# מבוא למערכות לומדות - תרגיל 3

גיא קורנבליט, ת.ז 308224948

# אומד בייס אופטימלי ו-LDA

יהיו מרחב מדגם S ו- $\mathcal{Y}=\{\pm 1\}$  ו- $\mathcal{Y}=\{\pm 1\}$  ו- $\mathcal{X}=\mathbb{R}^d$  נניח כי הדגימות מרחב מדגם  $\mathcal{X}\times\mathcal{Y}$  ו-תלוי מההתפלגות המשותפת מעל

## שאלה 1

טענה: נניח שההתפלגות  ${\mathcal D}$  ידועה, יהי  $h_{\mathcal D}$  אומד בייס אופטימלי מוגדר על ידי

$$\forall x \in \mathcal{X} \quad h_{\mathcal{D}}(x) = \begin{cases} 1 & \mathbb{P}(y=1|x) \ge \frac{1}{2} \\ -1 & o.w \end{cases}$$

אזי מתקיים

$$h_{\mathcal{D}} = \underset{y \in \{+1\}}{\operatorname{argmax}} \mathbb{P}\left(\boldsymbol{x}|y\right) \mathbb{P}\left(y\right)$$

הוכחה: נבחין כי הפונקציה מחזירה 1 אם"ם

$$\mathbb{P}(y=-1|\mathbf{x}) < \frac{1}{2} \iff \mathbb{P}(y=1|x) \ge \mathbb{P}(y=-1|x)$$

לפיכך, נוכל להתייחס ל-h כפונקציה של y כך שהערך שמחזירה h הוא הערך שממקסם את ההסתברות, כלומר

$$\begin{split} \forall \boldsymbol{x} \in \mathcal{X} \quad h_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}\right) &= \underset{\boldsymbol{y} \in \{\pm 1\}}{\operatorname{argmax}} \left\{ \mathbb{P}\left(\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{y} | \boldsymbol{x}\right) \right\} \\ &= \underset{\text{Bayes rule}}{\operatorname{argmax}} \left\{ \mathbb{P}\left(\boldsymbol{x} | \boldsymbol{Y} = \boldsymbol{y}\right) \mathbb{P}\left(\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{y}\right) \right\} \end{split}$$

כנדרש.

 $\Sigma$  נניח כי לכל  $\mu_y\in\mathbb{R}^d$  ו- $x|y\sim\mathcal{N}\left(\mu_y,\Sigma
ight)$  מתקיים  $x\in\mathcal{X}=\mathbb{R}^d$  ו- $x|y\sim\mathcal{N}\left(\mu_y,\Sigma
ight)$  מתקיים  $x\in\mathcal{X}=\mathbb{R}^d$  ו- $x|y\in\{\pm 1\}$  ידועה, ו- $x|y\in\{\pm 1\}$  ידועה, ו- $x|y\in\{\pm 1\}$ 

$$h_{\mathcal{D}}\left(m{x}
ight) = rgmax \delta_y\left(m{x}
ight)$$
 
$$.\delta_y = m{x}^{ op} \Sigma^{-1} \mu_y - frac{1}{2} \mu_y^{ op} \Sigma^{-1} \mu_y + \ln \mathbb{P}(y)$$
 כאשר

הוכחה: בטענה הקודמת הראינו כי אומד בייס אופטימלי הינו מהצורה

$$\forall \boldsymbol{x} \in \mathcal{X} \quad h_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}\right) = \operatorname*{argmax}_{\boldsymbol{y} \in \left\{\pm 1\right\}} \left\{ \mathbb{P}_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|\boldsymbol{y}\right) \mathbb{P}_{\boldsymbol{Y}}\left(\boldsymbol{y}\right) \right\}$$

