Théorie bayésienne de la décision

Introduction à l'apprentissage automatique – GIF-4101 / GIF-7005 Professeur: Christian Gagné

Semaine 2



2.1 Formule de Bayes

Rappel sur les statistiques

- Expérience aléatoire (E): expérience dont l'issue n'est pas prévisible avec certitude à l'avance
- Univers (U) : ensemble des issues possibles d'une expérience
 - Univers discret : ensemble fini d'issues possibles
 - Univers continu : issues possibles non énumérables
- Événement aléatoire (A) : résultat d'une expérience aléatoire, sous-ensemble de l'univers (A \subset U)
- Probabilité (P(A)): associe un nombre réel représentant une application d'un événement quelconque (A) lié à une expérience aléatoire $(A \subset U)$, satisfaisant les axiomes des probabilités
 - 1. $0 \le P(A) \le 1, \forall A$
 - 2. P(U) = 1
 - 3. Supposons que les événements A_i , $i=1,\ldots,n$ sont mutuellement exclusifs $(A_i\cap A_j=\emptyset,\,\forall j\neq i)$, alors $P\left(\bigcup_{i=1}^nA_i\right)=\sum_{i=1}^nP(A_i)$

Probabilité et inférence

- Lancement d'une pièce de monnaie : $U = \{pile, face\}$
- Variable aléatoire $X = \{0, 1\}$ (0=face, 1=pile)
 - Distribution de Bernoulli : $P(x \in X) = (1 p_1)^{1-x} p_1^x$
- Ensemble d'échantillons X tirés selon une distribution de probabilité paramétrée par p_1 (probabilité de pile)
 - Ensemble de N échantillons : $\mathbf{X} = \{x^t\}_{t=1}^N$ avec $x^t \in X$
 - Estimation de p_1 par échantillonnage : $\hat{p}_1 = \frac{\#pile}{\#tir} = \frac{\sum_{i=1}^N x^t}{N}$
- Prédiction du prochain tir x^{N+1} : si $\hat{p}_1 > 0.5$ alors pile, sinon face
- Exemple de tirage : $\mathbf{X} = \{1, 1, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 1\}$
 - Estimation de la probabilité : $\hat{p}_1 = \frac{\sum_{t=1}^N x^t}{N} = \frac{6}{9}$

Classement

- Exemple de l'évaluation du risque au crédit
 - Données d'entrée : $\mathbf{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$, avec x_1 comme le revenu et x_2 le niveau d'épargne
 - Classes possibles : $C \in \{0, 1\}$ où C = 1 dénote un individu à haut risque de défaut de paiement et C = 0 un individu à faible risque
- Si on connaît $P(C|x_1,x_2)$ alors :
 - Sélectionner : $\begin{cases} C = 1 & \text{si } P(C = 1 | x_1, x_2) > 0,5 \\ C = 0 & \text{autrement} \end{cases}$
- Formulation équivalente :
 - Sélectionner : $\begin{cases} C = 1 & \text{si } P(C = 1 | x_1, x_2) > P(C = 0 | x_1, x_2) \\ C = 0 & \text{autrement} \end{cases}$

3

Probabilité conditionnelle

• Probabilité conditionnelle P(E|F) : probabilité que l'événement E se produit si l'événement F est survenu :

$$P(E|F) = \frac{P(E \cap F)}{P(F)}$$

• Comme ∩ est commutatif :

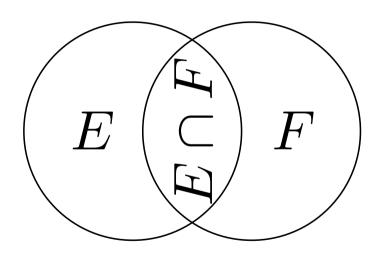
$$P(E \cap F) = P(E|F) P(F) = P(F|E) P(E)$$

• Formule de Bayes :

$$P(F|E) = \frac{P(E|F)P(F)}{P(E)}$$

4

Diagramme de Venn et formule de Bayes



$$P(E \cap F) = P(E|F) P(F) = P(F|E) P(E) = P(F \cap E)$$

Formule de Bayes

$$\underbrace{P(C|\mathbf{x})}_{\text{a posteriori}} = \underbrace{\overbrace{P(C)}^{\text{a priori}} \underbrace{p(\mathbf{x}|C)}_{\text{evidence}}}_{\text{evidence}}$$

