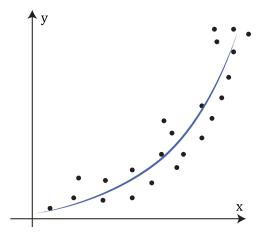
# 4 מבוא ללמידה חישובית | סיכום הרצאה (20942)

מנחה: שי מימון סמסטר: 2022א' נכתב על ידי: מתן כהן

## 1 רגרסיה לינארית - המשך

מה נעשה במצב שבו הנקודות לא מתיישרות סביב ישר?



נוכל לבצע טרנספורמציה מהסוג הבא:

$$x \to \{1, x, x^2, x^3, ..., x^d\}$$

 $\cdot d$  בעצם פולינום מדרגה לקווים לינארים ולקבל שבור את ובעזרתה נוכל לשבור ובעזרתה ובעזרתה לקווים לינארים ובעזרתה ווכל

$$\mathbf{w}^T \mathbf{x} = w_0 + w_1 x + \dots + w_d x^d$$

ועדיין לא משתנה העובדה שביחס ל w אנחנו לינאריים (הרי הנחנו שהחזאי שלנו הוא פונקציה לינארית של **הפרמטרים** ולא של המדידות) ובעצם כפי שעשינו במודל הפרספטרון גם כאן ניתן להרחיב את הגישה לכזו שתתמודד עם מצבים בעייתיים ולא לינאריים

במקרה הזה המטריצה X תיראה כך:

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_1 & x_1^2 & \dots & x_1^d \\ 1 & x_2 & x_2^2 & \dots & x_2^d \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_N & x_N^2 & \dots & x_N^d \end{pmatrix}$$

וגם כאן נקבל:

$$\hat{\mathbf{w}} = (X^T X)^{-1} X^T \mathbf{y}$$

 $E_{in}=0$  עם זאת יש להזהר מאוד שכן הדבר יכול לגרום להתאמת יתר ולפולינום שיעבור בכל הנקודות ויניב לנו

# Logistic Regression - רגרסיה לוגיסטית

רגרסיה לוגיסטית גם היא מדברת על **מאורעות בינאריים** כמו במקרה של הפרספטרון אך השוני העיקרי הוא שאלגוריתם זה רוצה להביע את החיזוי שלו בעזרת **הסתברות** – במילים אחרות החזאי שלנו יניב הסתברות בין 0 ל–1 ויאמר מה הסיכוי שהדוגמה שלנו מסווגת כ–1".

בהקבלה לסימונים שכבר הזכרנו בקורס:

- $\hat{y} \in [0,1] \bullet$
- $\mathbf{w}^T\mathbf{x}$  הסיגנל שלנו לינארי ונשאר כמו תמיד
- $\theta$  על הסיגנל מלבישים פונקציה לא לינארית •
- $h(\mathbf{x}) = heta(\mathbf{w}^T\mathbf{x})$  סט ההיפותזות שלנו הוא

שיש לנו) שיש bias אפינית שוב, אפינית שור מורכבת על פונקציה אפינית  $\theta$ אשר זו אשר סורכבת ס

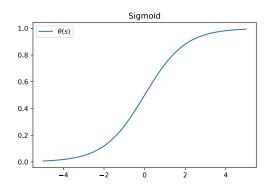
## sigmoid - $\theta$ הפונקציה 2.1

הפונקציה  $\theta$  נקראת ב-2 שמות אפשריים:

- logistic function (1)
  - sigmoid (2)

