نموذج توليدي (Generative)	نموذج تمييزي (Discriminative)	
P(y x) تقدیر $P(x y)$ ثم استنتاج	P(y x) التقدير المباشر ل	الهدف
التوزيع الاحتمالي للبيانات	حدود القرار	ماذا يتعلم
		توضیح
(Naive Bayes)، بايز البسيط (GDA)	الانحدار (Regression)، آلة المتجهات الداعمة (SVM)	أمثلة

۲.۱ الرموز ومفاهيم أساسية

الفرضية (Hypothesis) – الفرضية، ويرمز لها ب h_{θ} ، هي النموذج الذي نختاره. إذا كان لدينا المدخل $x^{(i)}$ ، فإن الفرضية الفرضية الموذج هو $h_{\theta}(x^{(i)})$.

التي تأخذ $L:(z,y)\in\mathbb{R} imes Y\longmapsto L(z,y)\in\mathbb{R}$ دالة الخسارة هي الدالة $L:(z,y)\in\mathbb{R} imes Y\longmapsto L(z,y)$ دوال الخسارة المتوقعة z والقيمة الحقيقية z وتعطينا الاختلاف بينهما. الجدول التالي يحتوي على بعض دوال الخسارة الشائعة:

الانتروبيا التقاطعية	خسارة مفصلية	خسارة لوجستية	خطأ أصغر تربيع
(Cross-entropy)	(Hinge loss)	(Logistic loss)	(Least squared error)
$-\left[y\log(z) + (1-y)\log(1-z)\right]$	$\max(0,1-yz)$	$\log(1 + \exp(-yz))$	$\frac{1}{2}(y-z)^2$
y = 0 $y = 0$ $y = 1$	y = -1 $y = 1$	y=-1 $y=-1$ $y=1$	$y\in\mathbb{R}$
الشبكات العصبية	آلة المتجهات الداعمة	الانحدار اللوجستي	الانحدار الخطّي
(Neural Network)	(SVM)	(Logistic regression)	(Linear regression)

دالة التكلفة (Cost function) – دالة التكلفة J تستخدم عادة لتقييم أداء نموذج ما، ويتم تعريفها مع دالة الخسارة L كالتالي:

$$J(\theta) = \sum_{i=1}^{m} L(h_{\theta}(x^{(i)}), y^{(i)})$$

مرجع سريع تعلم آلي

افشین عمیدی و شروین عمیدی ۱۶ ربیع الثانی، ۱٤٤۱

۱ تعلم مراقب

تمت الترجمة بواسطة فارس القنيعير. تمت المراجعة بواسطة زيد اليافعي.

١.١ مقدمة للتعلّم المُوَجَّه

 $\{y^{(1)},...,y^{(m)}\}$ مرتبطة بمجموعة مخرجات ونا کان لدینا مجموعة من نقاط البیانات $\{x^{(1)},...,x^{(m)}\}$ مرتبطة بمجموعة مخرجات ونا کان لدینا مُصَنِّف یتعلم کیف یتوقع y من x.

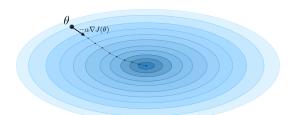
🗖 نوع التوقّع – أنواع نماذج التوقّع المختلفة موضحة في الجدول التالي:

التصنيف (Classification)	الانحدار (Regression)	
صنف	مستمر	المُخرَج
انحدار لوجستي (Logistic regression)، آلة المتجهات الداعمة (SVM)، بايز البسيط (Naive Bayes)	(Linear regression) انحدار خطّي	أمثلة

🗖 نوع النموذج – أنواع النماذج المختلفة موضحة في الجدول التالي:

النزول الاشتقاقي (Gradient descent) – لنعرّف معدل التعلّم $lpha\in\mathbb{R}$ ، يمكن تعريف القانون الذي يتم تحديث خوارزمية النزول الاشتقاقى من خلاله باستخدام معدل التعلّم ودالة التكلفة J كالتالى:

$$\theta \longleftarrow \theta - \alpha \nabla J(\theta)$$



ملاحظة: في النزول الاشتقاقي العشوائي (Stochastic gradient descent (SGD)) يتم تحديث المُعاملات (batch gradient descent) بناءاً على كل عينة تدريب على حدة، بينما في النزول الاشتقاقي الحُزَمي (parameters) يتم تحديثها باستخدام حُرّم من عينات التدريب.

