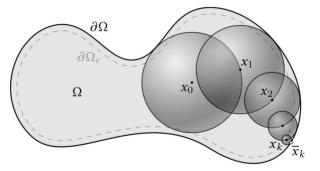
RMC voor lineaire ODEs

Isidoor Pinillo Esquivel

Mijn motivatie

Veralgemenen van WoS algoritme van (Sawhney e.a. 2022) naar tijd



Overzicht

- randomized information/sample-based complexity theory of summation
- main Poisson algoritme voor lineaire beginwaardeproblemen
- recursive first passage resampling as a U-estimator?

Probleem: benader $\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} x_i \text{ met } n < k \text{ van de } x_i \text{'s} \in [0,1]$ (symmetrisch in x_i)

⁰Heinrich en Novak 2001.

Probleem: benader $\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} x_i \text{ met } n < k \text{ van de } x_i \text{'s} \in [0,1]$ (symmetrisch in x_i)

Vertrouwensinterval kans $=1\sim \frac{k-n}{k}=1-\frac{n}{k}$ (worst case scenarios van de missende informatie liggen $\frac{1}{k}$ uit elkaar)

Probleem: benader $\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} x_i \text{ met } n < k \text{ van de } x_i \text{'s} \in [0,1]$ (symmetrisch in x_i)

Vertrouwensinterval kans $=1\sim \frac{k-n}{k}=1-\frac{n}{k}$ (worst case scenarios van de missende informatie liggen $\frac{1}{k}$ uit elkaar)

Benader door te samplen met vervanging $\bar{x} \cong \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{l_i}$ (zonder vervanging is sneller maar niet onafhankelijk)

Probleem: benader $\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} x_i \text{ met } n < k \text{ van de } x_i \text{ 's} \in [0,1]$ (symmetrisch in x_i)

Vertrouwensinterval kans $=1\sim \frac{k-n}{k}=1-\frac{n}{k}$ (worst case scenarios van de missende informatie liggen $\frac{1}{k}$ uit elkaar)

Benader door te samplen met vervanging $\bar{x} \cong \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{l_i}$ (zonder vervanging is sneller maar niet onafhankelijk)

Variantie = RMSE $\sim O\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$ en ook vertrouwensintervallen kans < 1 (CLT of Chebychev's ongelijkheid)



⁰Heinrich en Novak 2001.

Monte Carlo Integratie

Integratie \approx sommatie, integreerbare $f: \mathbb{R} \to [0, 1]$:

$$\int_0^1 f(s)ds = E[f(U)] \tag{1}$$

$$\cong \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} f(U_j) \tag{2}$$

met
$$U_j \sim \mathsf{Uniform}(0,1)$$
 (3)

Probleem: benader y(t) waar y'(t) = A(t)y(t) gegeven y(0) en A(t) begrensd



¹Jentzen en Neuenkirch 2009.

²Daun 2011.

Probleem: benader y(t) waar y'(t) = A(t)y(t) gegeven y(0) en A(t) begrensd Biased algoritme met n samples¹,² (enkel random)



¹Jentzen en Neuenkirch 2009.

²Daun 2011.

```
Probleem: benader y(t) waar y'(t) = A(t)y(t) gegeven y(0) en A(t) begrensd Biased algoritme met n samples<sup>1</sup>,<sup>2</sup> (enkel random)

# unbiased algoritme met n samples van A(t)
```

(niet bewezen \implies te sterk parallel algoritme)



¹Jentzen en Neuenkirch 2009.

²Daun 2011.

```
Probleem: benader y(t) waar y'(t) = A(t)y(t) gegeven y(0) en A(t) begrensd Biased algoritme met n samples<sup>1</sup>,<sup>2</sup> (enkel random)

# unbiased algoritme met n samples van A(t) (niet bewezen \Longrightarrow te sterk parallel algoritme)
```

 \exists unbiased algoritme met gemiddeld n samples van A(t)

(gemakkelijk paralleliseerbaar)



¹Jentzen en Neuenkirch 2009.

²Daun 2011.

Hoeveelheid samples: vast vs willekeurig (Russische roulette in recursieve Monte Carlo)

Hoeveelheid samples: vast vs willekeurig (Russische roulette in recursieve Monte Carlo) Russische roulette \approx unbiased techniek om soms te vervangen met een benadering

$$X \cong \begin{cases} \frac{1}{p}(X - (1-p)Y_1) & \text{met kans } p \\ Y_2 & \text{anders} \end{cases}$$
 (4)

Hoeveelheid samples: vast vs willekeurig (Russische roulette in recursieve Monte Carlo) Russische roulette \approx

unbiased techniek om soms te vervangen met een benadering

$$X \cong \begin{cases} \frac{1}{p}(X - (1-p)Y_1) & \text{met kans } p \\ Y_2 & \text{anders} \end{cases}$$
 (4)

Voor de optelling roulette de x_i 's:

$$x_i \cong \begin{cases} \frac{1}{p}(x_i - \frac{1-p}{2}) & \text{met kans } p\\ \frac{1}{2} & \text{anders} \end{cases}$$
 (5)

Hoeveelheid samples: vast vs willekeurig

(Russische roulette in recursieve Monte Carlo)

Russische roulette \approx

unbiased techniek om soms te vervangen met een benadering

$$X \cong \begin{cases} \frac{1}{p}(X - (1-p)Y_1) & \text{met kans } p \\ Y_2 & \text{anders} \end{cases}$$
 (4)

Voor de optelling roulette de x_i 's:

