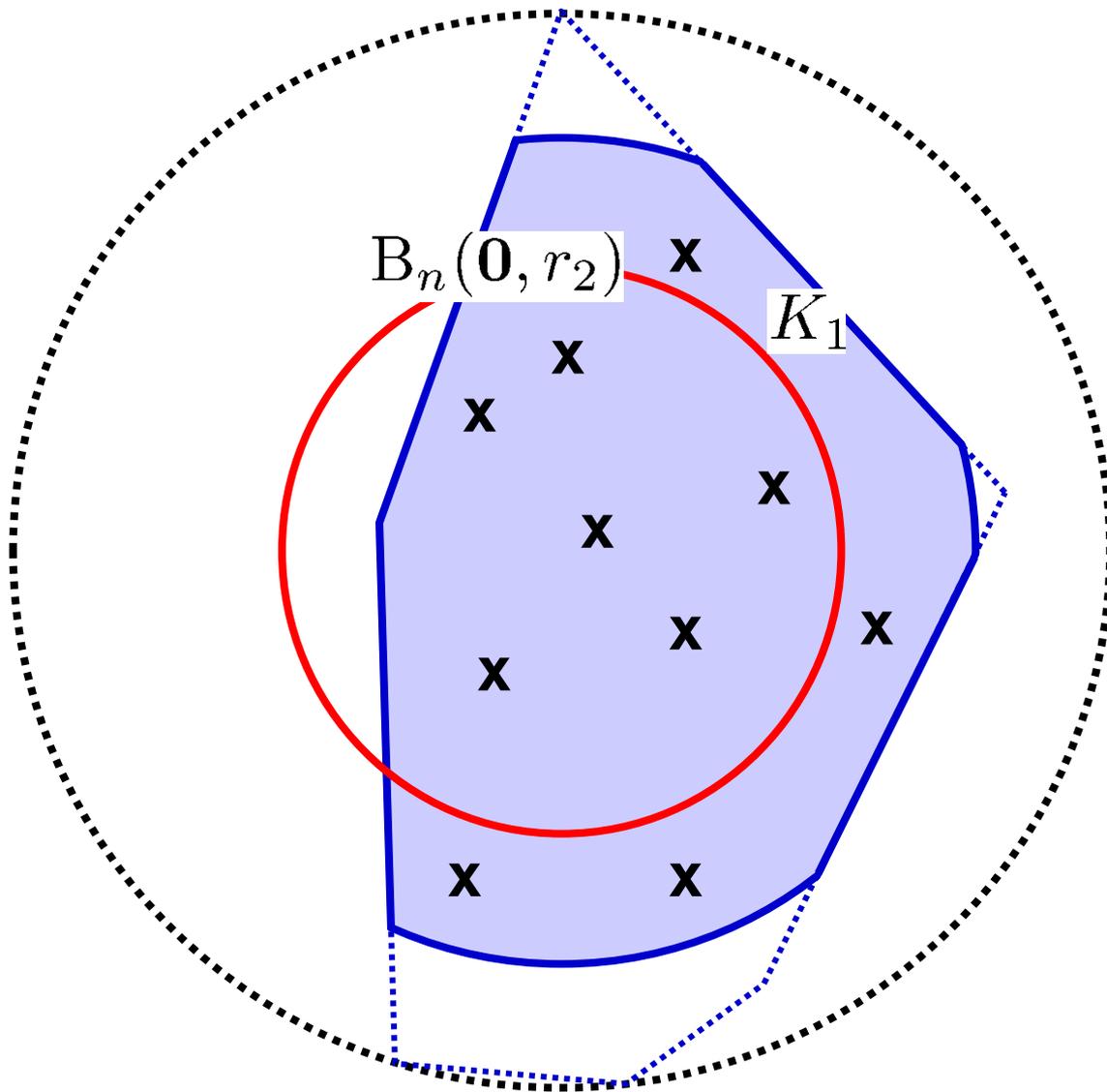
再帰のアイデア

K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算

$$K_2 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_2)$$

$$V(K_1) = \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdot V(K_2)$$

↑
モンテカルロ法で計算



再帰のアイデア

K_1 : n 次元凸体
体積 $V(K_1)$ を計算

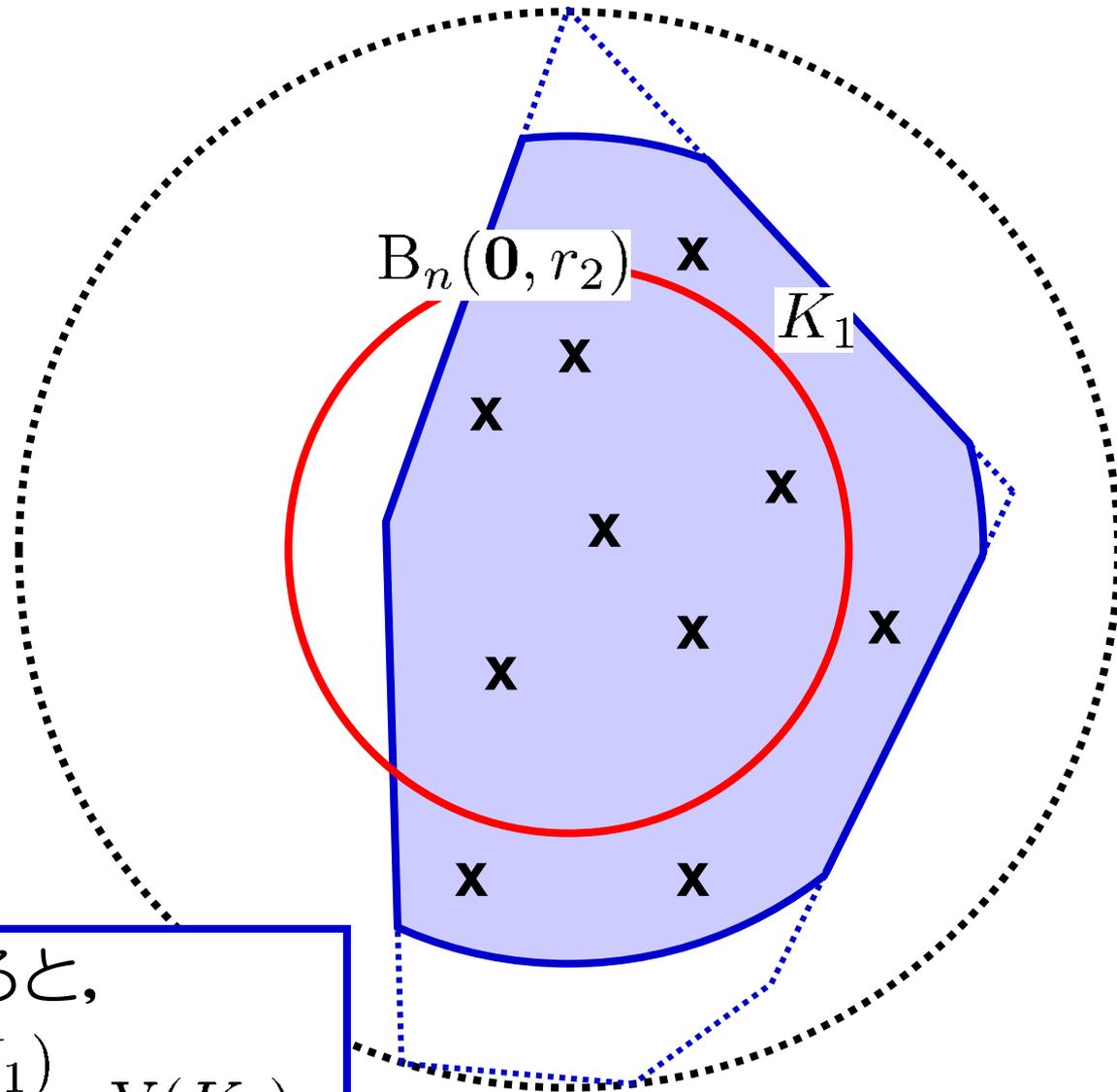
$$K_2 \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_2)$$