כאשר הביטוי  $x\in\mathbb{R}^d$  והביטוי מתייחס להתפלגות הנקודתית של הוקטור  $x\in\mathbb{R}^d$  והביטוי מתייחס מתייחס להתפלגות השולית של המשתנה Y כעת, מפני שההתפלגות המשותפת Y הינה רציפה, ההתפלגות הנקודתית שקולה לפונקציית הצפיפות של המשתנה המקרי X בנוסף, ממונוטוניות  $y\in\{\pm 1\}$ 

$$\begin{split} f_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|y\right)\mathbb{P}_{Y}\left(y\right) &= \ln\left(f_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|y\right)\mathbb{P}_{Y}\left(y\right)\right) \\ &= \ln\left(f_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|y\right)\right) + \ln\left(\mathbb{P}_{Y}\left(y\right)\right) \end{split}$$

נבחין כי  $\ln\left(f_{\mathcal{D}}\left(oldsymbol{x}|y
ight)\right)$  היא בדיוק לוג פונקציית הנראות ומתקיים

$$\begin{split} \ln\left(f_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|\boldsymbol{y}\right)\right) &= \ln\left(\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{d}det(\Sigma)}}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}\right)^{\top}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\left(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}\right)\right\}\right) \\ &= \underbrace{\ln\left(\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{d}det(\Sigma)}}\right)}_{:=c} + -\frac{1}{2}\left(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}\right)^{\top}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\left(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}\right) \\ &= c - \frac{1}{2}\left(\boldsymbol{x}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{x} - \boldsymbol{x}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{x} + \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}\right) \\ &= c - \frac{1}{2}\boldsymbol{x}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{x} + \boldsymbol{x}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}} - \frac{1}{2}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}}^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{y}} \end{split}$$

נבחין כי הביטוי y הממקסם את תלוי ב-y לא תלוי ב-y לא תלוי ב-y לא לה תלוי ב-y לא הממקסם את ערך ב-y לה תלוי ב-y לא הממקסם את ערך הפונקציה. בסה"כ נקבל

$$\begin{split} h_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}\right) &= \underset{y \in \{\pm 1\}}{\operatorname{argmax}} \left\{ f_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|y\right) \mathbb{P}_{Y}\left(y\right) \right\} \\ &= \underset{y \in \{\pm 1\}}{\operatorname{argmax}} \left\{ \ln\left(f_{\mathcal{D}}\left(\boldsymbol{x}|y\right) \mathbb{P}_{Y}\left(y\right)\right) \right\} \\ &= \underset{y \in \{\pm 1\}}{\operatorname{argmax}} \left\{ \underbrace{\boldsymbol{x}^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mu_{y} - \frac{1}{2} \mu_{y}^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mu_{y} + \ln \mathbb{P}\left(y\right)}_{\delta_{y}\left(\boldsymbol{x}\right)} \right\} \end{split}$$

כנדרש.

### שאלה 3

 $\mu_{+1},\mu_{-1}$  את אומד בייס, במקרה הריאלי בו ההתפלגות אינה ידועה, נדרש לאמוד את כדי להמיר את אומד בייס, במקרה הריאלי בו ההתפלגות אינה ידועה,  $S_+=\{({m x},1)\in S\}$  ו- $S_-=\{({m x},-1)\in S\}$  וניעזר באומד  $\hat{\mu}_{-1}=\frac{1}{|S_+|}\sum_{{m x}\in S_+}{m x}$  ו- $\hat{\mu}_1=\frac{1}{|S_+|}\sum_{{m x}\in S_+}{m x}$  וניעזר באומד בלתי מוטה שראינו עבור התוחלת, כלומר  $\hat{\mu}_1=\frac{1}{|S_+|}\sum_{{m x}\in S_+}{m x}$  וי $\hat{\mu}_1=\frac{1}{|S_+|}\sum_{{m x}\in S_+}{m x}$  וניעזר נאמוד באמצעות פונקציית השכיחות.