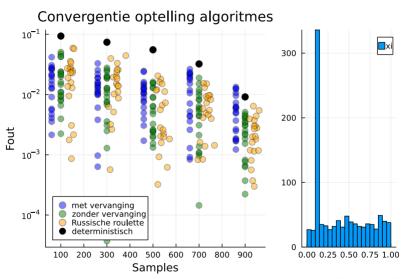
$$x_i \cong \begin{cases} \frac{1}{p}(x_i - \frac{1-p}{2}) & \text{met kans } p\\ \frac{1}{2} & \text{anders} \end{cases}$$
 (5)

Gebruikt x_i met kans p, of Bionmial(k, p) samples in totaal en kp gemiddeld

◆ロト ◆個ト ◆ 恵ト ◆恵ト ・恵 ・ 夕へぐ

Isidoor Pinillo Esquivel RMC voor lineaire ODEs

Willekeurig hoeveelheid samples (plot)



$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' + \sigma y = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{7}$$

(9)

$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' + \sigma y = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{7}$$

$$e^{-\sigma t}(e^{\sigma t}y)' = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{8}$$

(9)

$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' + \sigma y = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{7}$$

$$e^{-\sigma t}(e^{\sigma t}y)' = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{8}$$

$$y(t) = e^{-\sigma t}y(0) + \int_0^t e^{(s-t)\sigma} ((A(s) + \sigma I)y(s) + f(s)) ds, \qquad (9)$$



$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' + \sigma y = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{7}$$

$$e^{-\sigma t}(e^{\sigma t}y)' = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{8}$$

$$y(t) = e^{-\sigma t}y(0) + \int_0^t e^{(s-t)\sigma} \left((A(s) + \sigma I)y(s) + f(s) \right) ds,$$
 (9)

doe volgende substitutie $e^{(s-t)\sigma}= au$, equivalent aan exponentieel te samplen



$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' + \sigma y = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{7}$$

$$e^{-\sigma t}(e^{\sigma t}y)' = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{8}$$

$$y(t) = e^{-\sigma t}y(0) + \int_0^t e^{(s-t)\sigma} \left((A(s) + \sigma I)y(s) + f(s) \right) ds,$$
 (9)

doe volgende substitutie $e^{(s-t)\sigma}= au$, equivalent aan exponentieel te samplen

$$y(t) = \int_0^{e^{-\sigma t}} y(0)d\tau + \int_{e^{-\sigma t}}^1 \left(\frac{A(s)}{\sigma} + I\right) y(s) + \frac{f(s)}{\sigma} d\tau. \tag{10}$$

$$y' = Ay + f \Leftrightarrow \tag{6}$$

$$y' + \sigma y = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{7}$$

$$e^{-\sigma t}(e^{\sigma t}y)' = (A + \sigma I)y + f \Leftrightarrow \tag{8}$$

$$y(t) = e^{-\sigma t}y(0) + \int_0^t e^{(s-t)\sigma} \left((A(s) + \sigma I)y(s) + f(s) \right) ds,$$
 (9)

doe volgende substitutie $e^{(s-t)\sigma}= au$, equivalent aan exponentieel te samplen

$$y(t) = \int_0^{e^{-\sigma t}} y(0)d\tau + \int_{e^{-\sigma t}}^1 \left(\frac{A(s)}{\sigma} + I\right) y(s) + \frac{f(s)}{\sigma} d\tau. \tag{10}$$

sample au uniform, equivalent aan een Poisson proces te samplen.



Main Poisson algoritme (recursief samplen)

$$y(t) = \int_0^{e^{-\sigma t}} y(0)d\tau + \int_{e^{-\sigma t}}^1 \left(\frac{A(s)}{\sigma} + I\right) y(s) + \frac{f(s)}{\sigma} d\tau. \tag{11}$$

sample au uniform, equivalent aan een Poisson proces te samplen.

Main Poisson algoritme (recursief samplen)

$$y(t) = \int_0^{e^{-\sigma t}} y(0)d\tau + \int_{e^{-\sigma t}}^1 \left(\frac{A(s)}{\sigma} + I\right) y(s) + \frac{f(s)}{\sigma} d\tau. \tag{11}$$

sample τ uniform, equivalent aan een Poisson proces te samplen. Sample y(t) recursief

$$Y(t) = \begin{cases} y(0) & \text{als } e^{-\sigma t} \le \tau \\ \left(\frac{A(S)}{\sigma} + I\right) Y(S) + \frac{f(S)}{\sigma} & \text{anders} \end{cases}, \tag{12}$$

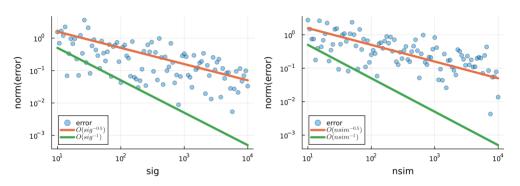
met $S = t + \frac{\ln(\tau)}{\sigma}$, let op $y \neq Y$

Main Poisson algoritme (implementatie)

Verschillende implementaties, voorwaarts door Poisson proces andersom te samplen.

Main Poisson algoritme (convergentie)

Niet bewezen: robust tegen unbiased vervanging van A, f, y(0).



Figuur: Realizaties van de norm van de fout, met nsim = 1 en σ variabel of nsim variabel en $\sigma = 1$. Hoeveelheid samples van A, f per simulatie = Poisson(σ).

Limitaties

- Stabiliteit o Kettunen e.a. 2021 (efficiënte unbiased $e^{\int A(s)ds}y(0)$)
- Biased voor non-lineaire ODEs

Toekomstig Werk

- Random ODEs
- Specifieke ODEs