$$V(K_1) = \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdot V(K_2)$$

↑
モンテカルロ法で計算

先程の再帰式に代入すると,

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdot V(K_2)$$

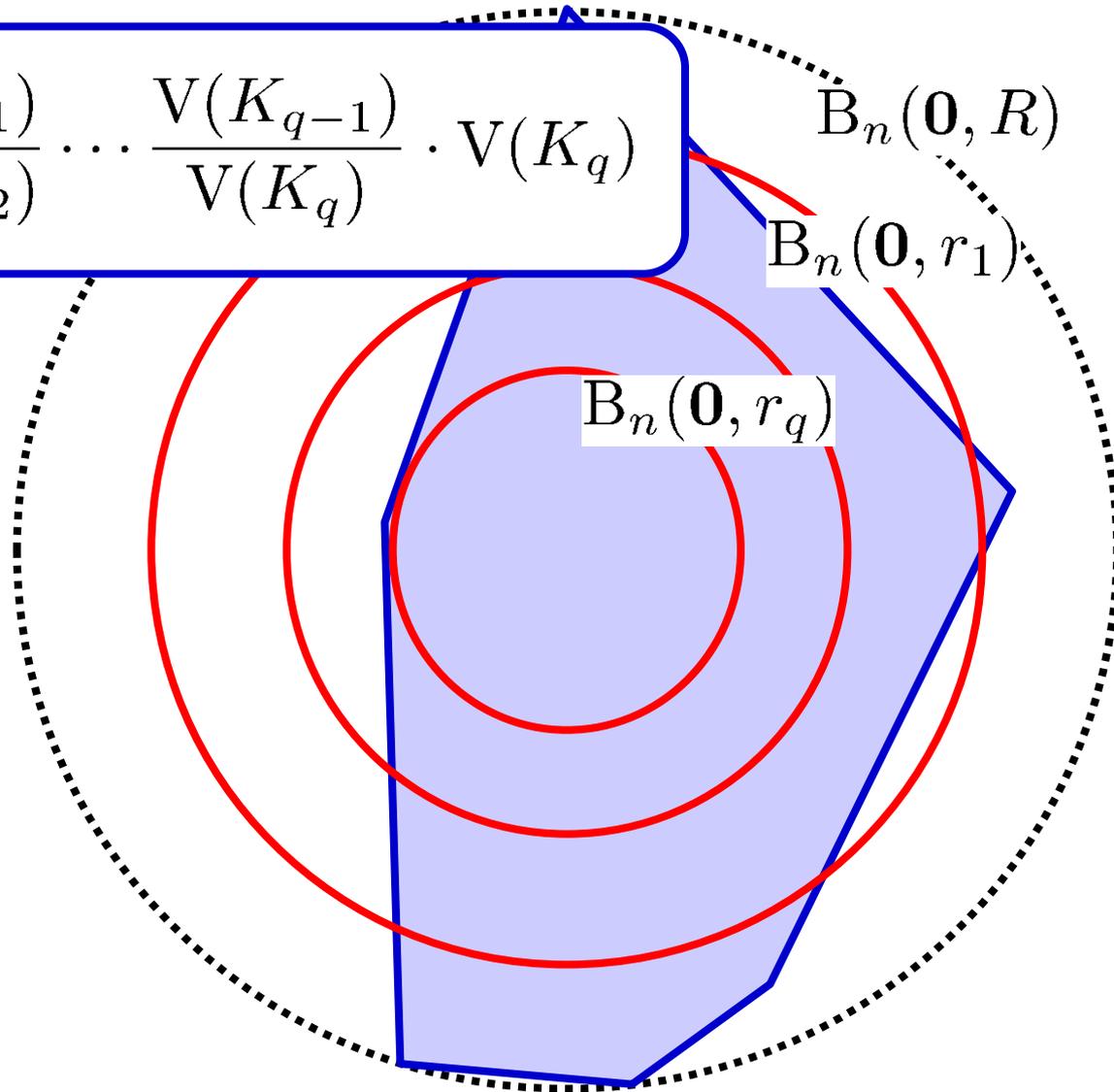


再帰式

$$K_i \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_i)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdots \frac{V(K_{q-1})}{V(K_q)} \cdot V(K_q)$$

(ただし, $r_q = 1$)

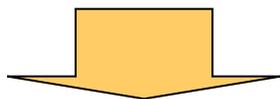


再帰式

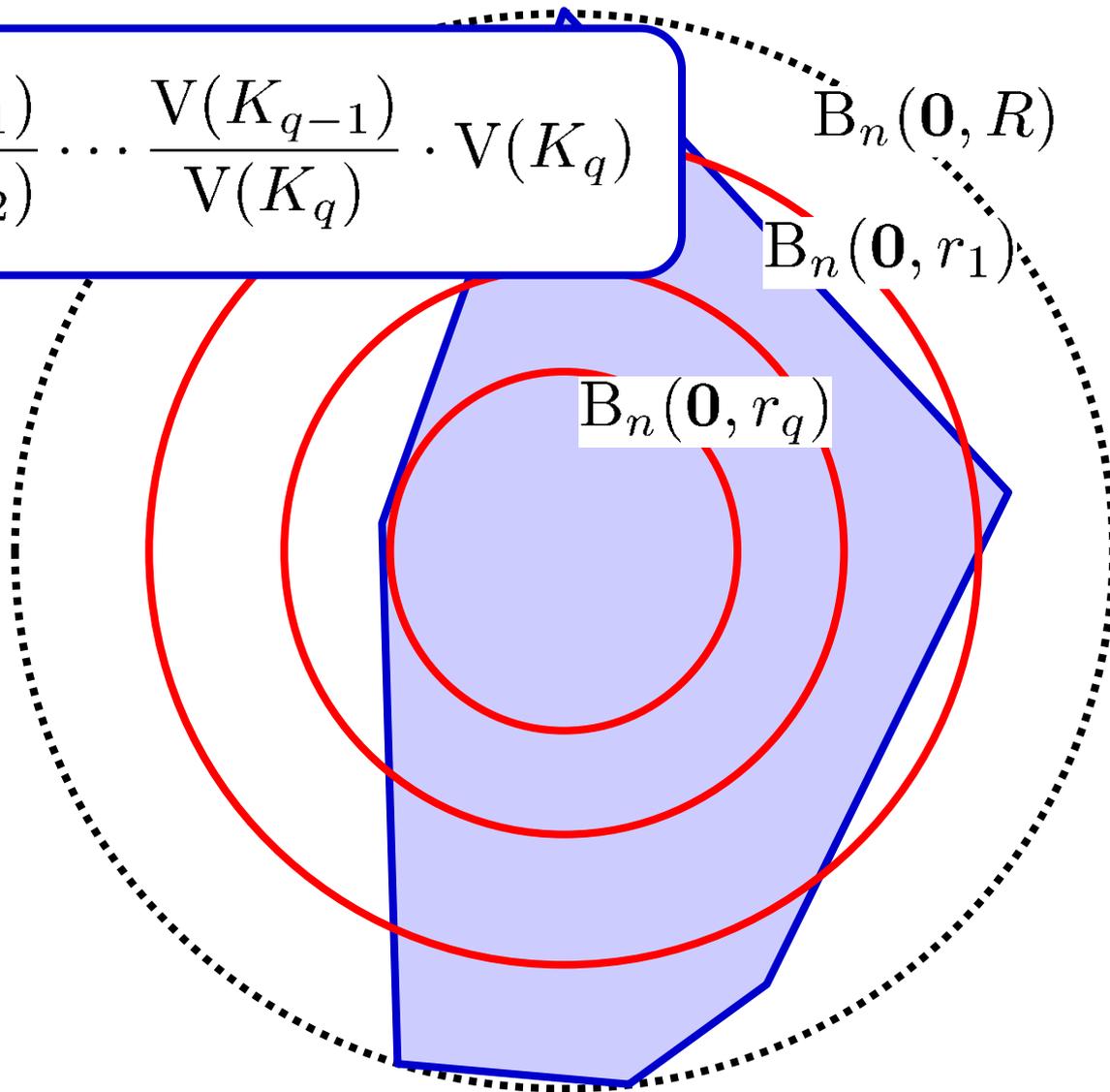
$$K_i \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_i)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdots \frac{V(K_{q-1})}{V(K_q)} \cdot V(K_q)$$

(ただし, $r_q = 1$)



$$\begin{aligned} K_q &= B_n(\mathbf{0}, r_q) \\ &= B_n(\mathbf{0}, 1) \end{aligned}$$



