

2η σειρά ασκήσεων

Σωτήριος Μιχαήλ 2015030140

# Στατιστική μοντελοποίηση και αναγνώριση προτύπων

### Θέμα 1° - Λογιστική παλινδρόμηση: αναλυτική εύρεση κλίσης (gradient)

α. Αναλυτική εύρεση της κλίσης της συνάρτησης κόστους

$$h_{\theta}(x) = f(\theta_{x}^{\tau}) = \frac{1}{1 + e^{-\theta_{x}^{\tau}}}, \ \theta = [\theta_{1}, \theta_{2}, \dots, \theta_{n}]^{\tau}$$
$$x = [x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n}]^{\tau}$$

Υπολογίζουμε τη παράγωγο  $\frac{d}{d\theta_i}(h_{\theta}(x))$  , η οποία θα χρειαστεί παρακάτω:

$$\frac{d}{d\theta_{j}}(h_{\theta}(x)) =$$

$$\frac{d}{d\theta_{j}}\left(\frac{1}{1+e^{-\theta_{x}^{t}}}\right) =$$

$$-\frac{1}{(1+e^{-\theta_{x}^{t}})^{2}} \cdot \frac{d}{d\theta_{j}}(1+e^{-\theta_{x}^{t}}) =$$

$$-\frac{1}{(1+e^{-\theta_{x}^{t}})^{2}} \cdot \frac{d}{d\theta_{j}}(e^{-\theta_{x}^{t}}) =$$

$$-\frac{e^{-\theta_{x}^{t}}}{(1+e^{-\theta_{x}^{t}})^{2}} \cdot \frac{d}{d\theta_{j}}(-\theta_{x}^{t}) =$$

$$-\frac{e^{-\theta_{x}^{t}}}{(1+e^{-\theta_{x}^{t}})^{2}} \cdot \frac{d}{d\theta_{j}}\left(\sum_{k=1}^{n} \theta_{k} \cdot x_{k}\right) =$$

$$\frac{x_{j} \cdot e^{-\theta_{x}^{t}}}{(1+e^{-\theta_{x}^{t}})^{2}}$$

Υπολογίζουμε και τη ποσότητα  $\, 1 \! - \! h_{\scriptscriptstyle heta}(x) : \,$ 

$$1 - h_{\theta}(x) = 1 - \frac{1}{1 + e^{-\theta_{x}^{r}}} = \frac{e^{-\theta_{x}^{r}}}{1 + e^{-\theta_{x}^{r}}}$$

Για το ζητούμενο:

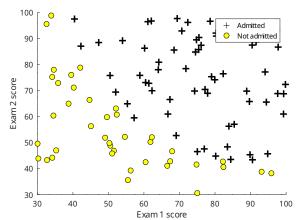
$$\begin{split} J\left(\theta\right) &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \left(-y^{(i)} \ln\left(h_{\theta}\left(\chi^{(i)}\right)\right) - \left(1 - y^{(i)}\right) \ln\left(1 - h_{\theta}\left(\chi^{(1)}\right)\right)\right) \Rightarrow \\ \frac{d}{d\theta_{j}} J\left(\theta\right) &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} -y^{(i)} \cdot \frac{1}{h_{\theta}\left(\chi^{(i)}\right)} \cdot \frac{d}{d\theta_{j}} h_{\theta}\left(\chi^{(i)}\right) + \left(1 - y^{(i)}\right) \cdot \frac{1}{1 - h_{\theta}\left(\chi^{(i)}\right)} \cdot \frac{d}{d\theta_{j}} h_{\theta}\left(\chi^{(i)}\right) \end{split}$$

Από τα παραπάνω:

$$= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} -y^{(i)} \cdot \frac{x_{j}^{(i)} \cdot e^{-\theta_{x}^{i}(i)}}{(1+e^{-\theta_{x}^{i}})} + \frac{(1-y^{(i)}) x_{j}^{(i)}}{1+e^{\theta_{x}^{i}(i)}}$$

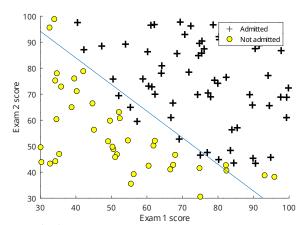
$$= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{n} x_{j} (h_{\theta}(x^{(i)}) - y^{(i)})$$

