

Modele generujące GDA, Naive Bayes

Szymon Zaręba

szymon.zareba@pwr.edu.pl

Modelowanie generujące

Rozkład warunkowy $p(y|\mathbf{x})$ można wyznaczyć korzystając ze wzoru Bayesa i twierdzenia o prawdopodobieństwie całkowitym

$$p(y|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}|y)p(y)}{p(\mathbf{x})}$$
$$= \frac{p(\mathbf{x}|y)p(y)}{\sum_{y'} p(\mathbf{x}|y')p(y')}$$

Wielkości, które będą modelowane to $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$ oraz $p(y|\mathbf{\Theta})$.

Rozkład $p(y|\Theta)$ będzie rozkładem wielopunktowym:

$$p(y|\mathbf{\Theta}) = M(y|\boldsymbol{\pi}) = \prod_{k=1}^{K} \pi_k^{y^{(k)}}$$

Model Naive Bayes zakłada niezależność cech:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{d=1}^{D} p(x^{(d)}|y, \mathbf{\Theta})$$

Przypadek dyskretny (1)

Każda z cech modelowana jest rozkładem dwupunktowym:

$$p(x^{(d)}|y=k, \Theta) = B(x^{(d)}|\theta_{k,d}) = \theta_{k,d}^{x^{(d)}} (1-\theta_{k,d})^{1-x^{(d)}}$$

Rozkład $p(\mathbf{x}|y=k, \mathbf{\Theta})$ dla wektora x przyjmuje postać:

$$p(\mathbf{x}|y=k,\mathbf{\Theta}) = \prod_{d=1}^{D} B(x^{(d)}|\theta_{k,d})$$

Przypadek dyskretny (2)

W ogólnym przypadku rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$ przyjmuje postać:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\prod_{d=1}^{D} B(x^{(d)}|\theta_{k,d}) \right]^{y^{(k)}}$$

Zatem rozkład łączny $p(\mathbf{x}, y|\mathbf{\Theta})$ można zapisać jako:

$$p(\mathbf{x}, y | \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\pi_k \prod_{d=1}^{D} B(x^{(d)} | \theta_{k,d}) \right]^{y^{(k)}}$$

Przypadek ciągły (1)

Każda z cech modelowana jest rozkładem normalnym:

$$p(x^{(d)}|y = k, \Theta) = \mathcal{N}(x^{(d)}|\mu_{k,d}, \sigma_{k,d}^2)$$

Rozkład $p(\mathbf{x}|y=k, \mathbf{\Theta})$ dla wektora x przyjmuje postać:

$$p(\mathbf{x}|y=k,\mathbf{\Theta}) = \prod_{d=1}^{D} \mathcal{N}(x^{(d)}|\mu_{k,d}, \sigma_{k,d}^{2}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_{k}, \boldsymbol{\Sigma}_{k})$$

$$\boldsymbol{\mu}_k = \begin{bmatrix} \mu_{k,1} \\ \cdots \\ \mu_{k,D} \end{bmatrix} \qquad \qquad \boldsymbol{\Sigma}_k = \operatorname{diag}(\sigma_k^2) = \begin{bmatrix} \sigma_{k,1}^2 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{k,D}^2 \end{bmatrix}$$

Przypadek ciągły (2)

W ogólnym przypadku rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$ przyjmuje postać:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\prod_{d=1}^{D} \mathcal{N}(x^{(d)}|\mu_{k,d}, \sigma_{k,d}^{2}) \right]^{y^{(k)}}$$

Zatem rozkład łączny $p(\mathbf{x},y|\mathbf{\Theta})$ można zapisać jako:

$$p(\mathbf{x}, y | \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\pi_k \prod_{d=1}^{D} \mathcal{N}(x^{(d)} | \mu_{k,d}, \sigma_{k,d}^2) \right]^{y^{(k)}}$$

Podejście generujące: GDA

Można zadać następujące rozkłady $p(y|\Theta)$ i $p(\mathbf{x}|y=k,\Theta)$:

$$p(y|\mathbf{\Theta}) = \mathbf{M}(y|\boldsymbol{\pi}) = \prod_{k=1}^{K} \pi_k^{y^{(k)}}$$

$$p(\mathbf{x}|y=k,\mathbf{\Theta}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)$$

W ogólnym przypadku rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$ przyjmuje postać:

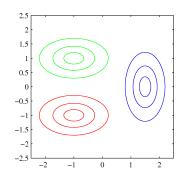
$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y^{(k)}}$$