再帰式

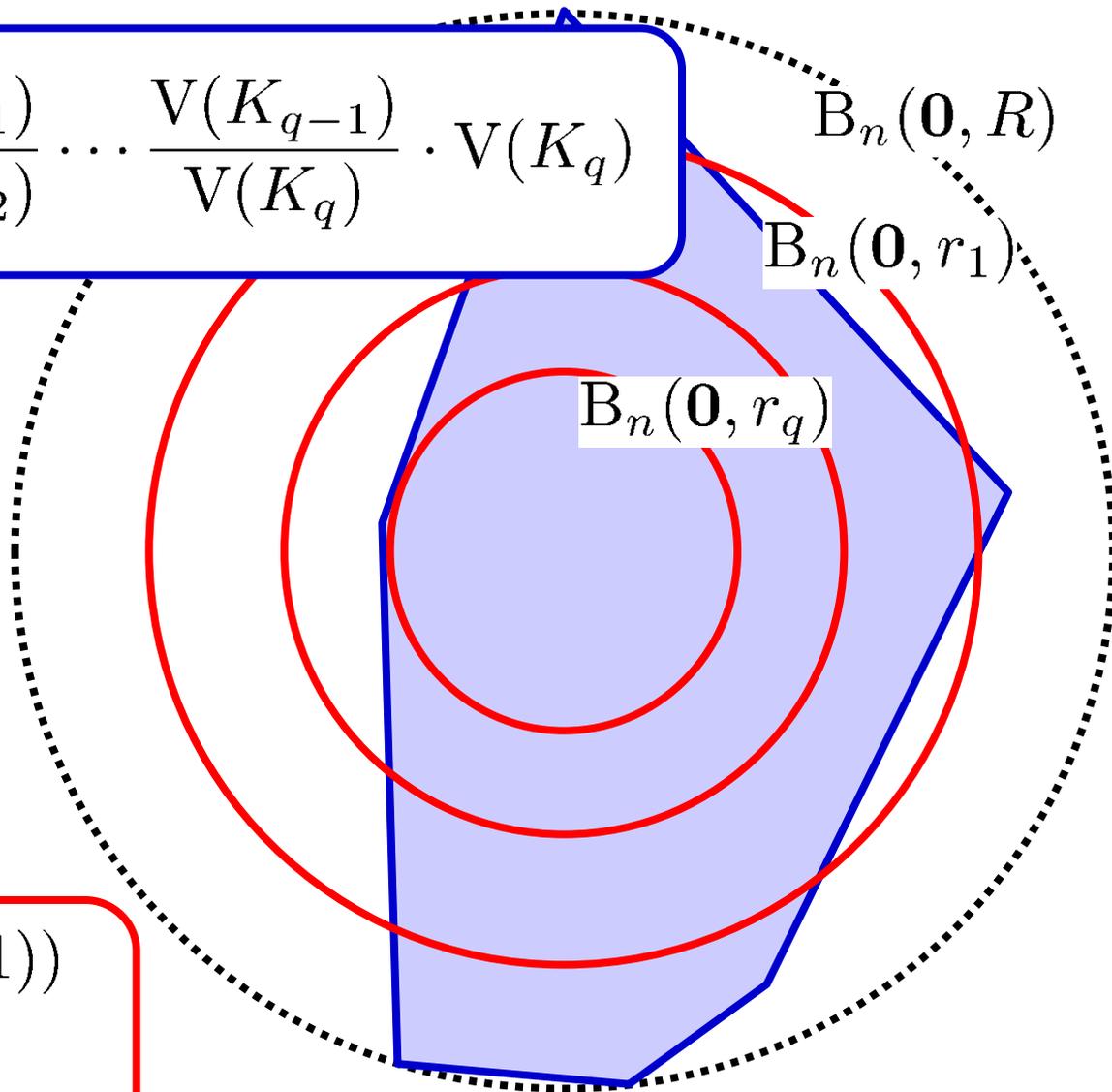
$$K_i \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_i)$$

$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdots \frac{V(K_{q-1})}{V(K_q)} \cdot V(K_q)$$

(ただし, $r_q = 1$)

$$\begin{aligned} K_q &= B_n(\mathbf{0}, r_q) \\ &= B_n(\mathbf{0}, 1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(K_q) &= V(B_n(\mathbf{0}, 1)) \\ &= \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} \end{aligned}$$



再帰式

$$K_i \stackrel{\text{def.}}{=} K \cap B_n(\mathbf{0}, r_i)$$

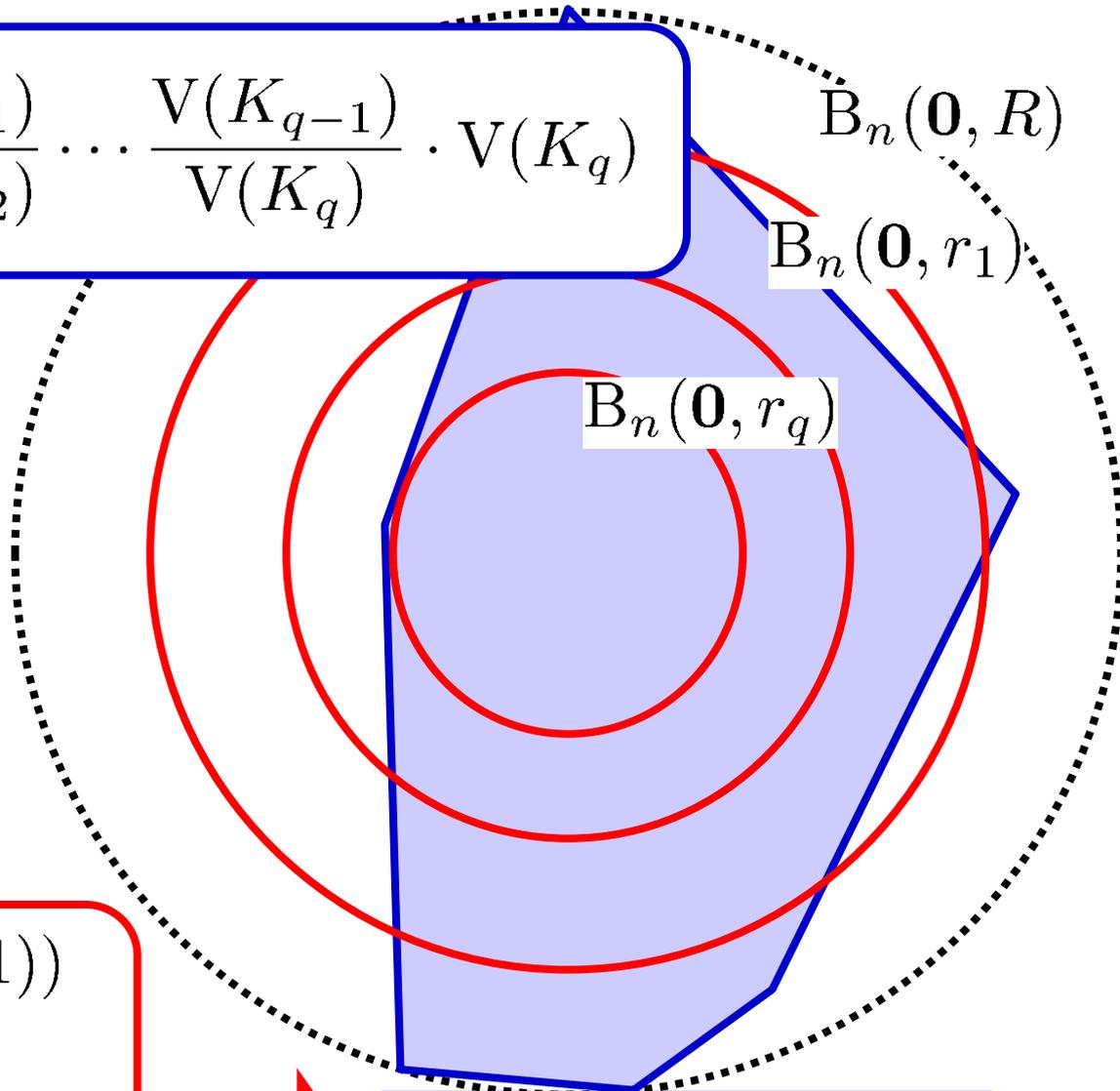
$$V(K) = \frac{V(K)}{V(K_1)} \cdot \frac{V(K_1)}{V(K_2)} \cdots \frac{V(K_{q-1})}{V(K_q)} \cdot V(K_q)$$

(ただし, $r_q = 1$)

$$\begin{aligned} K_q &= B_n(\mathbf{0}, r_q) \\ &= B_n(\mathbf{0}, 1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(K_q) &= V(B_n(\mathbf{0}, 1)) \\ &= \frac{\pi^{\frac{n}{2}}}{\Gamma(\frac{n}{2} + 1)} \end{aligned}$$