β. Στο δεύτερο κομμάτι, εφαρμόζουμε τη λογιστική παλινδρόμηση σε ένα σετ δεδομένων με βαθμούς φοιτητών, με σκοπό τη πρόβλεψη της πιθανότητας να γίνουν δεκτοί σε ένα πανεπιστήμιο. Το σετ δεδομένων το οποίο επεξεργάσθηκε είναι το εξής:



Εικόνα 1: Απεικόνιση σετ δεδομένων

Ελαχιστοποιώντας τη συνάρτηση κόστους cross entropy, υπολογίζουμε τις παραμέτρους θ και έπειτα σχεδιάζουμε την ευθεία παλινδρόμησης που ορίζουν τα δεδομένα. Χρησιμοποιώντας την συνάρτηση σίγμα και το προαναφερθέν θ, προδλέπουμε εάν ένας φοιτητής θα γίνει αποδεκτός με βάση τους βαθμούς του.



Εικόνα 2: Διάγραμμα ορίου απόφασης

Το μοντέλο αυτό επιτυγχάνει ποσοστό σωστής ταξινόμησης 89%, κάτι το οποίο είναι αναμενόμενο, καθώς τα δεδομένα που βασίζεται η πρόβλεψη είναι γραμμικά διαχωρίσιμα. Το όριο απόφασης μας δείχνει με ικανοποιητική ακρίδεια τη γραμμή που διαχωρίζει τους αποδεκτούς και μη φοιτητές.

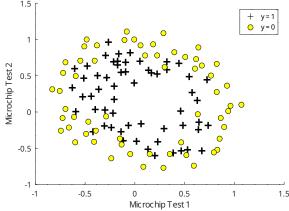
#### Θέμα 2° - Λογιστική παλινδρόμηση με ομαλοποίηση

α. Αναλυτική εύρεση της κλίσης της συνάρτησης κόστους

Αν  $\theta_j$  και  $x_j^{(i)}$  είναι η j-οστή συνιστώσα των διανυσμάτων  $\theta = [\theta_1, \theta_2, ..., \theta_n]^T$  και  $x = [x_1^{(i)}, x_2^{(i)}, ..., x_n^{(i)}]^T$ , τότε:

$$\begin{split} J\left(\theta\right) &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{k} -y^{(i)} \ln \left(h_{\theta}\left(x^{(i)}\right)\right) - \left(1-y^{(i)}\right) \ln \left(1-h_{\theta}\left(x^{(i)}\right)\right) + \frac{\lambda}{2\,m} \sum_{j=1}^{n} \theta_{j}^{2} \Rightarrow \\ \frac{dJ\left(\theta\right)}{d\theta_{j}} &= \frac{1}{m} \frac{d}{d\theta_{j}} \Big(\sum -y^{(i)} \ln \left(h_{\theta}\left(x^{(i)}\right)\right) - \left(1-y^{(i)}\right) \ln \left(1-h_{\theta}\left(x^{(i)}\right)\right)\Big) + \frac{d}{d\theta_{j}} \left(\frac{\lambda}{2\,m} \sum_{j=1}^{n} \theta_{j}^{2}\right) = \\ \frac{1}{m} \sum_{k=1}^{m} x_{j}^{(i)} \left(h_{\theta}\left(x^{(i)}\right) - y^{(i)}\right) + \frac{\lambda}{2\,m} \sum_{j=1}^{n} \frac{d}{d\theta_{j}} \theta_{j}^{2} = \\ \frac{1}{m} \sum_{k=1}^{m} x_{j}^{(i)} \left(h_{\theta}\left(x^{(i)}\right) - y^{(i)}\right) + \frac{\lambda}{m} \theta_{j} \end{split}$$

β. Εφαρμόζουμε τη λογιστική παλινδρόμηση με ομαλοποίηση σε ένα σετ δεδομένων με 2 τεστ από μικροτσίπ με σκοπό να πραγματοποιηθεί μία ανάλυση της ποιότητας των παραγόμενων τσιπ, δηλαδή της ορθής λειτουργίας τους.