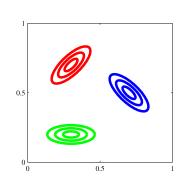
Zatem rozkład łączny $p(\mathbf{x}, y|\mathbf{\Theta})$ można zapisać jako:

$$p(\mathbf{x}, y | \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\pi_k \mathcal{N}(\mathbf{x} | \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y^{(k)}}$$

Zestawienie (1)

| Model | p(x,y) | Θ | $\mathbf{card}(\mathbf{\Theta})$ |
|-------|--|--|----------------------------------|
| NB-d | $\prod_{k=1}^{K} \left[\pi_k \prod_{d=1}^{D} \mathbf{B}(x^{(d)} \theta_{d,k}) \right]^{y^{(k)}}$ | $\pi_1, \cdots, \pi_K,$ $\theta_{1,1}, \cdots, \theta_{D,K}$ | K KD |
| NB-c | $\prod_{k=1}^{K} \left[\pi_k \prod_{d=1}^{D} \mathcal{N}(x^{(d)} \mu_{k,d}, \sigma_{k,d}^2) \right]^{y^{(k)}}$ | $\pi_1, \cdots, \pi_K,$ $\mu_{1,1}, \cdots, \mu_{D,K},$ $\sigma^2_{1,1}, \cdots, \sigma^2_{D,K}$ | K KD KD |
| GDA | $\prod\nolimits_{k=1}^{K}\left[\pi_{k}\mathcal{N}(\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_{k},\boldsymbol{\Sigma}_{k})\right]^{y^{(k)}}$ | $egin{aligned} \pi_1,\cdots,\pi_K,\ \mu_1,\cdots,\mu_K,\ oldsymbol{\Sigma}_1,\cdots,oldsymbol{\Sigma}_K \end{aligned}$ | $K KD KD K\frac{D(D+1)}{2}$ |





GDA

Dany jest rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y^{(k)}}$$

Można wyznaczyć funkcję wiarygodności:

GDA

Dany jest rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y^{(k)}}$$

Można wyznaczyć funkcję wiarygodności:

$$p(\mathcal{D}|\mathbf{\Theta}) = \prod_{n=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}_{n} | \boldsymbol{\mu}_{k}, \boldsymbol{\Sigma}_{k}) \right]^{y_{n}^{(k)}}$$

GDA

Dany jest rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y^{(k)}}$$

Można wyznaczyć funkcję wiarygodności:

$$p(\mathcal{D}|\mathbf{\Theta}) = \prod_{n=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}_n | \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y_n^{(k)}}$$

po wstawieniu rozkładu normalnego:

GDA

Dany jest rozkład $p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta})$:

$$p(\mathbf{x}|y, \mathbf{\Theta}) = \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}_{k}, \boldsymbol{\Sigma}_{k}) \right]^{y^{(k)}}$$

Można wyznaczyć funkcję wiarygodności:

$$p(\mathcal{D}|\mathbf{\Theta}) = \prod_{n=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} \left[\mathcal{N}(\mathbf{x}_n | \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right]^{y_n^{(k)}}$$

po wstawieniu rozkładu normalnego:

$$p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \prod_{n=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} \left[\frac{1}{(2\pi)^{D/2} |\boldsymbol{\Sigma}_{k}|^{1/2}} \exp\left\{ -\frac{1}{2} \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{k} \right)^{T} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1} \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{k} \right) \right\} \right]^{y_{n}^{(k)}}$$

Uczenie GDA

Można wyznaczyć logarytm funkcji wiarygodności:

Uczenie GDA

Można wyznaczyć logarytm funkcji wiarygodności:

$$\ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} y_n^{(k)} \left[-\frac{D}{2} \ln (2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_k| - \frac{1}{2} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_k)^T \boldsymbol{\Sigma}_k^{-1} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_k) \right]$$

GDA

Można wyznaczyć logarytm funkcji wiarygodności:

$$\ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} y_n^{(k)} \left[-\frac{D}{2} \ln (2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_k| - \frac{1}{2} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_k)^T \, \boldsymbol{\Sigma}_k^{-1} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_k) \right]$$

wyznaczyć jego gradient ze względu na parametr $oldsymbol{\mu}_{j}$ i $oldsymbol{\Sigma}_{j}$:

GDA

Można wyznaczyć logarytm funkcji wiarygodności:

$$\ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} y_n^{(k)} \left[-\frac{D}{2} \ln (2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_k| - \frac{1}{2} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_k)^T \boldsymbol{\Sigma}_k^{-1} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_k) \right]$$

wyznaczyć jego gradient ze względu na parametr $oldsymbol{\mu}_j$ i $oldsymbol{\Sigma}_j$:

$$\nabla_{\boldsymbol{\mu}_j} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} y_n^{(j)} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right)$$

$$\nabla_{\boldsymbol{\Sigma}_j} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} y_n^{(j)} \left[-\frac{1}{2} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} + \frac{1}{2} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right) \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right)^T \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \right]$$

GDA

Dla parametru μ_i :

$$\nabla_{\boldsymbol{\mu}_j} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^N y_n^{(j)} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right)$$

GDA

Dla parametru μ_i :

$$\begin{split} \nabla_{\boldsymbol{\mu}_j} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) &= \sum_{n=1}^N y_n^{(j)} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right) \\ \boldsymbol{\mu}_j^{\mathsf{ML}} &= \frac{1}{N_j} \sum_{n=1}^N y_n^{(j)} \mathbf{x}_n \end{split}$$

GDA

Dla parametru μ_i :

$$\nabla_{\boldsymbol{\mu}_j} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} y_n^{(j)} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right)$$

$$\mu_j^{\mathsf{ML}} = \frac{1}{N_j} \sum_{n=1}^{N} y_n^{(j)} \mathbf{x}_n$$

Dla parametru Σ_j :

$$\nabla_{\boldsymbol{\Sigma}_{j}} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} y_{n}^{(j)} \left[-\frac{1}{2} \boldsymbol{\Sigma}_{j}^{-1} + \frac{1}{2} \boldsymbol{\Sigma}_{j}^{-1} \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{j} \right) \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{j} \right)^{T} \boldsymbol{\Sigma}_{j}^{-1} \right]$$

GDA

Dla parametru μ_i :

$$\nabla_{\boldsymbol{\mu}_j} \ln p(\mathcal{D}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} y_n^{(j)} \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \left(\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu}_j \right)$$

$$\boldsymbol{\mu}_{j}^{\mathsf{ML}} = \frac{1}{N_{j}} \sum_{n=1}^{N} y_{n}^{(j)} \mathbf{x}_{n}$$

Dla parametru Σ_j :

$$\nabla_{\boldsymbol{\Sigma}_{j}} \ln p(\boldsymbol{\mathcal{D}}|\boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^{N} y_{n}^{(j)} \left[-\frac{1}{2} \boldsymbol{\Sigma}_{j}^{-1} + \frac{1}{2} \boldsymbol{\Sigma}_{j}^{-1} \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{j} \right) \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{j} \right)^{T} \boldsymbol{\Sigma}_{j}^{-1} \right]$$

$$\mathbf{\Sigma}_{j}^{\mathsf{ML}} = \frac{1}{N_{j}} \sum_{i}^{N} \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{j}\right) \left(\mathbf{x}_{n} - \boldsymbol{\mu}_{j}\right)^{T}$$

Zestawienie (2)

| Model | Estymatory |
|-------|---|
| NB-d | $\pi_j = \frac{N_j}{N}$ $\theta_{j,d} = \frac{1}{N_j} \sum_{n=1}^{N} y_n^{(j)} x_n^{(d)}$ |
| NB-c | $\pi_{j} = rac{N_{j}}{N}$ $\mu_{j,d} = rac{1}{N_{j}} \sum_{n=1}^{N} y_{n}^{(j)} x_{n}^{(d)}$ $\sigma_{j,d} = rac{1}{N_{j}} \sum_{n=1}^{N} \left(x_{n}^{(d)} - \mu_{j,d} ight)^{2}$ |
| GDA | $\pi_{j} = \frac{N_{j}}{N}$ $\mu_{j} = \frac{1}{N_{j}} \sum_{n=1}^{N} y_{n}^{(j)} \mathbf{x}_{n}$ $\Sigma_{j} = \frac{1}{N_{j}} \sum_{n=1}^{N} (\mathbf{x}_{n} - \mu_{j}) (\mathbf{x}_{n} - \mu_{j})^{T}$ |

GDA

Wykorzystując wzór Bayesa i twierdzenie o prawdopodobieństwie całkowitym:

$$p(y = j | \mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}, y = j)}{p(\mathbf{x})} = \frac{p(\mathbf{x} | y = j)p(y = j)}{\sum_{k=1}^{K} p(\mathbf{x}, y = k)}$$
$$= \frac{p(\mathbf{x} | y = j)p(y = j)}{\sum_{k=1}^{K} p(\mathbf{x} | y = k)p(y = k)}$$