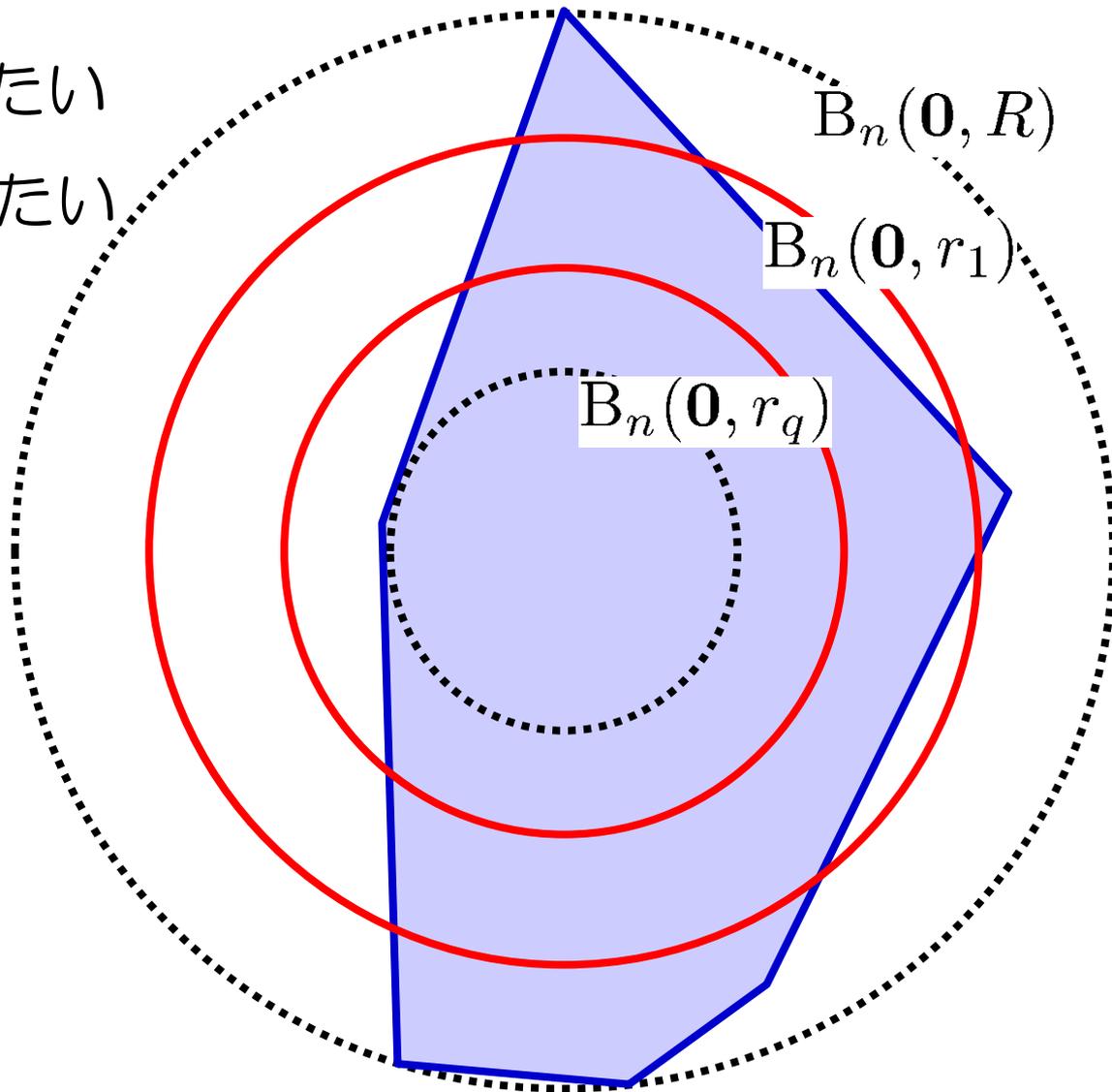
$V(K)$ が求まる!



再帰の回数

再帰の回数 \Rightarrow 少なくしたい

比 \Rightarrow 大きくしたい



再帰の回数

再帰の回数 \Rightarrow 少なくしたい

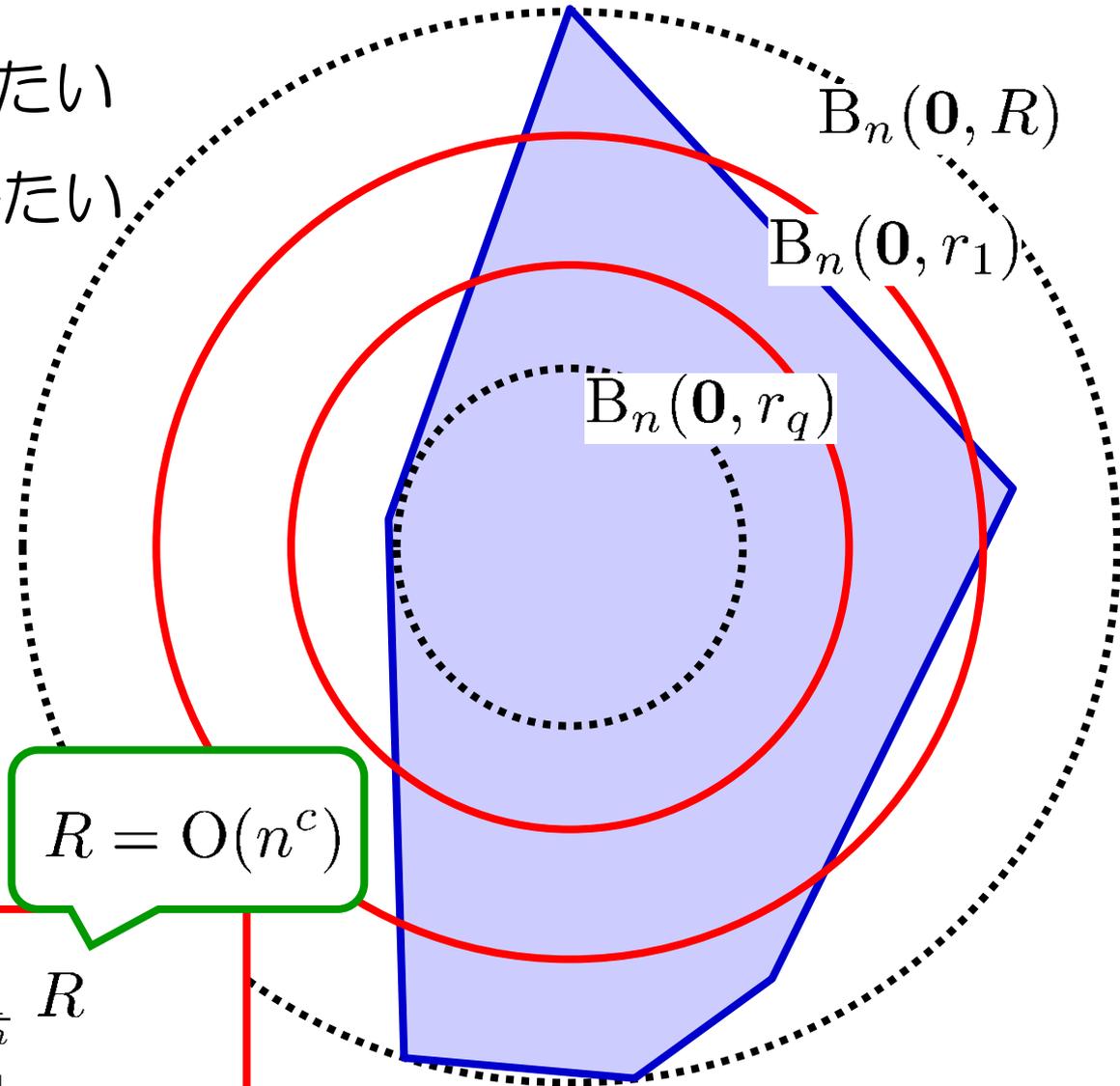
比 \Rightarrow 大きくしたい

$$\frac{r_i}{r_{i-1}} = \frac{1}{\sqrt[n]{2}}$$

比

$$\frac{V(K_i)}{V(K_{i-1})} \geq \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned} \text{(再帰の回数)} &= \log_{2^{\frac{1}{n}}} R \\ &= c \cdot n \log_2 n \end{aligned}$$