ומוגדרת:

$$\theta(s) = \frac{e^s}{1 + e^s} = \frac{1}{1 + e^{-s}}$$



כאשר

$$\theta(s) \xrightarrow[s \to \infty]{} 1$$

$$\theta(s) \xrightarrow[s \to -\infty]{} 0$$

-1

$$\theta(0) = \frac{1}{2}$$

## heta תכונות חשובות של הפונקציה 2.1.1

$$:1 - \theta(s) = \theta(-s)$$
 (1)

$$1 - \theta(s) = 1 - \frac{e^s}{1 + e^s} = \frac{1 + e^s - e^s}{1 + e^s} = \frac{1}{1 + e^s} = \theta(-s)$$

$$: \theta'(s) = \theta(s) \cdot (1 - \theta(s))$$
 (2)

$$\theta'(s) = \frac{d}{ds} \left( \frac{1}{1 + e^{-s}} \right) = \frac{d}{ds} (1 + e^{-s})^{-1}$$

$$= -(1 + e^{-s})^{-2} \cdot (-e^{-s})$$

$$= \frac{e^{-s}}{1 + e^{-s}} \cdot \frac{1}{1 + e^{-s}}$$

$$= \frac{1}{1 + e^{-s}} \cdot \frac{1}{1 + e^{-s}}$$

$$= \theta(s) \cdot (1 - \theta(s))$$

## cross-entropy error measure - פונקציית שגיאה מתאימה לסיגמויד 2.1.2

 $P(y=\mathbf{n})$ כיוון שבידינו ההיפותזה למצוא ומכך שהדוגמאות מתויגות מתויגות ואנחנו מנסים למצוא  $h(\mathbf{x})= ho(\mathbf{w}^T\mathbf{x})$ . צריך למצוא מטריקה מתאימה לבדיקת השגיאה שלנו  $1 \mid \mathbf{x}$ 

cross-entropy error measure לשם כך נשתמש בפונקצית שגיאה בשם

 $(p,1-p),\;\;(q,1-q)$  פונקציית השגיאה הנ"ל מוצאת מרחק בין 2 פונקציות הסתברות של משתנים בינאריים כעת נגדיר את פונקצית השגיאה בצורה פורמלית (I) הוא אינדיקטור):

$$E_{in}(\hat{\mathbf{w}}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} I(y_n = +1) \cdot \log\left(\frac{1}{h(\mathbf{x}_n)}\right) + I(y_n = -1) \cdot \log\left(\frac{1}{1 - h(\mathbf{x}_n)}\right)$$

## הסבר:

 $.h(\mathbf{x})$  בתור  $P(y=1\mid\mathbf{x})$  בתור ההסתברות למדל היא למדל שלנו היא נזכור כי המטרה

- $:y_n=+1$  במקרים בהם במקרים  $y_n=+1$  המקרים  $y_n=+1$  הקף רק אם ווהמחיר שנשלם הוא  $I(y_n=+1)\cdot\log\left(rac{1}{h(\mathbf{x}_n)}
  ight)$  הביטוי:  $\circ$ 
  - 0-ס- שנקבל שניאה מאוד הרי שנקבל הרי שנקבל אוד הרי שנקבל  $h(\mathbf{x}_n) o 1$  אם  $\star$
  - $\infty$ -ל הרי שנקבל שגיאה מאוד גדולה שתשאף ל  $h(\mathbf{x}_n) o \infty$  אם  $\star$
- $y_n=-1$  במקרים בהם במקרים בהם  $y_n=-1$  מקרים בהם ו $y_n=+1$  המחיר שנשלם הוא ו $I(y_n=-1)\cdot\log\left(rac{1}{1-h(\mathbf{x}_n)}
  ight)$  הביטוי:  $\circ$ 
  - 0-ס-ל ששואפת מאוד מאוד הרי שנקבל שגיאה  $1-h(\mathbf{x}_n) o 1$  אם  $\star$
  - $\infty$ -ל הרי שנקבל שגיאה מאוד אדולה שתשאף ל- $1-h(\mathbf{x}_n) o \mathbf{\infty}$  אם  $\star$