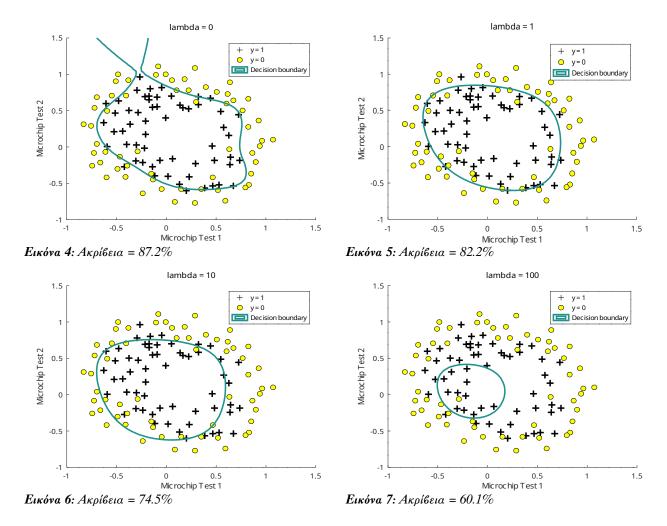


Εικόνα 3: Απεικόνιση σετ δεδομένων

Επειδή τα δεδομένα αυτά δεν είναι γραμμικώς διαχωρίσιμα, θα χρειαστεί να προδληθούν σε χώρο μεγαλύτερων διαστάσεων έτσι ώστε να υπολογιστεί το όριο απόφασης. Αυτό θα επιτευχθεί με το να προδληθούν τα δεδομένα στον χώρο που ορίζουν όλοι οι όροι των πολυωνύμων  $x_1$  και  $x_2$  βαθμού μέχρι και 6. Οι σχέσεις που χρησιμοποιήθηκαν είναι:

$$P(x_1, x_2) = \sum_{i=0}^{6} \sum_{j=0}^{i} x_1^{i-j} x_2^{j}$$

 $\textit{mapfeature}\left(x\right) = \left[1, x_{1}, x_{2}, x_{1}^{2}, x_{1}x_{2}, x_{2}^{2}, x_{1}^{3}, \ldots, x_{1}x_{2}^{5}, x_{2}^{6}\right]^{T}$ 



Παρατηρούμε πως για  $\lambda=0$ , το μοντέλο πετυχαίνει το μεγαλύτερο ποσοστό ακρίδειας για το συγκεκριμένο σετ δεδομένων, ωστόσο είναι εμφανές πως έχει γίνει overfitting για τα συγκεκριμένα δεδομένα, με αποτέλεσμα τη κακή συμπεριφορά του μοντέλου σε γενικότερες περιπτώσεις, δηλαδή για δεδομένα εκτός του συγκεκριμένου σετ. Απεναντίας, για  $\lambda=100$ , παρατηρείται το φαινόμενο του underfitting, με χαμηλότερο ποσοστό ακρίδειας για το συγκεκριμένο σετ δεδομένων, και καμία πιθανότητα γενίκευσης. Για  $\lambda=1$  και  $\lambda=10$ , το όριο απόφασης είναι ικανοποιητικά γενικό με καλή ακρίδεια για τα συγκεκριμένα δεδομένα, που όμως μπορεί να γενικευθεί για δεδομένα εκτός του σετ αυτού.

# Θέμα 3° - Εκτίμηση παραμέτρων (maximum likelihood)

$$D = \{x_1, x_2, ..., x_n\}$$
, ανεξάρτητα από  $p(x|\lambda) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x'}$ 

Θέλω να εκτιμήσω το λ με ΜΙΕ

$$L_{D}(\lambda) = P(D|\lambda) = \prod_{k=1}^{n} p(x_{k}|\lambda)$$

$$\lambda_{MLE} = \operatorname{argmax}_{\lambda} P(D|\lambda)$$

$$l_{d}(\lambda) = \ln L_{D}(\lambda) = \sum_{k=1}^{n} \ln(p(x_{k}|\lambda))$$

$$\frac{d}{d\lambda} l_{d}(\lambda) = 0 \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{d}{d\lambda} \left( \ln \frac{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}}{x!} \right) = 0 \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{x!}{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}} \frac{d}{d\lambda} \left( \frac{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}}{x!} \right) = 0 \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{x!}{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}} \cdot \frac{x_{k} \lambda^{x_{k}-1} - \lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}}{x!} = 0 \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}}{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}} \cdot \frac{\left(\frac{x_{k}}{\lambda} - 1\right)}{x!} = 0 \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}}{\lambda_{k}^{x} \cdot e^{-\lambda}} = 0 \Rightarrow$$