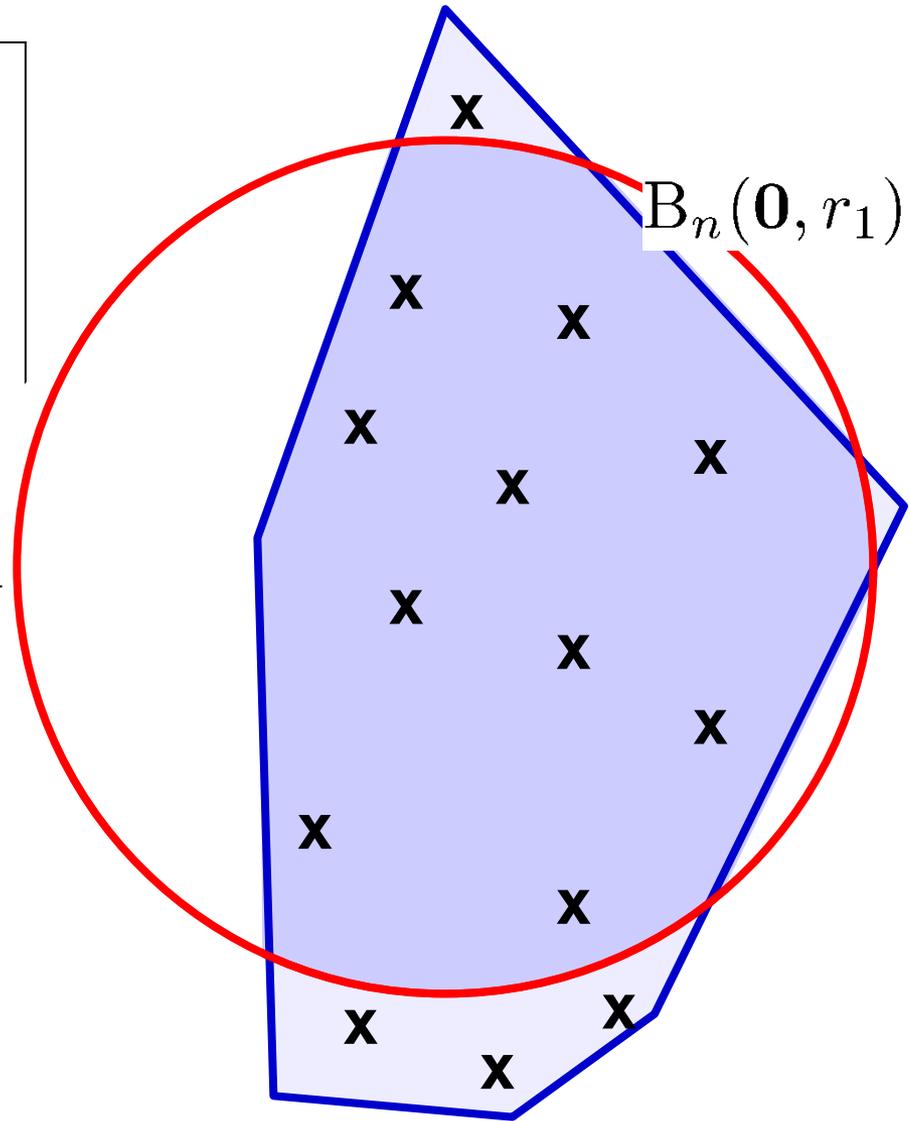


理論的な近似精度保証に向けて

真の比 $\rho_1 = \frac{V(K_1)}{V(K)}$ (unknown).

M 個の一様サンプルのうち,
 X_1 個が $B_n(\mathbf{0}, r_1)$ 内に落ちた.

誤差 $\left| \frac{X_1}{M} - \rho_1 \right|$ はどのくらい?

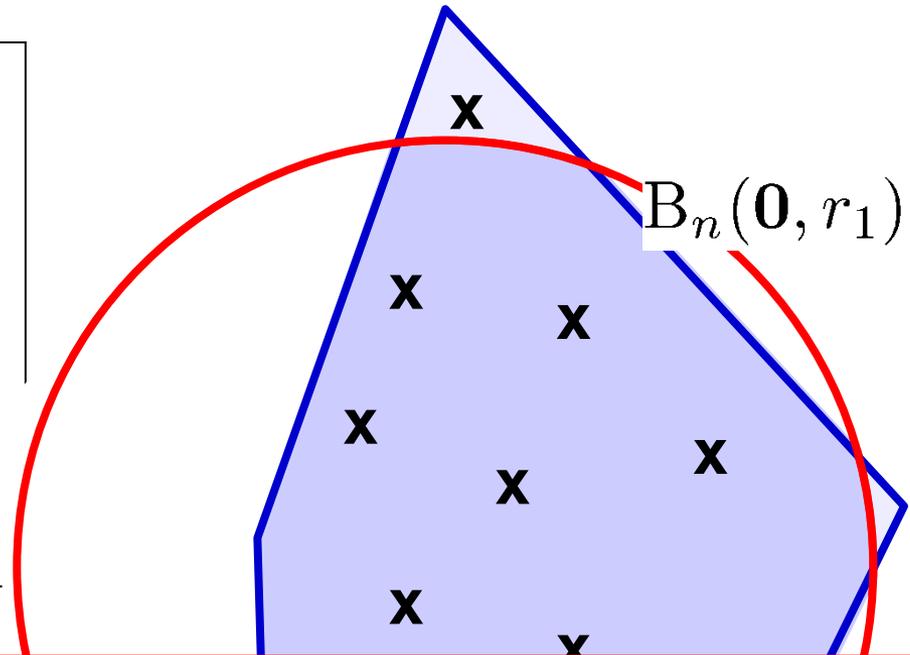


理論的な近似精度保証に向けて

真の比 $\rho_1 = \frac{V(K_1)}{V(K)}$ (unknown).

M 個の一様サンプルのうち、 X_1 個が $B_n(\mathbf{0}, r_1)$ 内に落ちた。

誤差 $\left| \frac{X_1}{M} - \rho_1 \right|$ はどのくらい？



定理

K_i ($i = 1, 2, \dots, R$) の一様サンプリング・オラクルを用いると、

任意の ε ($0 < \varepsilon \leq 0.5$), δ ($0 < \delta < 1$) に対して、 $\text{poly}(n, \varepsilon^{-1}, \log \delta^{-1})$ 時間で

$$\Pr \left[(1 - \varepsilon) \cdot V(K) \leq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{M}{X_i} \leq (1 + \varepsilon) \cdot V(K) \right] \geq 1 - \delta$$

が成り立つ。

Chernoff bound

同一分布でなくて良い。

定理 [Chernoff]

X_1, X_2, \dots, X_n は相互に独立な $\{0, 1\}$ 確率変数とし,
 $X := X_1 + \dots + X_n$ の期待値を μ とすると,

$$\Pr[X \geq (1 + \varepsilon)\mu] < \left(\frac{e^\varepsilon}{(1 + \varepsilon)^{(1+\varepsilon)}} \right)^\mu$$

$$\Pr[X \leq (1 - \varepsilon)\mu] < \left(\frac{e^{-\varepsilon}}{(1 - \varepsilon)^{(1-\varepsilon)}} \right)^\mu$$

系

$0 < \varepsilon \leq 1$ の場合,

$$\Pr[X \geq (1 + \varepsilon)\mu] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 \mu}{3}\right)$$

$$\Pr[X \leq (1 - \varepsilon)\mu] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 \mu}{2}\right)$$

証明の方針(パラメータ調整前)

サンプルサイズ M を十分大きな値にしておけば, Chernoff boundより,

$$\Pr[X_1 \geq (1 + \varepsilon)M\rho_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M\rho_1}{3}\right) \leq \delta$$

$$\Pr[X_1 \leq (1 - \varepsilon)M\rho_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M\rho_1}{2}\right) \leq \delta$$

$$\text{つまり } \Pr\left[(1 - \varepsilon)\rho_1 \leq \frac{X_1}{M} \leq (1 + \varepsilon)\rho_1\right] \geq 1 - 2 \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M\rho_1}{3}\right)$$

証明の方針(パラメータ調整前)

サンプルサイズ M を十分大きな値にしておけば, Chernoff boundより,

$$\Pr[X_1 \geq (1 + \varepsilon)M\rho_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M\rho_1}{3}\right) \leq \delta$$

$$\Pr[X_1 \leq (1 - \varepsilon)M\rho_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M\rho_1}{2}\right) \leq \delta$$

[Union bound]

すべての i に対して $(1 - \varepsilon)\rho_i \leq \frac{X_i}{M} \leq (1 + \varepsilon)\rho_i$ となる

確率は $1 - 2\delta$ 以上. つまり

$$\Pr\left[(1 - \varepsilon)^R \prod_{i=1}^R \rho_i \leq \prod_{i=1}^R \frac{X_i}{M} \leq (1 + \varepsilon)^R \prod_{i=1}^R \rho_i\right] \geq 1 - 2R\delta$$

すなわち,

$$\Pr\left[\frac{V(K_q)}{(1 - \varepsilon)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{X_i}{M} \geq \frac{V(K_q)}{(1 + \varepsilon)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i}\right] \geq 1 - 2R\delta$$

δ は小さくする
必要がある.

Recall

$$V(K_q) \prod_{i=1}^n \frac{1}{\rho_i} = V(K)$$

証明の方針(パラメータ調整前)

(承前)

$$\Pr \left[\frac{V(K_q)}{(1-\varepsilon)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{M}{X_i} \geq \frac{V(K_q)}{(1+\varepsilon)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \right] \geq 1 - 2R\delta$$

$$\Pr \left[\frac{V(K)}{(1-\varepsilon)^R} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{M}{X_i} \geq \frac{V(K)}{(1+\varepsilon)^R} \right] \geq 1 - 2R\delta$$

$$\frac{1}{(1-\varepsilon)^R} \simeq (1+\varepsilon)^R \simeq 1 + R\varepsilon$$

正確には

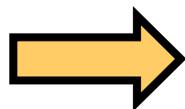
$$\frac{1}{(1-\varepsilon)^R} \leq (1+2\varepsilon)^R \leq 1 + 4R\varepsilon$$

$$\text{if } \varepsilon < \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{(1+\varepsilon)^R} \simeq (1-\varepsilon)^R \simeq 1 - R\varepsilon$$

正確には

$$\frac{1}{(1+\varepsilon)^R} \geq (1-\varepsilon)^R \geq 1 - R\varepsilon$$



パラメータ設定 (like ε - δ): $\varepsilon \rightarrow \frac{\varepsilon'}{4R}$, $\delta \rightarrow \frac{\delta'}{2R}$

証明の方針(パラメータ調整後)

サンプルサイズ M を十分大きな値にしておけば, Chernoff boundより,

$$\Pr \left[X_1 \geq \left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R} \right) M \rho_1 \right] \leq \exp \left(- \frac{\left(\frac{\varepsilon'}{4R} \right)^2 M \rho_1}{3} \right) \leq \frac{\delta'}{2R}$$

$$\Pr \left[X_1 \leq \left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R} \right) M \rho_1 \right] \leq \exp \left(- \frac{\left(\frac{\varepsilon'}{4R} \right)^2 M \rho_1}{2} \right) \leq \frac{\delta'}{2R}$$