:כעת מכך ש $\theta(\hat{\mathbf{w}}^T\mathbf{x}_n) = \theta(\hat{\mathbf{w}}^T\mathbf{x}_n)$  כעת מכך ש

$$E_{in}(\hat{\mathbf{w}}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} I(y_n = +1) \cdot \log \left( \frac{1}{\theta(\hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n)} \right) + I(y_n = -1) \cdot \log \left( \frac{1}{\theta(-\hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n)} \right)$$

### 2.1.3 נגזרת הסיגמויד

תחילה נסדר את הפונקציה בצורה נוחה:  $I(y_n=-1)\cdot\log\left(\frac{1}{\theta(-\hat{\mathbf{w}}^T\mathbf{x}_n)}\right)$  מכך שהביטוי  $I(y_n=+1)\cdot\log\left(\frac{1}{\theta(\hat{\mathbf{w}}^T\mathbf{x}_n)}\right)$  תקף רק עבור  $y_n=+1$  תקף תקף אוני ו נוכל להסיק:

$$E_{in}(\hat{\mathbf{w}}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} I(y_n = +1) \cdot \log \underbrace{\left(\frac{1}{\theta(y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n)}\right)}_{\#1} + I(y_n = -1) \cdot \log \underbrace{\left(\frac{1}{\theta(y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n)}\right)}_{\#2}$$

ונבחין כי הביטויים 1# ו-2# שווים, נוכל להוציא מחוץ לסוגריים:

$$\begin{split} E_{in}(\hat{\mathbf{w}}) &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \log \left( \frac{1}{\theta(y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n)} \right) \cdot \underbrace{\left[ I(y_n = +1) \cdot + I(y_n = -1) \right]}_{=1} \\ &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \log \left( \frac{1}{\theta(y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n)} \right) \\ &= \boxed{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \log \left( 1 + e^{-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n} \right)} \end{split}$$

 $\infty$ -נבחין כעת כי השגיאה שואפת ל-0 כאשר  $y_n\hat{\mathbf{w}}\mathbf{x}_n$  שואף ל

הערה: הביטוי וההתנהגות שלו מזכירים את מה שלמדנו בפרספטרון

### כעת נעבור לגזירה

$$\begin{split} \frac{\partial}{\partial \hat{\mathbf{w}}} E_{in}(\hat{\mathbf{w}}) &= \frac{\partial}{\partial \hat{\mathbf{w}}} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \log \left( 1 + e^{-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n} \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{\left( 1 + e^{-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n} \right)} \cdot e^{-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n} \cdot (-y_n \mathbf{x}_n) \end{split}$$

ולכן:

$$\nabla_{\hat{\mathbf{w}}} E_{in}(\hat{\mathbf{w}}) = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{e^{-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n}}{\left(1 + e^{-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n}\right)} \cdot (y_n \mathbf{x}_n)$$
$$= \left[ -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \theta \left(-y_n \hat{\mathbf{w}}^T \mathbf{x}_n\right) \cdot (y_n \mathbf{x}_n) \right]$$

כעת נרצה למצוא מינימום.

## Gradient Descent - מציאת מינימום בשיטה איטרטיבית

הערה: שימוש ב-Gradient Descent נוח מאוד כאשר יש לנו פונקציות קונבקסיות להן יש מינימום גלובלי נתון ובפרט עבור פונקציות שהן קונבקסיות ממש להן יש רק מינימום גלובלי נתון יחיד.

נתבונן בפונקציית השגיאה בזמן t ובהפרש:

$$\Delta E_{in} = E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t+1)) - E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))$$

ונגדיר:

$$\hat{\mathbf{w}}(t+1) = \hat{\mathbf{w}}(t) + \eta_t \cdot \hat{\mathbf{v}}_t$$

:כאשר

- הוא איזשהו גודל צעד קטן שמבצעים בכל איטרציה  $\eta_t$ 
  - $(\|\hat{\mathbf{v}}\|=1)$  הוא וקטור יחידה בכיוון מסוים  $\hat{\mathbf{v}} ullet$

