



### **Sujets:** échantillonnage

- La plupart des algorithmes d'apprentissage vus sont basés sur un modèle probabiliste
  - un modèle probabiliste exprime comment on suppose que nos données ont été générées

- Comment simule-t-on ce processus de génération ?
  - on utilise un algorithme d'échantillonnage tel que :

probabilité de générer une donnée 🗕 probabilité assignée par le modèle



### **Sujets:** visualisation

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour visualiser ce qui a été appris



Ensemble d'entraînement

Mélange de produits de Bernoulli

HUGO LAROCHELLE



### Salakhutdinov et Murray, 2008

Sujets: estimation d'espérance, estimation Monte Carlo

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour estimer une espérance

$$\mathbb{E}[f] = \int f(\mathbf{z}) p(\mathbf{z}) \, \mathrm{d}\mathbf{z}$$



**Sujets:** estimation d'espérance, estimation Monte Carlo

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour estimer une espérance

$$\mathbb{E}[f] = \int f(\mathbf{z}) p(\mathbf{z}) \, \mathrm{d}\mathbf{z} \approx \frac{1}{L} \sum_{l=1}^{L} f(\mathbf{z}) \mathbf{z}^{(l)}$$
$$\mathbf{z}^{(l)} \text{ échantillonnés de } p(\mathbf{z})$$

• Un tel calcul d'une espérance ainsi est appelé une estimation Monte Carlo



(l)

Sujets: estimation de la loi prédictive a posteriori

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour estimer la loi prédictive a posteriori

$$p(t|\mathbf{t}, \alpha, \beta) = \int p(t|\mathbf{w}, \beta) p(\mathbf{w}|\mathbf{t}, \alpha, \beta) \, \mathrm{d}\mathbf{w}$$



W

Sujets: estimation de la loi prédictive a posteriori

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour estimer la loi prédictive a posteriori

$$p(t|\mathbf{t}, \alpha, \beta) = \int p(t|\mathbf{w}, \beta) p(\mathbf{w}|\mathbf{t}, \alpha, \beta) \, \mathrm{d}\mathbf{w}$$

$$\approx \frac{1}{L}\sum_{l=1}^{L}p(t|\mathbf{w}^{(l)},\beta)$$
échantillonnés de  $p(\mathbf{w}|\mathbf{t},\alpha,\beta)$ 

HUGO LAROCHELLE

 $\mathbf{w}^{(l)}$ 



W

Sujets: estimation de la loi prédictive a posteriori

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour approximer l'étape M de l'algorithme EM

$$Q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}^{\text{old}}) = \int p(\mathbf{Z} | \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}^{\text{old}}) \ln p(\mathbf{Z}, \mathbf{X} | \boldsymbol{\theta}) \, \mathrm{d}$$



### Ζ

Sujets: estimation de la loi prédictive a posteriori

- Pourquoi échantillonner ?
  - pour approximer l'étape M de l'algorithme EM

$$\begin{split} Q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}^{\text{old}}) &= \int p(\mathbf{Z} | \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}^{\text{old}}) \ln p(\mathbf{Z}, \mathbf{X} | \boldsymbol{\theta}) \, \mathrm{d} \\ &\simeq \frac{1}{L} \sum_{l=1}^{L} \ln p(\mathbf{Z}^{(l)}, \mathbf{X} | \boldsymbol{\theta}) \\ \mathbf{Z}^{(l)} \text{ \'echantillonn\'es de } p(\mathbf{Z} | \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}^{\text{old}}) \end{split}$$



### Ζ



Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire discrète scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère



- Sujets: méthodes de base
- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère



**Sujets:** variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
- Variable :  $Z \in \{1, 2, ..., M\}$
- Algorithme

9

- I. séparer l'intervalle (0,1) en M intervalles, où le i<sup>e</sup> intervalle est de longueur p(Z=i) et est associé à la valeur i
- 2. échantillonner un nombre x uniformément dans (0,1)
- 3. retourner l'étiquette de l'intervalle dans lequel x se trouve HUGO LAROCHELLE



Sujets: variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire

$$egin{aligned} p(Z\!\!=\!\!1) &= 0.4 \ p(Z\!\!=\!\!2) &= 0.3 \ p(Z\!\!=\!\!3) &= 0.1 \ p(Z\!\!=\!\!4) &= 0.2 \end{aligned}$$