[Union bound]

$$\Pr \left[\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R} \right)^R \prod_{i=1}^R \rho_i \leq \prod_{i=1}^R \frac{X_i}{M} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R} \right)^R \prod_{i=1}^R \rho_i \right] \geq 1 - 2R \frac{\delta'}{2R} = 1 - \delta'$$



すなわち,

$$\Pr \left[\frac{V(K_q)}{\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R} \right)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{X_i}{M} \geq \frac{V(K_q)}{\left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R} \right)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \right] \geq 1 - \delta'$$

証明の方針(パラメータ調整後)

サンプルサイズ $M = 3 \left(\frac{4R}{\varepsilon'}\right)^2 \ln\left(\frac{2R}{\delta'}\right)$ とすると, Chernoff boundより,

$$\Pr\left[X_1 \geq \left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R}\right) M \rho_1\right] \leq \exp\left(-\frac{\left(\frac{\varepsilon'}{4R}\right)^2 M \rho_1}{3}\right) \leq \frac{\delta'}{2R}$$

$$\Pr\left[X_1 \leq \left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right) M \rho_1\right] \leq \exp\left(-\frac{\left(\frac{\varepsilon'}{4R}\right)^2 M \rho_1}{2}\right) \leq \frac{\delta'}{2R}$$

[Union bound]

$$\Pr\left[\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R \prod_{i=1}^R \rho_i \leq \prod_{i=1}^R \frac{X_i}{M} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R \prod_{i=1}^R \rho_i\right] \geq 1 - 2R \frac{\delta'}{2R} = 1 - \delta'$$



すなわち,

$$\Pr\left[\frac{V(K_q)}{\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{X_i}{M} \geq \frac{V(K_q)}{\left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i}\right] \geq 1 - \delta'$$

証明の方針(パラメータ調整後)

(承前)

$$\Pr \left[\frac{V(K_q)}{\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{M}{X_i} \geq \frac{V(K_q)}{\left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \prod_{i=1}^R \frac{1}{\rho_i} \right] \geq 1 - \delta'$$

$$\Pr \left[\frac{V(K)}{\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{M}{X_i} \geq \frac{V(K)}{\left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \right] \geq 1 - \delta'$$

$$\frac{1}{\left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \leq \left(1 + 2\frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R \leq 1 + 4R \frac{\varepsilon'}{4R} = 1 + \varepsilon'$$

$$\frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R} \geq \left(1 - \frac{\varepsilon'}{4R}\right)^R \geq 1 - R \frac{\varepsilon'}{4R} \geq 1 - \varepsilon'$$

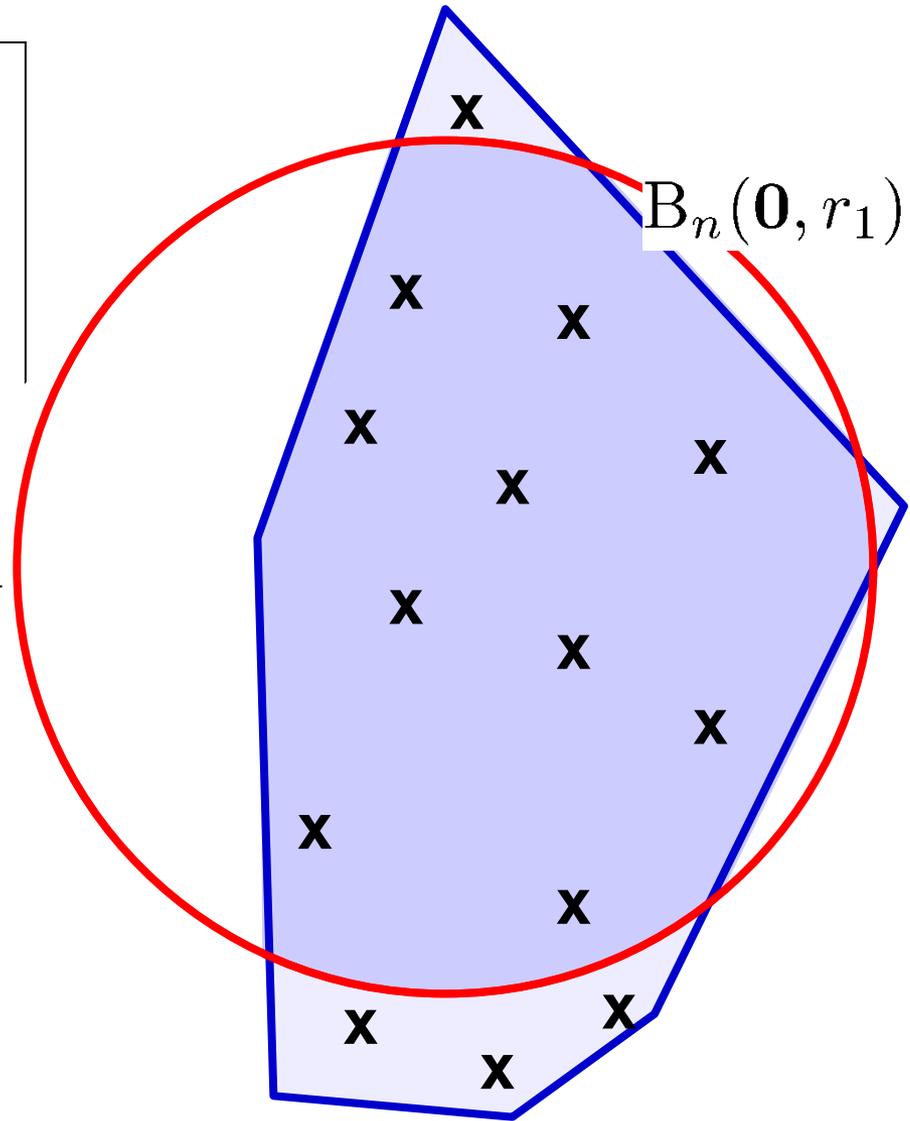
$$\Pr \left[(1 + \varepsilon') \cdot V(K) \geq V(K_q) \prod_{i=1}^R \frac{M}{X_i} \geq (1 - \varepsilon') \cdot V(K) \right] \geq 1 - \delta'$$

理論的な近似精度保証に向けて

真の比 $\rho_1 = \frac{V(K_1)}{V(K)}$ (unknown).

M 個の一様サンプルのうち,
 X_1 個が $B_n(\mathbf{0}, r_1)$ 内に落ちた.

誤差 $\left| \frac{X_1}{M} - \rho_1 \right|$ はどのくらい?



理論的な近似精度保証に向けて

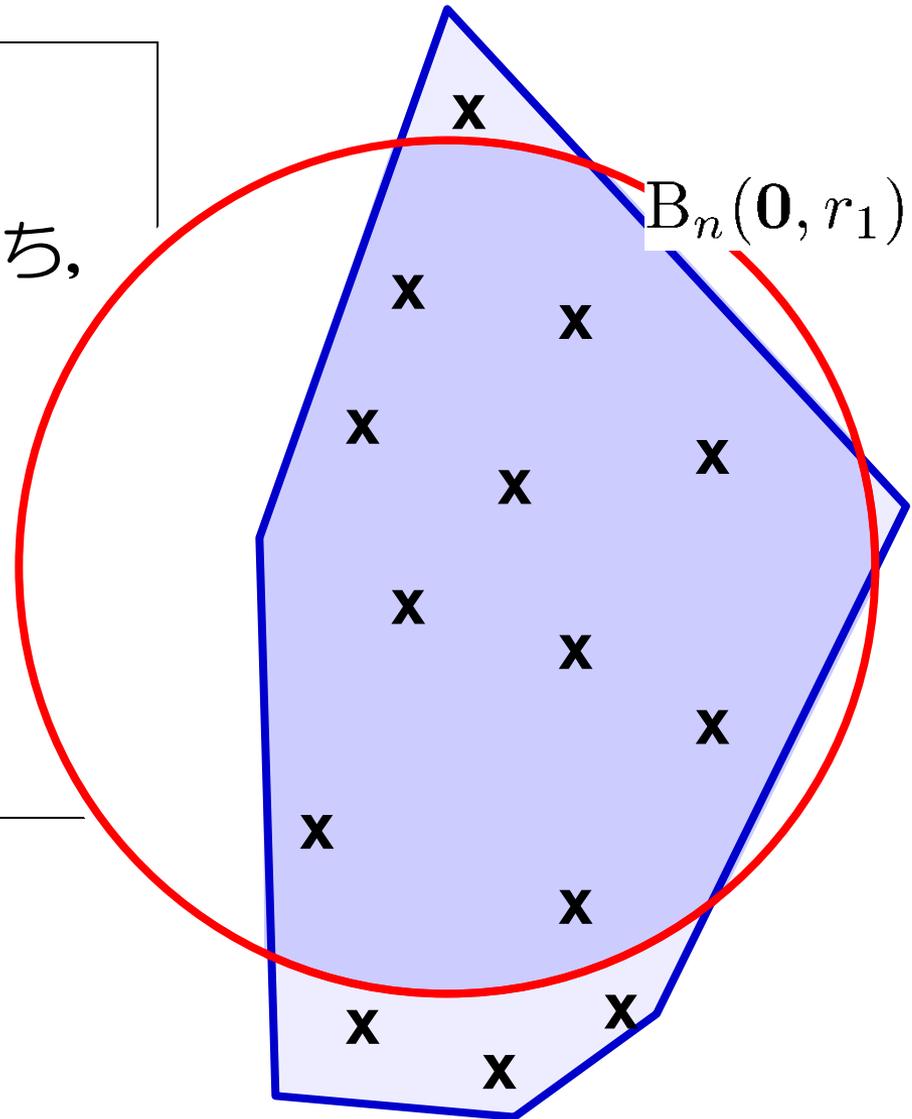
真の比 $\rho_1 = \frac{V(K_1)}{V(K)}$ (unknown).