כדי לאמוד את מטריצת השונות המשותפת בא המשתנה המקרי X|Y, נשתמש באומדים שהראינו כדי לאמוד את מטריצת בהינתן כל ערך של y, ונשתמש בממוצע משוקלל (Pooled Covariance). כלומר

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{m-2} \sum_{y=\pm 1} \sum_{i:y_i=y} (x_i - \hat{\mu}_y) (x_i - \hat{\mu}_y)^T$$

### שאלה 4

במקרה של מסווג דואר זבל, יתכנו הטעויות הבאות:

- (1) סיווג דואר זבל כדואר רגיל.
- (2) סיווג דואר רגיל כזבל זו הטעות בעלת נזק פוטנציאלי גדול יותר מהטעות השניה, ולכן נעדיף להימנע ממנה לחלוטין.

תהיה false-positive תהיה (חיובי), כך שטעות -1 (שלילי) ודואר ודואר לכחוות  $\hat{y}_i=1$  (חיובי), כך שטעות בתווית  $\hat{y}_i=1$  כאשר  $\hat{y}_i=1$ 

## שאלה 5

נתבונן בבעיית Hard-SVM שפיתחנו בתרגול,

$$\underset{(\mathbf{w},b)}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{w}\|^2 \text{ s.t. } \forall i, y_i \left( \langle \mathbf{w}, \mathbf{x}_i \rangle + b \right) \geqslant 1$$

נבחין כי נוכל לקודד את הסטיה  $b \in \mathbb{R}$  בקוארדינטה ה-u+1 ל-w, כאשר נידרש להוסיף פיצ'ר נגדיר נגדיר לכל דגימה  $x_i$ 

$$w' = \begin{bmatrix} b \\ w \end{bmatrix} \in \mathbb{R}^{n+1}, \ \boldsymbol{x}'_i = \begin{bmatrix} 1 \\ \boldsymbol{x}_i \end{bmatrix}, \ Q = 2 \begin{bmatrix} 0 \\ I_n \end{bmatrix}$$
$$\vec{a} = \vec{0} \in \mathbb{R}^{n+1}, \ d = -\vec{1}_m$$

ואת המטריצה  $A_i = -y_i \left( m{x}_i' \right)^T$  כך ש-  $i \in [m]$  לכל מוגדרות מוגדרות כך מהצורה  $A \in \mathbb{R}^{m \times n+1}$  מהצורה הקנונית:

הסימון). ראשית, נטען כי פונקציית w=w' הינו עבור  $w\in\mathbb{R}^{n+1}$  המטרה זהה - ממטרה הינו עבור w=w'

$$\frac{1}{2}w'^{\mathsf{T}}Qw' + a^{\mathsf{T}}w' = w'^{\mathsf{T}} \begin{bmatrix} 0 \\ I_n \end{bmatrix} w' = b \cdot 0 \cdot b + w^{\mathsf{T}}I_n w$$
$$= \langle w, w \rangle = \|w\|^2$$

- כמו כן, נראה כי האילוצים שקולים

$$Aw' \leq d \iff \forall i \in [m] \quad A_i w' \leq d_i \iff -y_i \left( \boldsymbol{x}_i' \right)^T w' \leq -1$$

$$\iff y_i \begin{bmatrix} 1 \\ \boldsymbol{x}_i \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} b \\ w \end{bmatrix} \geq 1 \iff y_i \left( b + \boldsymbol{x}_i^\top w \right) \geq 1$$

$$\iff y_i \left( w^\top \boldsymbol{x}_i + b \right) \geq 1 \iff y_i \left( \langle w, \boldsymbol{x}_i \rangle + b \right) \geq 1$$

כלומר, האילוצים ופונקציית המטרה שקולים ולכן הבעיות שקולות. כנדרש. **שאלה 6** 

נתבונן בבעיית Soft-SVM בנוסח הבא

$$\arg\min_{\mathbf{w},\{\xi_i\}} \frac{\lambda}{2} \|w\|^2 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \xi_i \text{ s.t. } \forall_i, y_i \langle w, \boldsymbol{x}_i \rangle \geqslant 1 - \xi_i \text{ and } \xi_i \geqslant 0$$