Dla modelu GDA:

$$p(y = j | \mathbf{x}) = \frac{\mathcal{N}(\mathbf{x} | \boldsymbol{\mu}_j, \boldsymbol{\Sigma}_j) \pi_j}{\sum\limits_{k=1}^{K} \mathcal{N}(\mathbf{x} | \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \pi_k}$$

Zestawienie (3)

| Model | Predykcja |
|-------|--|
| NB-d | $\frac{\pi_{j} \prod_{d=1}^{D} \theta_{j,d}^{x(d)} \left(1 - \theta_{j,d}\right)^{1 - x(d)}}{\sum_{k=1}^{K} \pi_{k} \prod_{d=1}^{D} \theta_{k,d}^{x(d)} \left(1 - \theta_{k,d}\right)^{1 - x(d)}}$ |
| NB-c | $\frac{\pi_{j} \prod_{d=1}^{D} \mathcal{N}\left(x^{(d)} \mu_{j,d}, \sigma_{j,d}^{2}\right)}{\sum_{k=1}^{K} \pi_{k} \prod_{d=1}^{D} \mathcal{N}\left(x^{(d)} \mu_{k,d}, \sigma_{k,d}^{2}\right)}$ |
| GDA | $\frac{\pi_{j}\mathcal{N}(\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_{j},\boldsymbol{\Sigma}_{j})}{\sum\limits_{k=1}^{K}\pi_{k}\mathcal{N}(\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_{k},\boldsymbol{\Sigma}_{k})}$ |

- $p(y|x, \Theta)$ model
- ullet $y\in\{1,\cdots,K\}$ zbiór możliwych decyzji
- $\bullet \ L(y, \hat{y}) = \left\{ \begin{array}{ll} 1, y \neq \hat{y} \\ 0, y = \hat{y} \end{array} \right. \text{- funkcja straty}$

- $p(y|x, \Theta)$ model
- ullet $y\in\{1,\cdots,K\}$ zbiór możliwych decyzji
- $\bullet \ L(y, \hat{y}) = \left\{ \begin{array}{ll} 1, y \neq \hat{y} \\ 0, y = \hat{y} \end{array} \right. \text{- funkcja straty}$

$$R(\hat{y}) = \mathbb{E}[L(y, \hat{y})]$$

- $p(y|x, \Theta)$ model
- ullet $y\in\{1,\cdots,K\}$ zbiór możliwych decyzji
- $\bullet \ L(y, \hat{y}) = \left\{ \begin{array}{ll} 1, y \neq \hat{y} \\ 0, y = \hat{y} \end{array} \right. \text{ funkcja straty}$

$$R(\hat{y}) = \mathbb{E}[L(y, \hat{y})] = \sum_{k=1}^{K} L(y = k, \hat{y}) p(y = k | \mathbf{x})$$

- $p(y|x, \Theta)$ model
- ullet $y\in\{1,\cdots,K\}$ zbiór możliwych decyzji
- $\bullet \ L(y, \hat{y}) = \left\{ \begin{array}{ll} 1, y \neq \hat{y} \\ 0, y = \hat{y} \end{array} \right. \text{ funkcja straty}$

$$R(\hat{y}) = \mathbb{E}[L(y, \hat{y})] = \sum_{k=1}^{K} L(y = k, \hat{y}) p(y = k | \mathbf{x})$$
$$= L(y = 1, \hat{y}) p(y = 1 | \mathbf{x}) + \dots + L(y = K, \hat{y}) p(y = K | \mathbf{x})$$

- $p(y|x, \Theta)$ model
- ullet $y\in\{1,\cdots,K\}$ zbiór możliwych decyzji
- $\bullet \ L(y, \hat{y}) = \left\{ \begin{array}{ll} 1, y \neq \hat{y} \\ 0, y = \hat{y} \end{array} \right. \text{- funkcja straty}$

$$R(\hat{y}) = \mathbb{E}[L(y, \hat{y})] = \sum_{k=1}^{K} L(y = k, \hat{y}) p(y = k | \mathbf{x})$$
$$= L(y = 1, \hat{y}) p(y = 1 | \mathbf{x}) + \dots + L(y = K, \hat{y}) p(y = K | \mathbf{x})$$

$$\hat{y} = \operatorname*{argmax}_{k} p(y = k | \mathbf{x})$$