- Probabilité a priori (P(C)): probabilité d'observer une instance de la classe C
- Vraisemblance de classe $(p(\mathbf{x}|C))$: vraisemblance qu'une observation de la classe C soit \mathbf{x}
- Évidence $(p(\mathbf{x}))$: vraisemblance d'observer la donnée \mathbf{x}
- Probabilité a posteriori $(P(C|\mathbf{x}))$: probabilité qu'une observation \mathbf{x} appartienne à la classe C

Formule de Bayes

$$\underbrace{P(C|\mathbf{x})}_{\text{a posteriori}} = \underbrace{\frac{P(C)}{P(C)}\underbrace{\frac{\text{vraisemblance}}{p(\mathbf{x}|C)}}_{\text{évidence}}$$

- Somme des probabilités a priori : P(C = 0) + P(C = 1) = 1
- Somme des probabilités a posteriori : $P(C = 0|\mathbf{x}) + P(C = 1|\mathbf{x}) = 1$
- Évidence : $p(\mathbf{x}) = P(C = 1) p(\mathbf{x}|C = 1) + P(C = 0) p(\mathbf{x}|C = 0)$

Exemple : formule de Bayes

- Observation de véhicules
 - Probabilité d'observer une voiture, P(C=1)=0.7
 - Probabilité d'observer un autre véhicule, P(C = 0) = 0.3
- Une certaine observation de véhicule x
 - Vraisemblances de l'observation : $p(\mathbf{x}|C=1)=1,1,\ p(\mathbf{x}|C=0)=0,4$
- Évidence

$$p(\mathbf{x}) = p(\mathbf{x}|C=1) P(C=1) + p(\mathbf{x}|C=0) P(C=0)$$

= 1,1 \cdot 0,7 + 0,4 \cdot 0,3 = 0,77 + 0,12 = 0,89

Probabilités a posteriori

$$P(C = 1|\mathbf{x}) = \frac{P(C = 1) p(\mathbf{x}|C = 1)}{p(\mathbf{x})} = \frac{0.7 \cdot 1.1}{0.89} = \frac{0.77}{0.89} = 0.865$$

$$P(C = 0|\mathbf{x}) = \frac{P(C = 0) p(\mathbf{x}|C = 0)}{p(\mathbf{x})} = \frac{0.3 \cdot 0.4}{0.89} = \frac{0.12}{0.89} = 0.134$$

2.2 Prise de décision bayésienne

Formule de Bayes avec plusieurs classes

$$P(C_i|\mathbf{x}) = \frac{P(C_i) p(\mathbf{x}|C_i)}{\sum_{k=1}^{K} P(C_k) p(\mathbf{x}|C_k)}$$

- $P(C_i) \ge 0$ et $\sum_{i=1}^{K} P(C_i) = 1$
- Choisir classe C_i pour donnée \mathbf{x} selon $C_i = \operatorname*{argmax}_{k=1}^K P(C_k|\mathbf{x})$

Fonction de perte

- Toutes les décisions n'ont pas le même impact
 - Prêter à un client à haut risque comparativement à ne pas prêter à un client à faible risque
 - Diagnostic médical : impacts possibles de la non-détection d'une maladie grave
 - Détection d'intrusions
- Quantifier avec une fonction de perte $\mathcal{L}(\alpha_i, C_j)$
 - ullet Effectuer une action $lpha_i$ alors que la classe véritable est \mathcal{C}_j

Risque

• Risque espéré d'une action α :

$$R(\alpha|\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \mathcal{L}(\alpha, C_k) P(C_k|\mathbf{x})$$

• Action minimisant le risque :

$$\alpha^* = \operatorname*{argmin}_{orall lpha} R(lpha | \mathbf{x})$$

- Modifier la fonction de perte modifie le risque
 - Modifier le coût associé à un faux négatif relativement au coût d'un faux positif

Matrice de confusion (deux classes)

		Décision	
		$lpha_{0}$	α_1
Vérité	C_0	0	$\lambda_{ ext{FP}}$
	C_1	$\lambda_{ m FN}$	0

- $\mathcal{L}(\alpha=1, C=0) = \lambda_{\mathrm{FP}}$: coût d'un faux positif
- $\mathcal{L}(lpha=0,\mathcal{C}=1)=\lambda_{\mathrm{FN}}$: coût d'un faux négatif