ונבחין כי לכל  $i \in [m]$  מתקיים

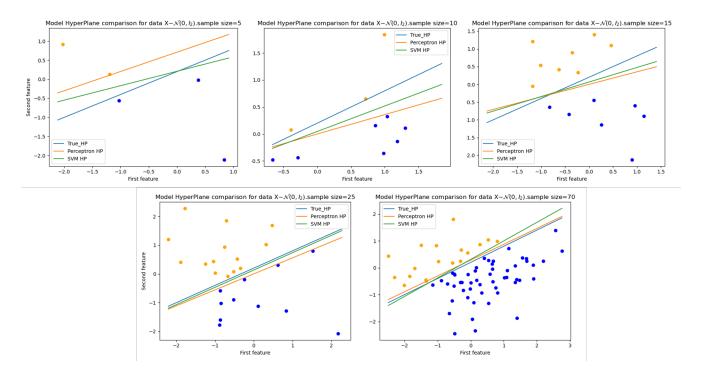
$$y_i \langle w, \boldsymbol{x}_i \rangle \geqslant 1 - \xi_i \text{ and } \xi_i \geqslant 0 \iff \xi_i \geq 1 - y_i \langle w, \boldsymbol{x}_i \rangle \text{ and } \xi_i \geqslant 0$$

שממזער אתרך און און,  $y_i \left< w, x_i \right> < 1$  שממזער מעבר ל-margin של מחלקת התיוג ו- $y_i \left< w, x_i \right>$  את המטרה הינו  $1-y_i \left< w, x_i \right>$  אחרת, אם אין הפרה של הדגימה את המטרה הינו  $1-y_i \left< w, x_i \right>$  אז נוכל להימנע מהעלות של החריגה, והערך שימזער את  $\xi_i$  ויעמוד בתנאים (כי  $1-y_i \left< w, x_i \right>$  שתמזער את פונקציית המטרה ותעמוד באילוצים הינה  $\xi_i$ 

$$\ell^{\text{hinge}} 1 - y_i \langle w, \boldsymbol{x}_i \rangle = \xi_i = \max \{0, 1 - y_i \langle w, \boldsymbol{x}_i \rangle \}$$

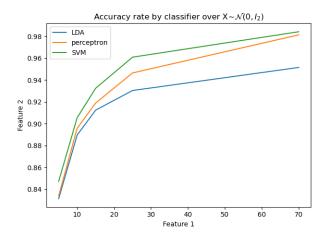
ולכן נוכל לנסח את הבעיה באופן שקול

$$\arg\min_{\mathbf{w}} \frac{\lambda}{2} \|\mathbf{w}\|^2 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \ell^{hinge} \left( y_i \left\langle \mathbf{w}, \mathbf{x}_i \right\rangle \right)$$



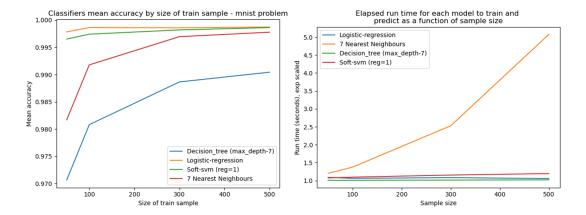
איור :0.1 השוואת היפר-מישורים של כל מודל, עבור train-set בגודל שונה

בשאלה זו, כאשר ההתפלגות ופונקציית התיוג ידועה, נבדקו המודלים ביחס ל-ground truth, נעיר כי SVM ממומש עם קבוע רגולריזציה גדול מאוד, ולכן המסווג שקול למסווג Hard-SVM שמצליח במשימתו מפני שבמקרה זה אנו במקרה הרלייזבילי. ראשית, נבחין כי עם עליית גודל המדגם (סט האימון) המסווגים הולכים ומתקרבים ל-ground-truth, לכן שגיאת סיווג-לא-נכון תתקרב ואף תתאפס, בסט האימון, ועבור נקודות חדשות.