**Sujets:** variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire

$$egin{aligned} p(Z\!\!=\!\!1) &= 0.4 \ p(Z\!\!=\!\!2) &= 0.3 \ p(Z\!\!=\!\!3) &= 0.1 \ p(Z\!\!=\!\!4) &= 0.2 \end{aligned}$$





Sujets: variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire

$$p(Z=1) = 0.4$$

$$p(Z=2) = 0.3$$

$$p(Z=3) = 0.1$$

$$p(Z=4) = 0.2$$

$$Z=1$$

$$Z=2$$

$$Z=3$$

$$Z=4$$

 $0.4 \qquad 0.7 \ 0.8 \qquad 1$ 0



Sujets: variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire discrète scalaire





Sujets: variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire discrète scalaire





Sujets: variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire





Sujets: variable aléatoire discrète scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire







Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
- Variable :  $Z \in I$ , fonction de densité p(z)et fonction de répartition  $P(z) = \int_{\min(I)}^{z} p(x) dx$
- Algorithme
  - I. échantillonner un nombre x uniformément dans (0,1)
  - **2.** retourner  $P^{-1}(x)$



**Sujets:** variable aléatoire continue scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
- Variable :  $Z \in I$ , fonction de densité p(z)et fonction de répartition  $P(z) = \int_{\min(I)}^{z} p(x) dx$
- Algorithme
  - I. échantillonner un nombre x uniformément dans (0,1)
  - **2.** retourner  $P^{-1}(x)$ fonction réciproque de P(z) (inverse function)



- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire





- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire





- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire





- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire





- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire







**Sujets:** variable aléatoire continue scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire





### $p(P^{-1}(X) \le z) = p(X \le P(z))$

**Sujets:** variable aléatoire continue scalaire

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire





### $p(P^{-1}(X) \le z) = p(X \le P(z)) = P(z)$

puisque X est uniforme dans (0,1)





Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire discrète scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





**Sujets:** variable aléatoire gaussienne vectorielle

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle
- Variable : Z gaussienne, fonction de densité  $\mathcal{N}(\mathbf{z}|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma})$
- Algorithme
  - I. générer vecteur gaussien x de moyenne 0 et covariance I
  - 2. calculer L telle que  $\Sigma = \mathrm{L}\mathrm{L}^{\mathrm{T}}$
  - 3. retourner  $\mathbf{L}\mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}$


**Sujets:** variable aléatoire gaussienne vectorielle

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle
- Génère de  $\mathcal{N}(\mathbf{z}|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma})$  puisque
  - transformation linéaire de variables gaussiennes est aussi gaussienne
  - $\bullet \mathbb{E}[\mathbf{L}\mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}] = \mathbf{L}\mathbb{E}[\mathbf{x}] + \boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{\mu}$
  - $\operatorname{cov}[\mathbf{L}\mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}] = \mathbf{L}\operatorname{cov}[\mathbf{x}]\mathbf{L}^{\mathrm{T}} = \mathbf{L}\mathbf{L}^{\mathrm{T}} = \boldsymbol{\Sigma}$



Sujets: variable aléatoire gaussienne vectorielle

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle
- Comment calculer L ?
  - décomposition de Cholesky (L est alors triangulaire inférieure)
  - à partir de la décomposition en valeurs/vecteurs propres de  $\Sigma$  :

$$\mathbf{L} = \mathbf{U} \mathbf{\Lambda}^{\frac{1}{2}} \mathbf{U}^{\mathrm{T}}$$

HUGO LAROCHELLE







Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une va

Quoi faire lorsque ces méthodes ne sont pas applicables ?

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





## EXEMPLE

Sujets: exemple de cas problématique

Considérons le cas d'une loi

$$p(z) = \frac{1}{Z_p} \widetilde{p}(z)$$

où calculer $Z_p$  est trop lourd, mais pas  $\widetilde{p}(z)$ 

- Cas spécifiques :
  - loi a posteriori en apprentissage bayésien  $p(\text{«modèle»}|\text{«données»}) \propto p(\text{«données»}|\text{«modèle»}) p(\text{«modèle»})$
  - probabilités  $p(\mathbf{z}|\mathbf{x})$  de modèles plus riche qu'un mélange

HUGO LAROCHELLE



# Méthode de Rejet

Sujets: méthode de rejet, proposal distribution

- Supposons qu'on ait une loi q(z) telle que  $kq(z) \ge \widetilde{p}(z)$  pour une certaine valuer de k
  - q(z) est appelée loi instrumentale (**proposal distribution**)

### • Méthode de rejet

- I. échantillonner  $z_0$  de q(z)
- 2. échantillonner  $u_0$  uniformément entre 0 et  $kq(z_0)$
- 3. si  $u_0 < \widetilde{p}(z)$  , alors retourner  $z_0$
- 4. sinon, revenir à l'étape 1.