Matrice de confusion (K classes)

	$lpha_{0}$	α_1		α_{K}
C_0	0	$\lambda_{1,0}$	• • •	$\lambda_{K,0}$
C_1	$\lambda_{0,1}$	0	• • •	$\lambda_{K,1}$
:	:	:	٠	:
C_K	$\lambda_{0,K}$	$\lambda_{1,K}$		0

Fonction de perte zéro-un

• Fonction de perte zéro-un :

$$\mathcal{L}(\alpha_i, C_j) = \begin{cases} 0 & \text{si } i = j \\ 1 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

• Risque correspondant :

$$R(\alpha_{i}|\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \mathcal{L}(\alpha_{i}, C_{k}) P(C_{k}|\mathbf{x})$$
$$= \sum_{k\neq i} P(C_{k}|\mathbf{x})$$
$$= 1 - P(C_{i}|\mathbf{x})$$

Décision optimale :

$$\alpha^* = \operatorname*{argmax}_{\alpha_k = \alpha_1} P(C_k | \mathbf{x})$$

Option de rejet

- Pour plusieurs applications, un mauvais classement peut avoir un impact considérable
 - Ajout d'une option de rejet en cas de doute, action α_{K+1}
- Fonction de perte zéro-un avec rejet :

$$\mathcal{L}(lpha_i, \mathcal{C}_j) = \left\{ egin{array}{ll} 0 & \mathsf{si} \; i = j \ \lambda & \mathsf{si} \; i = \mathcal{K} + 1 \ 1 & \mathsf{autrement} \end{array}
ight.$$

• Dans ce cas :

$$R(\alpha_i|\mathbf{x}) = \sum_{k \neq i} P(C_k|\mathbf{x}) = 1 - P(C_i|\mathbf{x})$$

$$R(\alpha_{K+1}|\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \lambda P(C_k|\mathbf{x}) = \lambda$$

Décision optimale avec option de rejet

• Décision optimale avec option de rejet :

$$\alpha^* = \operatorname*{argmin}_{\alpha_k = \alpha_1} R(\alpha_k | \mathbf{x})$$

• Décision optimale pour fonction de perte zéro-un avec rejet :

$$lpha^* = \left\{ egin{array}{ll} lpha_{\mathcal{K}+1} & ext{si } P(\mathcal{C}_j|\mathbf{x}) < 1-\lambda, \ orall j=1,\ldots,\mathcal{K} \ lpha_{j=lpha_1} & ext{autrement} \end{array}
ight.$$
 autrement

Matrice de confusion (K classes et option de rejet)

	α_{0}	α_1		α_{K}	α_{K+1}
C_0	0	$\lambda_{1,0}$	• • •	$\lambda_{K,0}$	$\lambda_{K+1,0}$
C_1	$\lambda_{0,1}$	0	• • •	$\lambda_{K,1}$	$\lambda_{K+1,1}$
:	:	:	٠	:	:
C_K	$\lambda_{0,K}$	$\lambda_{1,K}$		0	$\lambda_{K+1,K}$

Fonction discriminante

- Fonctions discriminantes pour classement : $\alpha^t = \operatorname*{argmax}_{\alpha_i = \alpha_1} h_i(\mathbf{x}^t)$
 - Dans le cas bayésien (général) : $h_i(\mathbf{x}) = -R(\alpha_i|\mathbf{x})$
 - Bayésien avec fonction de perte zéro-un : $h_i(\mathbf{x}) = P(C_i|\mathbf{x})$
 - En ignorant normalisation selon $p(\mathbf{x})$: $h_i(\mathbf{x}) = p(\mathbf{x}|C_i) P(C_i)$
- Régions de décisions : division de l'espace d'entrée selon K régions :
 - $\mathcal{R}_1, \dots, \mathcal{R}_K$ où $\mathcal{R}_i = \{\mathbf{x} | \mathbf{h}_i(\mathbf{x}) = \mathsf{max}_{\forall k} \mathbf{h}_k(\mathbf{x})\}$
- Les régions de décisions sont séparées par des frontières de décisions
- ullet Cas à deux classes est un dichotomiseur, cas à $K\geq 3$ classes est un plurichotomiseur

Régions et frontières de décision