 θ الأرجحية (Likelihood) – تستخدم أرجحية النموذج (θ)، حيث أن θ هي المُدخلات، للبحث عن المُدخلات θ (log-likelihood) الأرجحية عملياً يتم استخدام الأرجحية اللوغاريثمية (maximizing) الأحسن عن طريق تعظيم (θ) حيث أنها أسهل في التحسين (optimize). فيكون لدينا:

$$\theta^{\text{opt}} = \underset{\theta}{\text{arg max } L(\theta)}$$

تورزمية نيوتن (Newton's algorithm) خوارزمية نيوتن هي طريقة حسابية للعثور على θ بحيث يكون θ بحيث يكون عوارزمية نيوتن (Newton's algorithm) خوارزمية كالتالى:

$$\theta \leftarrow \theta - \frac{\ell'(\theta)}{\ell''(\theta)}$$

ملاحظة: هناك خوارزمية أعم وهي متعددة الأبعاد (multidimensional)، يطلق عليها خوارزمية نيوتن⊓رافسون (Newton-Raphson)، ويتم تحديثها عبر القانون التالى:

$$\theta \leftarrow \theta - \left(\nabla_{\theta}^2 \ell(\theta)\right)^{-1} \nabla_{\theta} \ell(\theta)$$

(Linear regression) الانحدار الخطّي ۱.۲.۱

$$y|x; heta\sim\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)$$
 هنا نفترض أن

 \square المعادلة الطبيعية \square الناظمية (Normal) – إذا كان لدينا المصفوفة X، القيمة θ التي تقلل من دالة التكلفة يمكن حلها رياضياً بشكل مغلق (closed-form) عن طريق:

$$\theta = (X^T X)^{-1} X^T y$$

 \square خوارزمية أصغر معدل تربيع LMS – إذا كان لدينا معدل التعلّم α ، فإن قانون التحديث لخوارزمية أصغر معدل تربيع (Least Mean Squares (LMS)) لمجموعة بيانات من m عينة، ويطلق عليه قانون تعلم ويدرو \square هوف (Widrow-Hoff)، كالتالى:

$$\forall j, \quad \theta_j \leftarrow \theta_j + \alpha \sum_{i=1}^m \left[y^{(i)} - h_{\theta}(x^{(i)}) \right] x_j^{(i)}$$

ملاحظة: قانون التحديث هذا يعتبر حالة خاصة من النزول الاشتقاقي (Gradient descent).

لانحدار الموزون محليًا (Locally Weighted Regression)، ويعرف بـ LWR) – الانحدار الموزون محليًا (Locally Weighted Regression)، ويعرف بـ LWR)، ويعرف بـ $w^{(i)}(x)$ ، التي يمكن تعريفها هو نوع من الانحدار الخطي يَزِن كل عينة تدريب أثناء حساب دالة التكلفة باستخدام ($w^{(i)}(x)$ ، التي يمكن تعريفها باستخدام المُدخل (parameter) $\tau \in \mathbb{R}$ (parameter) باستخدام المُدخل (parameter)

$$w^{(i)}(x) = \exp\left(-\frac{(x^{(i)} - x)^2}{2\tau^2}\right)$$

٢.٢.١ التصنيف والانحدار اللوجستي

ات دالة سيجمويد (Sigmoid) - دالة سيجمويد و، وتعرف كذلك بالدالة اللوجستية، تعرّف كالتالي:

$$\forall z \in \mathbb{R}, \quad \boxed{g(z) = \frac{1}{1 + e^{-z}} \in]0,1[}$$

الانحدار اللوجستى (Logistic regression) – نفترض هنا أن $y|x; heta \sim \mathrm{Bernoulli}(\phi)$ فيكون لدينا:

$$\phi = p(y = 1|x; \theta) = \frac{1}{1 + \exp(-\theta^T x)} = g(\theta^T x)$$

ملاحظة: ليس هناك حل رياضي مغلق للانحدار اللوجستي.

(multiclass logistic الحدار سوفت ماكس (Softmax) – ويطلق عليه الانحدار اللوجستي متعدد الأصناف (Softmax) و ويطلق عليه $\theta_K=0$ المتخدم لتعميم الانحدار اللوجستي إذا كان لدينا أكثر من صنفين. في العرف يتم تعيين $\theta_K=0$ لكل فئة i يساوى:

$$\phi_i = \frac{\exp(\theta_i^T x)}{\sum_{j=1}^K \exp(\theta_j^T x)}$$

(Generalized Linear Models - GLM) النماذج الخطية العامة (T.۲.۱ النماذج الخطية العامة (Generalized Linear Models - GLM)