# Méthode de Rejet

**Sujets:** méthode de rejet

- La loi q(z) doit être non nulle pour chaque valeur de z telle que p(z) est non nulle
- Si q(z) ne donne pas une borne serrée, cette méthode peut être très inefficace
- Trouver q(z) qui satisfait la condition  $kq(z) \ge \tilde{p}(z)$  n'est pas toujours facile
  - il est parfois possible de construire q(z) de façon automatique (voir section 11.1.3)





Sujets: méthodes de base

- Débutons par les méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une va

Quoi faire lorsque ces méthodes ne sont pas applicables ?

- On va supposer qu'on a accès à un générateur pour une variable aléatoire uniformément distribuée entre 0 et 1
  - les méthodes de base vont utiliser les nombres aléatoires qu'il génère





# Méthode de Rejet

Sujets: méthode de rejet, proposal distribution

- Supposons qu'on ait une loi q(z) telle que  $kq(z) \ge \widetilde{p}(z)$  pour une certaine valuer de k
  - q(z) est appelée loi instrumentale (**proposal distribution**)

### • Méthode de rejet

- I. échantillonner  $z_0$  de q(z)
- 2. échantillonner  $u_0$  uniformément entre 0 et  $kq(z_0)$
- 3. si  $u_0 < \widetilde{p}(z)$  , alors retourner  $z_0$
- 4. sinon, revenir à l'étape 1.



# ECHANTILLONNAGE

**Sujets:** estimation d'espérance, estimation Monte Carlo

- Pourquoi échantillonner d'un modèle ?
  - pour estimer une espérance

$$\mathbb{E}[f] = \int f(\mathbf{z}) p(\mathbf{z}) \, \mathrm{d}\mathbf{z} \approx \frac{1}{L} \sum_{l=1}^{L} f(\mathbf{z}) \mathbf{z}^{(l)}$$
$$\mathbf{z}^{(l)} \text{ échantillonnés de } p(\mathbf{z})$$

• Un tel calcul d'une espérance ainsi est appelé une estimation Monte Carlo





(l)

**Sujets:** échantillonnage préférentiel, *importance* weights

- Pourquoi échantillonner d'un modèle ?
  - pour estimer une espérance

**Sujets:** échantillonnage préférentiel, *importance* weights

- Pourquoi échantillonner d'un modèle ?
  - pour estimer une espérance

$$\mathbb{E}[f] = \int f(\mathbf{z})p(\mathbf{z}) \, d\mathbf{z}$$

$$= \int f(\mathbf{z})\frac{p(\mathbf{z})}{q(\mathbf{z})}q(\mathbf{z}) \, d\mathbf{z}$$

$$\simeq \frac{1}{L}\sum_{l=1}^{L} w_l f(\mathbf{z}^{(l)}).$$
Hugo Larochelle

## rtance weights : $= p(\mathbf{z}^{(l)})/q(\mathbf{z}^{(l)})$

Sujets: échantillonnage préférentiel, *importance sampling* 

• Supposons qu'on ait une loi q(z) (proposal distribution)

## Échantillonnage préférentiel

I. échantillonner L fois de  $q(\mathbf{z})$ , pour obtenir  $\mathbf{z}^{(1)}, \ldots, \mathbf{z}^{(L)}$ 

**2.** calculer les L poids  $w_1, \ldots, w_L$ 

$$w_l = p(\mathbf{z}^{(l)})/q(\mathbf{z}^{(l)})$$

3. retourner  $\frac{1}{L} \sum^{L} w_l f(\mathbf{z}^l)$ 

HUGO LAROCHELLE

Sujets: échantillonnage préférentiel, *importance sampling* 

• Comme pour la méthode de rejet, le succès de cette méthode dépend de la proximité entre  $q(\mathbf{z})$  et  $p(\mathbf{z})$ 

• Dans le cas où  $p(\mathbf{z}) = \frac{1}{Z_n} \widetilde{p}(\mathbf{z})$ , on peut utiliser les poids suivants :

$$w_{l} = \frac{L \widetilde{p}(\mathbf{z}^{(l)})/q(\mathbf{z}^{(l)})}{\sum_{m} \widetilde{p}(\mathbf{z}^{(m)})/q(\mathbf{z}^{(m)})}$$