Mean accuracy rate for each model on the Normal-bivariate distribtion 0.2: איור

בגרף זה מתואר מדד הדיוק ( $\frac{\text{True positives+True negative}}{\text{Positive} + \text{Negative}}$ ) של כל מסווג, מול גודל המדגם עליו התאמן המסווג, כאשר הדאטה בצורה סינטטית מההתפלגות הדו-נורמלית למשתנים בלתי מתואמים עם SVM ( $\frac{1}{2}$  ניכר, כי  $\frac{1}{2}$  SVM שולט בתוצאות מדד הדיוק לכל גודל מדגם. להבנתי, ההבדל טמון  $\frac{1}{2}$  בפונקציית התיוג האמיתית, שהוגדרה להיות היפר המישור  $\frac{1}{2}$   $\frac{1}{2}$   $\frac{1}{2}$  בחלקת היפותזות של כלומר, הדאטה ניתן להפרדה ליניארית, ולכן סביר להניח שאלגוריתמים עם מחלקת היפותזות של מפרידים ליניארים ינצלו את המבנה של הבעיה כדי ללמוד קירוב טוב יותר של ההיפותזה. אבחנה זו מסבירה את הפער המתמשך בין הביצועים של מודל LDA ההסתברותי, לבין הביצועים של Perceptron- בהתייחס לשני האחרונים, ניכר כי ההבדל המרכזי באופן פעולתם הוא אופן הלמידה. מודל SVM מתחשב בשתי המחלקות כדי למצוא את היפר-המישור (כלומר, השוליים של היפר-המישור רחוקים במידה שווה משני הוקטורים התומכים), כאשר ה-Perceptron מחפש את כל וקטור שעומד בכל התנאים, ואיטרטיבית לומד על כל נקודה בסט האימון בנפרד, וכך מתחשב בכל בפחות אילוצים. כלומר, איטרטיבית לומד על בתנאי רלקסציה ביחס ל-SVM, ולכן סביר שאם מדאטה ניתן להפרדה ליניארית אז Hard-SVM יצליח להשיג ציון טוב גבוה יותר.



Mean accuracy as a function of sample size for each algorithm 0.3: איור

גרף זה מציג את ההבדל במדד הדיוק (accuracy) בין המסווגים השונים, כפונקציה של גודל המדגם עליו התאמנו בבעיית סיווג תמונות של הספרות 0 ו-1 למחלקה הנכונה. כמו כן, מתואר גרף של זמני הריצה של אימון מודל לכל גודל מדגם, וחיזוי על test-set קבוע, לכל מודל. נבחין במגמות הבאות:

- (1) מודל KNN משיג זמני ריצה גרועים ביחס לשאר המודלים. זמן הריצה של המודל נשלט על ידי זמן החיזוי של דגימה מה-test, מפני שהאלגוריתם מחשב את המרחקים של כל דגימה ב-train (ששמר בשלב האימון), ממיין ובוחר את השכנים הקרובים ביותר. נשים לב כי מדד הדיוק של האלגוריתם משיג תוצאות קרובות למודלים הטובים ביותר ככל שסט האימון גדל (במחיר זמן ריצה משמעותי).
- (2) רגרסיה לוגיסטית ו-Soft-svm יחסית בביצועים גם במדד הדיוק וגם בזמני הריצה. להבנתי, זמני הריצה הנמוכים נובעים על רקע פתרונות יעילים שיש לבעיות אופטימיזציה קמורה (למדנו על מימושים ספציפיים עבור רגרסיה, ותכנון ריבועי עבור (SVM).
- (3) עץ ההחלטה משיג זמני ריצה מהירים מאוד, אך במדד הדיוק המודל משיג את התוצאות הנמוכות ביותר לכל גודל מדגם (באופן יחסי, עדיין מתייצב מעל 90 אחוזי דיוק ככל שגודל סט האימון עולה). יצוין, כי גם עבור מודל עם עומק עץ גדול יותר (15 במקום 7) השיפור לא שינה מגמה זו. סביר להניח, כמו עבור NN, כי הביצועים הנמוכים עבור סט אימון מטן יחסית נובעים מ-under-fit ביחס לכמות החלוקות שהעץ מבצע.