M 個の近似一様サンプルのうち、 X_1 個が $B_n(\mathbf{0}, r_1)$ 内に落ちた。

誤差 $\left| \frac{X_1}{M} - \rho_1 \right|$ はどのくらい？

ただし $\rho_1 - \hat{\rho}_1$ は

かなり小さくできると仮定。



Chernoff bound

同一分布でなくて良い。

定理 [Chernoff]

X_1, X_2, \dots, X_n は相互に独立な $\{0, 1\}$ 確率変数とし、
 $X := X_1 + \dots + X_n$ の期待値を μ とすると、

$$\Pr[X \geq (1 + \varepsilon)\mu] < \left(\frac{e^\varepsilon}{(1 + \varepsilon)^{(1+\varepsilon)}} \right)^\mu$$

$$\Pr[X \leq (1 - \varepsilon)\mu] < \left(\frac{e^{-\varepsilon}}{(1 - \varepsilon)^{(1-\varepsilon)}} \right)^\mu$$

系

$0 < \varepsilon \leq 1$ の場合、

$$\Pr[X \geq (1 + \varepsilon)\mu] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 \mu}{3}\right)$$

$$\Pr[X \leq (1 - \varepsilon)\mu] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 \mu}{2}\right)$$

証明の方針(パラメータ調整前)

サンプルサイズ M を十分大きな値にしておけば, Chernoff boundより,

$$\Pr[X_1 \geq (1 + \varepsilon)M\widehat{\rho}_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M \widehat{\rho}_1}{2}\right) \leq \delta$$

$$\Pr[X_1 \leq (1 - \varepsilon)M\widehat{\rho}_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M \widehat{\rho}_1}{2}\right) \leq \delta$$

$$\text{つまり } \Pr\left[(1 - \varepsilon)\widehat{\rho}_1 \leq \frac{X_1}{M} \leq (1 + \varepsilon)\widehat{\rho}_1\right] \geq 1 - 2 \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M \widehat{\rho}_1}{3}\right)$$

Remark

$$|\rho_1 - \widehat{\rho}_1| \leq \gamma \ll 1 \text{ とすると, } \rho_1 \geq \frac{1}{2} \text{ の仮定の下}$$

$$\widehat{\rho}_1 \geq \rho_1 - \gamma \geq (1 - 2\gamma)\rho_1$$

これを代入すると,

$$\Pr[X_1 \geq (1 + \varepsilon)(1 - 2\gamma)M\rho_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M (\rho_1 - \gamma)}{3}\right) \leq \delta$$

$$\Pr[X_1 \leq (1 - \varepsilon)(1 + 2\gamma)M\rho_1] \leq \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 M (\rho_1 - \gamma)}{3}\right) \leq \delta$$

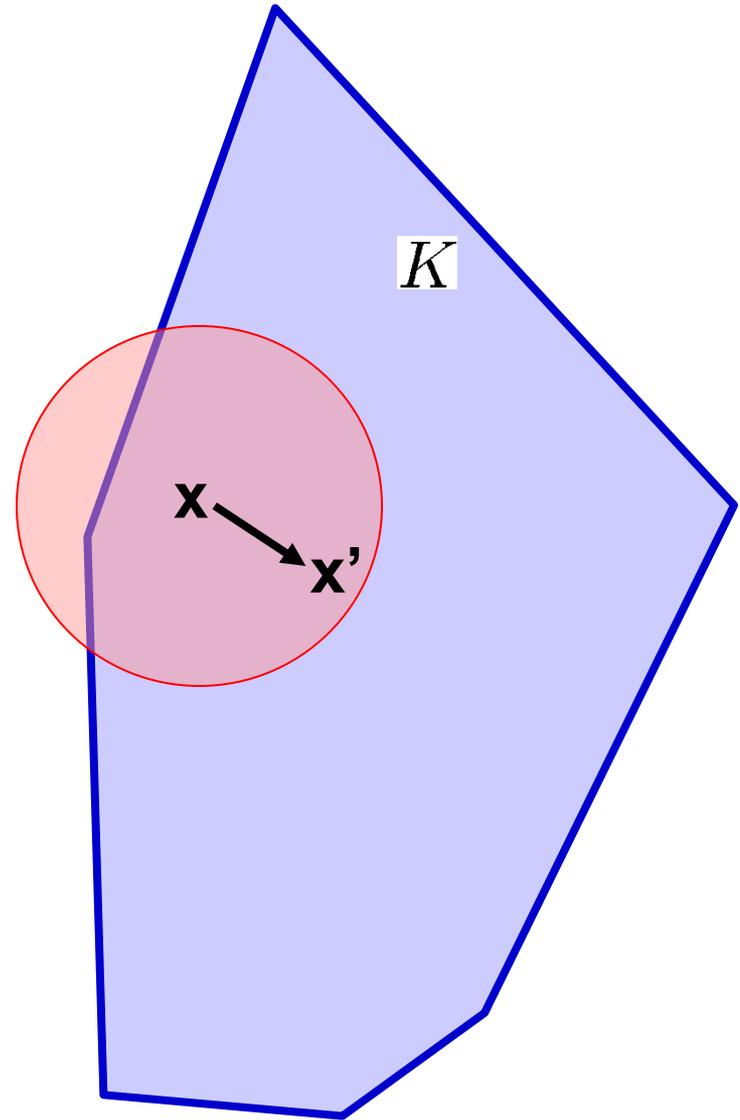
以下、パラメータ調整(略)