HUGO LAROCHELLE





# Méthode de Rejet

Sujets: méthode de rejet, proposal distribution

- Supposons qu'on ait une loi q(z) telle que  $kq(z) \ge \widetilde{p}(z)$  pour une certaine valuer de k
  - q(z) est appelée loi instrumentale (**proposal distribution**)

### • Méthode de rejet

- I. échantillonner  $z_0$  de q(z)
- 2. échantillonner  $u_0$  uniformément entre 0 et  $kq(z_0)$
- 3. si  $u_0 < \widetilde{p}(z)$  , alors retourner  $z_0$
- 4. sinon, revenir à l'étape 1.



# Méthode de Rejet

Sujets: méthode de rejet, proposal distribution

- Supposons qu'on ait une loi q(z) telle que  $kq(z) \ge \widetilde{p}(z)$  pour une certaine valuer de k
  - + q(z) est appelée lo
- Méthode de r
  - I. échantillonner  $z_0$  d

Fonctionne souvent mal en haute dimension, puisque passe son temps à rejeter les propositions  $z_0$ 

- 2. échantillonner  $u_0$  uniformément entre 0 et  $kq(z_0)$
- 3. si  $u_0 < \widetilde{p}(z)$  , alors retourner  $z_0$
- 4. sinon, revenir à l'étape 1.



# MONTE CARLO PAR CHAÎNES DE MARKOV

## Sujets: MCMC

- On aimerait que l'algorithme tire profit de ses «bons coups»
  - lorsqu'il trouve un bon échantillon  $z_0$ , on pourrait l'utiliser pour tirer notre prochain échantillon (p. ex. un échantillon «proche»)
- Spécifiquement, on pourrait tirer les  $z^{(1)}$ , ...,  $z^{(L)}$  en chaîne

$$\mathbf{z}^{(1)} \to \mathbf{z}^{(2)} \to \mathbf{z}^{(3)} \to \cdots \to \mathbf{z}^{(L)}$$

- la séquence  $z^{(1)}, ..., z^{(L)}$  est donc définie par une chaîne de Markov
- C'est ce qu'on appelle une méthode Monte Carlo par Chaînes de Markov (MCMC)



Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

• Supposons qu'on ait une loi  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$ 

### Metropolis-Hastings

- I. échantillonner un proposition  $\mathbf{z}^*$  de  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$
- 2. avec probabilité d'acceptation

$$A(\mathbf{z}^*, \mathbf{z}^{(l-1)}) = \min\left(1, \frac{\widetilde{p}(\mathbf{z}^*)q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^*)}{\widetilde{p}(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^*|\mathbf{z}^{(l-1)})}\right)$$
  
assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^*$ , sinon  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$ 

3. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$ 

HUGO LAROCHELLE



### dernier échantillon généré

Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

• Supposons qu'on ait une loi  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$ 

### Metropolis-Hastings

- I. échantillonner un proposition  $\mathbf{z}^*$  de  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$
- 2. avec probabilité d'acceptation

$$A(\mathbf{z}^*, \mathbf{z}^{(l-1)}) = \min\left(1, \frac{\widetilde{p}(\mathbf{z}^*)}{\widetilde{p}(\mathbf{z}^{(l-1)})}\right)$$

assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{T}$ , sinon  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$ 

3. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$ 



### dernier échantillon généré

## Se simplifie s'il y a symétrie : $q(\mathbf{z}^{(l)} \, | \mathbf{z}^{(l-1)}) \, = \, q(\mathbf{z}^{(l-1)} \, | \mathbf{z}^{(l)})$

Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

- Le choix de la loi de proposition  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$  est important
  - une condition suffisante pour que l'échantillonnage soit valide est que la probabilité de proposer toute valeur légale de z soit non nulle sous  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$
- Un choix courant de  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$  est de prendre une gaussienne centrée en  $z^{(l-1)}$ 
  - une petite covariance impliquera des déplacements lents
  - une grande covariance impliquera des risques de ne pas accepter souvent

### **Sujets:** Metropolis-Hastings

• Exemple :