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{x_{k}}{\lambda} - n = 0 \Rightarrow$$

$$\frac{1}{\lambda} \sum_{k=1}^{n} x_{k} = n \Rightarrow$$

$$\lambda_{MLE} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_{k}$$

# Θέμα 4° - Support vector machines (αναλυτική βελτιστοποίηση με ΚΚΤ)

$$l(\omega, \omega_0, \lambda) = \frac{1}{2}(\omega_1^2 + \omega_2^2) - \sum \lambda_i [y_i(\omega^T x_i + \omega_0) - 1] =$$

$$\frac{(\omega_1^2 + \omega_2^2)}{2} - \lambda_1 (-(-10\omega_1 - 10\omega_2 + \omega_0) - 1) - \lambda_2 (-(-7\omega_1 - 7\omega_2 + \omega_0) - 1)$$

$$A\pi \delta \frac{d}{d\omega} l(\omega, \omega_0, \lambda), \epsilon \chi ov \mu \epsilon : \frac{d}{d\omega_1} l = 0 \Rightarrow \omega_1 = 10\lambda_1 - 7\lambda_2$$

$$\frac{d}{d\omega_2} l = 0 \Rightarrow \omega_2 = 10\lambda_1 - 7\lambda_2$$

$$A\rho \alpha : \omega_1 = \omega_2$$

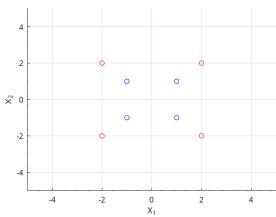
$$\begin{split} \lambda_1 & (-((\omega_1, \omega_2) \begin{pmatrix} -10 \\ -10 \end{pmatrix} + \omega_0) - 1) = 0 \\ \lambda_2 & ((\omega_1, \omega_2) \begin{pmatrix} -7 \\ -7 \end{pmatrix} + \omega_0 - 1) = 0 \end{split}$$

$$Aπό τα παραπάνω , προκύπτουν : \\ 10 ω_1 + 10 ω_2 - ω_0 - 1 = 0 και \\ -7 ω_1 - 7 ω_2 + ω_0 - 1 = 0$$

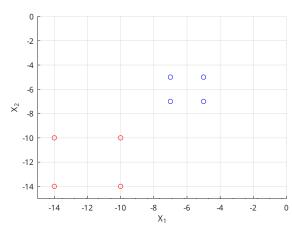
$$Kaθώς ω_1=ω_2, τότε , από τις παραπάνω σχέσεις : ω_1=ω_2=\frac{1}{3}$$
 
$$Aρα ω_0=\frac{17}{3}$$

$$\omega_x^T + \omega_0 = 0 \Rightarrow \left(\frac{1}{3}\frac{1}{3}\right) \binom{x_1}{x_2} + \frac{17}{3} = 0 \Rightarrow \frac{x_1}{3} + \frac{x_2}{3} + \frac{17}{3} = 0 \Rightarrow x_1 = -x_2 - 17$$

Τα δείγματα πριν και μετά τον μετασχηματισμό (μέσω ΜΑΤLAΒ):



Εικόνα 8: Πριν τον μετασχηματισμό



Εικόνα 9: Μετά τον μετασχηματισμό

Πριν τον μετασχηματισμό, δεν είναι δυνατή η διαισθητική προσέγγιση ενός γραμμικού επιπέδου διαχωρισμού των δεδομένων (όπως θα ήταν δυνατό, για παράδειγμα, σε γραμμικά διαχωρίσιμα δεδομένα). Μετά τον μετασχηματισμό, το βέλτιστο υπερεπίπεδο διαχωρισμού είναι εμφανές.

## Θέμα 5° - Υλοποίηση ενός απλού νευρωνικού δικτύου

α.