וכעת נשתמש בטור טיילור לפיתוח ובכיוון מינוס הגרדיאנט על מנת לקבל ירידה תלולה ביותר:

$$\Delta E_{in} = E_{in} \left( \hat{\mathbf{w}}(t) + \eta_t \cdot \hat{\mathbf{v}}_t \right) - E_{in} \hat{\mathbf{w}}(t)$$

$$\langle taylor \approx E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t)) + \eta_t \cdot \nabla^T E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t)) \hat{\mathbf{v}}_t - E_{in} \hat{\mathbf{w}}(t)$$

$$= \eta_t \cdot \nabla^T E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t)) \hat{\mathbf{v}}_t$$

$$\langle \hat{\mathbf{v}}_t = \frac{-\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))}{\|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\|} \geq \eta_t \cdot \nabla^T E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t)) \cdot \frac{-\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))}{\|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\|}$$

$$= -\eta_t \cdot \|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\|$$

## 3.1 מה גודל הצעד הטוב ביותר?

צריך להבחין בעובדות:

- צעדים קטנים מידי יגמרו להתכנסות מאוד איטית
- צעדים גדולים מידי יכולים לגרום לאי-התכנסות ואף להתרחקות מנקודת המינימום
  - שילוב גדלים שונים הוא הטוב ביותר נתחיל מצעדים גדולים ונקטין
- היריקטיקה מתאימה לבחירת גודל הצעד היא בחירת  $\eta_t$  שיהיה פרופורציונלי לנורמה של הגרדיאנט  $\circ$
- 🖈 ההירסטיקה עושה שכל כיוון שהנורמה של הגדריאנט כשאנו רחוקים מנקודת המינימום היא גדולה וכשמתקרבים היא הופכת קטנה

לכן נוכל לבחור:

$$\eta_t = \eta \cdot \|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\|$$

והדבר גם יצמצם את המכנה שלנו ממקודם:

$$\hat{\mathbf{w}}(t+1) = \hat{\mathbf{w}}(t) + \eta \cdot \|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\| \cdot \hat{\mathbf{v}}_{t}$$

$$\langle \hat{\mathbf{v}}_{t} = \frac{-\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))}{\|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\|} = \hat{\mathbf{w}}(t) + \eta \cdot \|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\| \cdot \frac{-\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))}{\|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\|}$$

$$= \hat{\mathbf{w}}(t) - \eta \cdot \nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))$$

## 3.2 אתחול וסיום האלגוריתם

## • התחלה

- $\hat{\mathbf{w}}(0) = 0$  בחלק מהמקרים ניתן להתחיל את האלגוריתם עם  $\circ$
- ∗ בחלק מהמקרים זה יכול לגרום לתקיעה של האלגוריתם
  - להתחיל עם הערך הנ"ל \* ברגרסיה לוגיסטית אין בעיה להתחיל עם הערך הנ"ל
    - ∗ במקרים אחרים ניתן להתחים עם אתחול רנדומלי:
- מגרילים משתנה מקרי גאוס עם תוחלת 0 ושונות מאוד קטנה לכל ערך בוקטור

### סיום •

- י דרך אחת היא לקבוע מספר איטרציות מקסימלי ∘
- המתקבלת התוצאה המתקבלת שליטה על איכות התוצאה המתקבלת  $\star$
- על הנורמה של הגרדיאנט threshold דרך נוספת בנוסף לקביעת מספר האיטרציות המקסימלי היא הוספת ספר בנוסף לקביעת מספר האיטרציות המקסימלי היא
  - את כיוון שאנחנו רוצים שהנורמה של הגרדיאנט תהיה קטנה מאיזשהו ערך מסוים \*

$$\|\nabla E_{in}(\hat{\mathbf{w}}(t))\| < \varepsilon$$

לכן עם קביעת ערך מאוד מאוד קטן שחצייתו מסיימת את התהליך נוכל לתרום להתכנסות  $\star$