# MONTE CARLO PAR CHAÎNES DE MARKOV

## Sujets: MCMC

- On aimerait que l'algorithme tire profit de ses «bons coups»
  - lorsqu'il trouve un bon échantillon  $z_0$ , on pourrait l'utiliser pour tirer notre prochain échantillon (p. ex. un échantillon «proche»)
- Spécifiquement, on pourrait tirer les  $z^{(1)}$ , ...,  $z^{(L)}$  en chaîne

$$\mathbf{z}^{(1)} \to \mathbf{z}^{(2)} \to \mathbf{z}^{(3)} \to \cdots \to \mathbf{z}^{(L)}$$

- la séquence  $z^{(1)}, ..., z^{(L)}$  est donc définie par une chaîne de Markov
- C'est ce qu'on appelle une méthode Monte Carlo par Chaînes de Markov (MCMC)





Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

• Supposons qu'on ait une loi  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$ 

### Metropolis-Hastings

- I. échantillonner un proposition  $\mathbf{z}^*$  de  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$
- 2. avec probabilité d'acceptation

$$A(\mathbf{z}^*, \mathbf{z}^{(l-1)}) = \min\left(1, \frac{\widetilde{p}(\mathbf{z}^*)q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^*)}{\widetilde{p}(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^*|\mathbf{z}^{(l-1)})}\right)$$
  
assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^*$ , sinon  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$ 

3. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$ 

HUGO LAROCHELLE





### dernier échantillon généré

Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

• Supposons qu'on ait une loi  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$ 

### Metropolis-Hastings

2. avec probabilité d'acc

- I. échantillonner un proposition  $z^*$  de  $a(z^{(l)} | z^{(l-1)})$ 
  - Peut-on éviter d'avoir à fournir une loi  $q(\mathbf{z}_l | \mathbf{z}_{l-1})$  ?

$$A(\mathbf{z}^*, \mathbf{z}^{(l-1)}) = \min\left(1, \frac{p(\mathbf{z}^*)q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^*)}{\widetilde{p}(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^*|\mathbf{z}^{(l-1)})}\right)$$

assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^*$ , sinon  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$ 

3. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$ 





### dernier échantillon généré



Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

- Échantillonnage de Gibbs
  - I. assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$
  - **2**. choisir k aléatoirement parmi  $\{1, ..., D\}$

3. remplacer  $z_k^{(l)}$  par un échantillon de  $p(z_k^{(l)}|z_1^{(l)}, \dots, z_{k-1}^{(l)}, z_{k+1}^{(l)}, \dots, z_D^{(l)})$ 

4. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$ 



Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

- Échantillonnage de Gibbs
  - I. assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$  $\mathbf{z}_{\lambda k}^{(l)}$ :tout le vecteur  $\mathbf{z}^{(l)}$

**2**. choisir k aléatoirement parmi  $\{1, ..., D\}$ 

3. remplacer  $z_k^{(l)}$  par un échantillon de  $p(z_k^{(l)}|z_1^{(l)}, \dots, z_{k-1}^{(l)}, z_{k+1}^{(l)}, \dots, z_D^{(l)})$ 

4. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$ 



### sans la $k^{e}$ composante



Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

$$\frac{p(\mathbf{z}^{*})q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^{*})}{p(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^{*}|\mathbf{z}^{(l-1)})} = \frac{p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})}{p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{(l-1)})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{(l-1)})p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{(l-1)})}$$



Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

$$\frac{p(\mathbf{z}^{*})q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^{*})}{p(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^{*}|\mathbf{z}^{(l-1)})} = \frac{p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})}{p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{(l-1)})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{(l-1)})}$$



$$\mathbf{z}_{ackslash k}^{(l-1)} = \mathbf{z}_{ackslash k}^{*}$$

Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

$$\frac{p(\mathbf{z}^{*})q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^{*})}{p(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^{*}|\mathbf{z}^{(l-1)})} = \frac{p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})}{p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})}$$



$$\mathbf{z}_{ackslash k}^{(l-1)} = \mathbf{z}_{ackslash k}^{*}$$

Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

$$\frac{p(\mathbf{z}^{*})q(\mathbf{z}^{(l-1)}|\mathbf{z}^{*})}{p(\mathbf{z}^{(l-1)})q(\mathbf{z}^{*}|\mathbf{z}^{(l-1)})} = \frac{p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})}{p(z_{k}^{(l-1)}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})p(z_{k}^{*}|\mathbf{z}_{\backslash k}^{*})} = 1$$



$$\mathbf{z}_{ackslash k}^{(l-1)} = \mathbf{z}_{ackslash k}^{*}$$

Sujets: Metropolis-Hastings, probabilité d'acceptation

• Exemple :