理論的な近似精度保証に向けて

Ball-walk

=> 定常分布は一様

十分な回数の推移は何回？



理論的な近似精度保証に向けて

Ball-walk

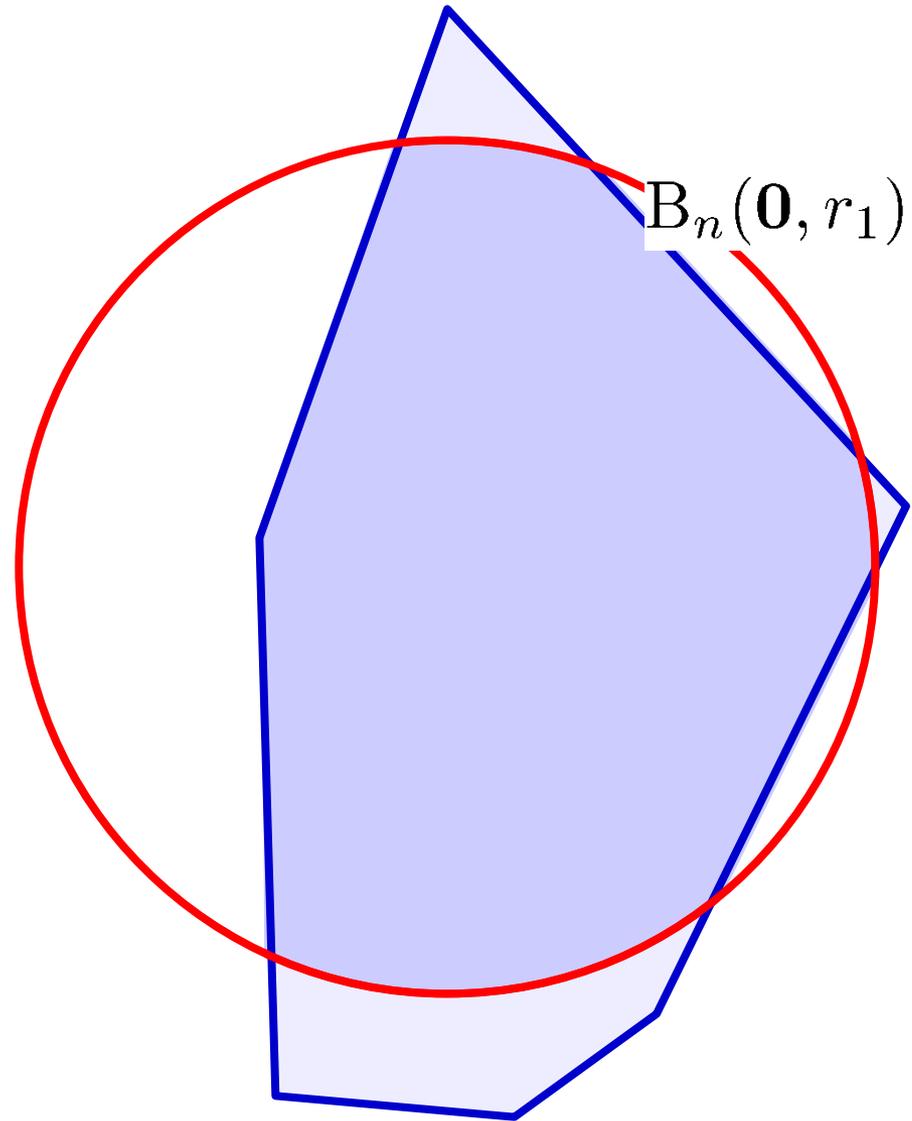
=> 定常分布は一様

十分な回数の推移は何回？

モンテカルロ口法

- 真の比 ρ
- 近似比 $\hat{\rho}$ (分布の誤差に起因)

$$|\hat{\rho} - \rho| < \gamma$$



理論的な近似精度保証に向けて

Ball-walk

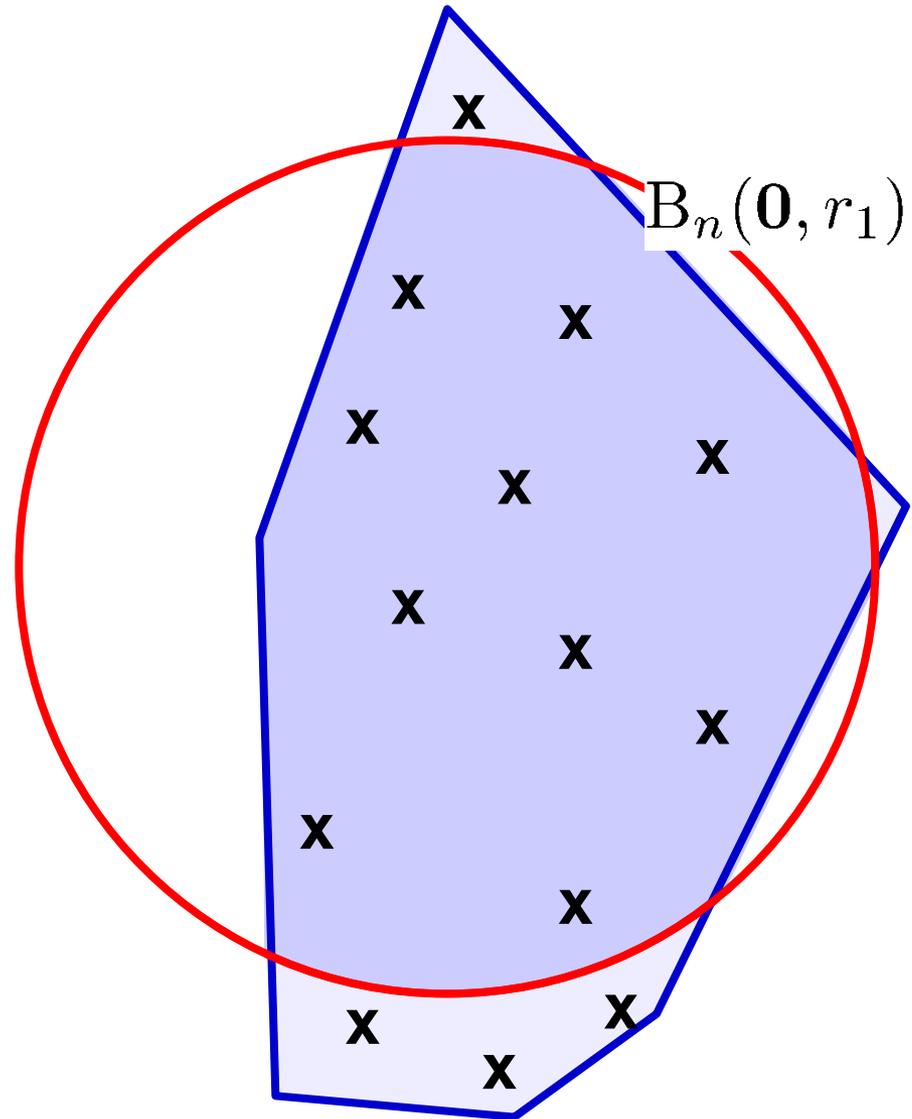
=> 定常分布は一様

十分な回数の推移は何回？

モンテカルロ口法

- 真の比 ρ
- 近似比 $\hat{\rho}$ (分布の誤差に起因)

$$|\hat{\rho} - \rho| < \gamma$$



理論的な近似精度保証に向けて

Ball-walk

=> 定常分布は一様

十分な回数の推移は何回？

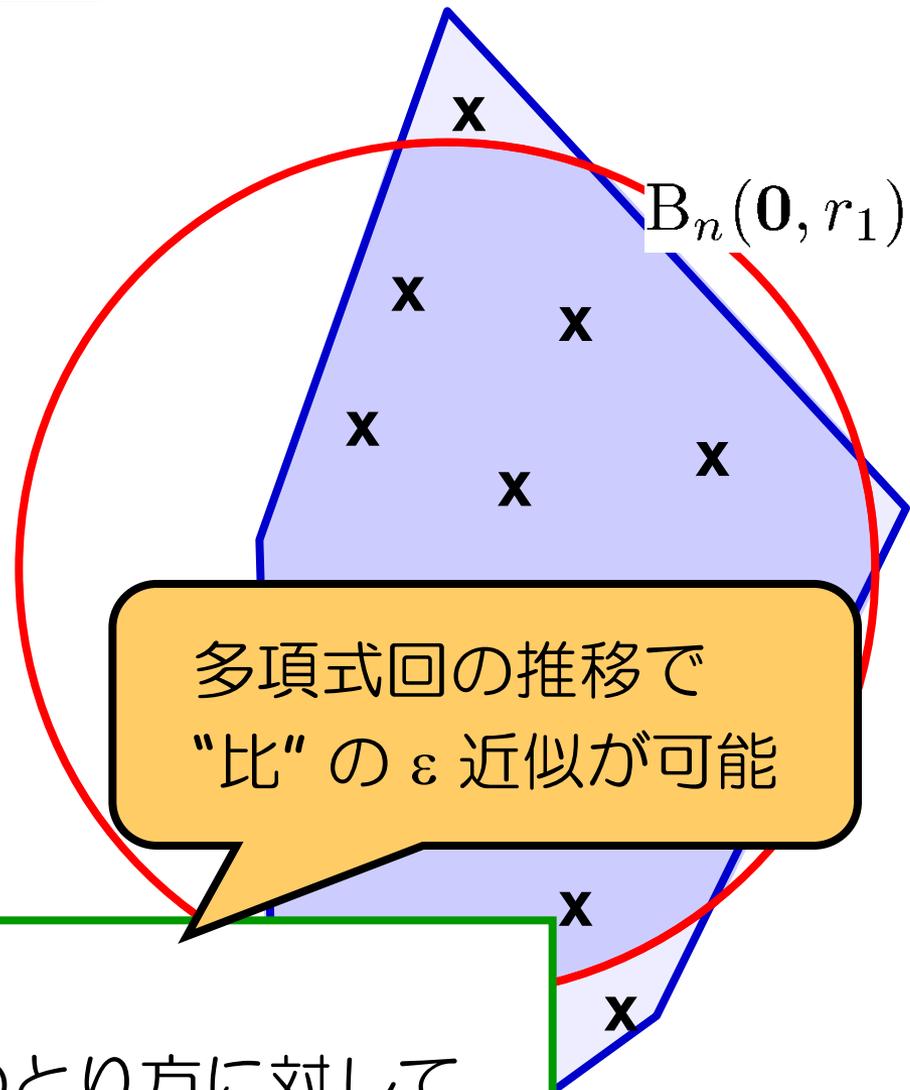
モンテカルロ口法

- 真の比 ρ
- 近似比 $\hat{\rho}$ (分布の誤差に起因)

$$|\hat{\rho} - \rho| < \gamma$$

mixing time:

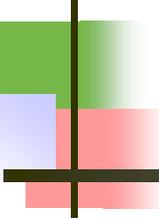
誤差が最大となる部分集合のとり方に対して、
誤差 γ が保証される推移の回数。



2章のまとめ

効率的な再帰的モンテカルロ法を設計するには？

1. 帰着先の割合が大きい
2. 再帰の回数が小さい
3. 帰着先のランダムサンプリングが容易



The end

Thank you for the attention.