Έχουμε 
$$J(y^{(i)}, \hat{y}^{(i)}; w, b) = -y^{(i)} \ln \hat{y}^{(i)} - (1-y^{(i)}) \ln (1-\hat{y}^{(i)})$$
 (1) και  $J(Y, \hat{Y}; W, b) = \frac{1}{B} \sum_{i} (-y^{(i)} \ln \hat{y}^{(i)} - (1-y^{(i)}) \ln (1-\hat{y}^{(i)}))$  (2)

Χρησιμοποιώντας τη σχέση (2), και θέτοντας  $z^{(i)}=x^{(i)}W+b$  και  $\hat{y}^{(i)}=f\left(z^{(i)}\right)$ , παίρνουμε:  $J\left(Y,\;\hat{Y}\;;\;W\;,\;b\right)=\frac{1}{B}\sum_{i}-y^{(i)}\ln\frac{1}{1+e^{\left(-z^{(i)}\right)}}-\left(1-y^{(i)}\right)\ln\frac{e^{\left(-z^{(i)}\right)}}{1+e^{\left(-z^{(i)}\right)}}=$   $\frac{1}{B}\sum_{i}y^{(i)}\ln\left(1+e^{\left(-z^{(i)}\right)}\right)-\ln e^{\left(-z^{(i)}\right)}+\ln\left(1+e^{\left(-z^{(i)}\right)}\right)+y^{(i)}\ln e^{\left(-z^{(i)}\right)}-y^{(i)}\ln\left(1+e^{\left(-z^{(i)}\right)}\right)=$   $\frac{1}{B}\sum_{i}z^{(i)}-y^{(i)}z^{(i)}+\ln\left(1+e^{\left(-z^{(i)}\right)}\right)$ 

β.

Θα παραγωγίσουμε τη σχέση (1), αφού πρώτα γραφεί συναρτήσει του  $z^{(i)}$ 

$$\begin{split} (1) &\Rightarrow J(\,y^{(i)},\,\, \hat{y}^{(i)};\, w\,,\,\, b\,) = -y^{(i)} \ln \hat{y}^{(i)} - (1-y^{(i)}) \ln (1-\hat{y}^{(i)}) = \\ &-y^{(i)} \ln \big(f(z^{(i)})\big) - (1-y^{(i)}) \ln \big(1-f(z^{(i)})\big) = \\ &y^{(i)} \ln \frac{1}{1+e^{(-z^{(i)})}} - (1-y^{(i)}) \ln \frac{e^{(-z^{(i)})}}{1+e^{(-z^{(i)})}} = \\ &-y^{(i)} \ln \big(1+e^{(-z^{(i)})}\big) - (1-y^{(i)}) \big(\ln \big(e^{(-z^{(i)})}\big) - \ln \big(1+e^{(-z^{(i)})}\big)\big) = \\ &z^{(i)} - z^{(i)} y^{(i)} + \ln \big(1+e^{(-z^{(i)})}\big) \end{split}$$

$$\begin{split} \mathcal{A}\rho\alpha \ \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{dz^{(i)}} &= \frac{d}{dz^{(i)}} \left(z^{(i)} - z^{(i)}y^{(i)} + \ln\left(1 + e^{(-z^{(i)})}\right)\right) = \\ 1 - y^{(i)} + \frac{\left(-e^{(-z^{(i)})}\right)}{1 + e^{(-z^{(i)})}} &= \\ \hat{y}^{(i)} - y^{(i)} \end{split}$$

$$\begin{split} & \operatorname{Tia} \frac{dJ}{dw} \colon \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{dw} = \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{dz^{(i)}} \cdot \frac{dz^{(i)}}{dw} = (\hat{y}^{(i)} - y^{(i)})x^{(i)} \\ & J\left(Y, \ \hat{Y}; \ W, \ b\right) = \frac{1}{B} \sum_{i} J\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right) \\ & \frac{dJ\left(Y, \ \hat{Y}; \ W, \ b\right)}{dW} = \frac{1}{B} \sum_{i} \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{dw} = \\ & \frac{1}{B} \sum_{i} (\hat{y}^{(i)} - y^{(i)})x^{(i)} \\ & \operatorname{Tia} \frac{dJ}{db} \colon \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{db} = \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{dz^{(i)}} \cdot \frac{dz^{(i)}}{db} = \hat{y}^{(i)} - y^{(i)} \\ & J\left(Y, \ \hat{Y}; \ W, \ b\right) = \frac{1}{B} \sum_{i} J\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right) \\ & \frac{dJ\left(Y, \ \hat{Y}; \ W, \ b\right)}{db} = \frac{1}{B} \sum_{i} \frac{dJ\left(y^{(i)}, \ \hat{y}^{(i)}; \ w, \ b\right)}{db} = \end{split}$$

 $\frac{1}{\mathbf{P}}(\hat{\mathbf{y}}^{(i)}-\mathbf{y}^{(i)})$