**Sujets:** version cyclique

- Échantillonnage de Gibbs cyclique
  - I. assigner  $\mathbf{z}^{(l)} \leftarrow \mathbf{z}^{(l-1)}$
  - **2**. pour k de 1 à D
    - remplacer  $z_k^{(l)}$  par un échantillon de  $p(z_k^{(l)}|z_1^{(l)}, \dots, z_{k-1}^{(l)}, z_{k+1}^{(l)}, \dots, z_D^{(l)})$
  - 3. retourner  $\mathbf{z}^{(l)}$

- Permet de réduire la corrélation entre les  $z^{(l)}$
- L'ordre de remplacement des  $z_k^{(l)}$  n'est pas important






# ECHANTILLONNAGE

**Sujets:** estimation d'espérance, estimation Monte Carlo

- Pourquoi échantillonner d'un modèle ?
  - pour estimer une espérance

$$\mathbb{E}[f] = \int f(\mathbf{z}) p(\mathbf{z}) \, \mathrm{d}\mathbf{z} \approx \frac{1}{L} \sum_{l=1}^{L} f(\mathbf{z}) \mathbf{z}^{(l)}$$
$$\mathbf{z}^{(l)} \text{ échantillonnés de } p(\mathbf{z})$$

• Un tel calcul d'une espérance ainsi est appelé une estimation Monte Carlo





(l)

## ÉCHANTILLONNAGE DE BASE

Sujets: méthodes de base

- Méthodes de base pour l'échantillonnage
  - d'une variable aléatoire **discrète** scalaire
  - d'une variable aléatoire **continue** scalaire
  - d'une variable aléatoire gaussienne vectorielle

• Dans ces cas, on est garanti d'obtenir des échantillons de qualité, en un temps bien déterminé



## Méthode de Rejet

**Sujets:** méthode de rejet

• Si les méthodes de base ne sont pas applicables à p(z) :

#### Méthode de rejet :

- doit fournir une loi instrumentale (proposal distribution)  $q(\mathbf{z})$
- si la loi  $q(\mathbf{z})$  n'est pas proche de  $p(\mathbf{z})$ , on peut attendre longtemps avant d'avoir un échantillon (particulièrement en haute dimension)

# ÉCHANTILLONNAGE PRÉFÉRENTIEL

**Sujets:** échantillonnage préférentiel

• Si les méthodes de base ne sont pas applicables à p(z) :

### Échantillonnage préférentiel

- doit fournir une loi instrumentale (proposal distribution)  $q(\mathbf{z})$
- meilleur que la méthode de rejet pour l'estimation Monte Carlo
- permet seulement d'approximer une somme (ne donne pas des échantillons de  $p(\mathbf{z})$ )
- si la loi q(z) n'est pas proche de p(z), l'approximation peut être très mauvaise (particulièrement en haute dimension)

### **METROPOLIS-HASTINGS**

#### **Sujets:** Metropolis-Hastings

• Si les méthodes de base ne sont pas applicables à p(z) :

#### **Métropolis-Hastings**

- méthode MCMC
- nécessite seulement une loi instrumentale conditionnelle  $q(\mathbf{z}^{(l)} | \mathbf{z}^{(l-1)})$
- donne une séquence d'échantillons qui sont corrélés (ne peut pas les traiter comme des échantillons indépendants)

## ÉCHANTILLONNAGE DE GIBBS

#### Sujets: Échantillonnage de Gibbs

• Si les méthodes de base ne sont pas applicables à p(z) :

### Échantillonnage de Gibbs

- méthode MCMC
- ne nécessite pas de loi instrumentale
- nécessite que les conditionnelles  $p(z_k^{(l)}|z_1^{(l)}, \dots, z_{k-1}^{(l)}, z_{k+1}^{(l)}, \dots, z_D^{(l)})$ soient calculables
- donne une séquence d'échantillons qui sont corrélés (ne peut pas les traiter comme des échantillons indépendants)





### **METROPOLIS-HASTINGS**

#### **Sujets:** Metropolis-Hastings

- Toutes les méthodes MCMC génèrent des échantillons corrélés
  - pour réduire la corrélation, on collecte seulement tous les Méchantillons (p. ex. M=100)
  - on ignore également les premiers échantillons générés (période de burn-in)

• Pour en savoir plus sur les propriétés que doivent satisfaire les méthodes MCMC : voir section 11.2.1