العائلة الأُسيّة (Exponential family) - يطلق على صنف من التوزيعات (distributions) بأنها تنتمي إلى العائلة الأُسيّة إذا كان يمكن كتابتها بواسطة مُدخل قانوني (canonical parameter) باحصاء كافٍ sufficient العائلة الأسيّة إذا كان يمكن كتابتها بواسطة مُدخل قانوني $a(\eta)$ ، كالتالي:

$$p(y; \eta) = b(y) \exp(\eta T(y) - a(\eta))$$

(normalization) ملاحظة: كثيراً ما سيكون y = y. كذلك فإن $\exp(-a(\eta))$ يمكن أن تفسر كمُدخل تسوية T(y) = y للتأكد من أن الاحتمالات يكون حاصل جمعها يساوى واحد.

تم تلخيص أكثر التوزيعات الأسيّة استخداماً في الجدول التالي:

b(y)	$a(\eta)$	T(y)	η	التوزيع
1	$\log(1 + \exp(\eta))$	y	$\log\left(\frac{\phi}{1-\phi}\right)$	بِرنوللي (Bernoulli)
$\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{y^2}{2}\right)$	$\frac{\eta^2}{2}$	y	μ	جاوسي (Gaussian)
$\frac{1}{y!}$	e^{η}	y	$\log(\lambda)$	بواسون (Poisson)
1	$\log\left(\frac{e^{\eta}}{1-e^{\eta}}\right)$	y	$\log(1-\phi)$	هندسي (Geometric)

 $x\in\mathbb{R}^{n+1}$ افتراضات GLMs – تهدف النماذج الخطيّة العامة (GLM) إلى توقع المتغير العشوائى y كدالة ل- GLMs افتراضات وتستند إلى ثلاثة افتراضات:

(2)
$$h_{\theta}(x) = E[y|x;\theta]$$
 (3) $\eta = \theta^T x$

(2)
$$h_{\theta}(x) = E[y|x; \theta]$$

(2)
$$h_{\theta}(x) = E[y|x]$$

ملاحظة: أصغر تربيع (least squares) الاعتيادي و الانحدار اللوجستي يعتبران من الحالات الخاصة للنماذج الخطيّة العامة.

(Support Vector Machines) آلة المتحهات الداعمة (T.1

تهدف آلة المتجهات الداعمة (SVM) إلى العثور على الخط الذي يعظم أصغر مسافة إليه:

🗖 مُصنِّف الهامش الأحسن (Optimal margin classifier) - يعرَّف مُصنِّف الهامش الأحسن h كالتالى:

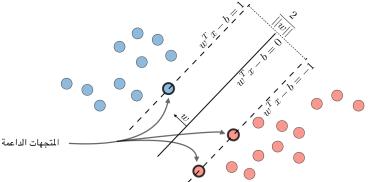
$$h(x) = \operatorname{sign}(w^T x - b)$$

(optimization) مو الحل لمشكلة التحسين ($(w,b) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}$ حيث

بحيث أن
$$y^{(i)}(w^Tx^{(i)}-b)\geqslant 1$$

$$\min \frac{1}{2}||w||^2$$

 $y|x; \theta \sim \text{ExpFamily}(\eta)$



 $\|w^T x - b = 0\|$ ملاحظة: يتم تعريف الخط بهذه المعادلة

النحو التالى: \square الخسارة المفصلية (Hinge loss) – تستخدم الخسارة المفصلية في حل SVM ويعرف على النحو التالى:

$$L(z,y) = [1 - yz]_{+} = \max(0,1 - yz)$$

النواة (Kernel) – إذا كان لدينا دالة ربط الخصائص (features) ϕ , يمكننا تعريف النواة K كالتالى: \Box

$$K(x,z) = \phi(x)^T \phi(z)$$

عملياً، يمكن أن تُعَرَّف الدالة K عن طريق المعادلة $\left(-\frac{||x-z||^2}{2\sigma^2}\right)$ عملياً، يمكن أن تُعَرَّف الدالة K عن طريق المعادلة والمعادلة الجاوسية (Gaussian kernel)، وهي تستخدم بكثرة.



ملاحظة: نقول أننا نستخدم "حيلة النواة" (kernel trick) لحساب دالة التكلفة عند استخدام النواة لأننا في الحقيقة لا نحتاج أن نعرف التحويل الصريح ϕ ، الذي يكون في الغالب شديد التعقيد. ولكن، نحتاج أن فقط أن

اللّاغرانجي (Lagrangian) – يتم تعريف اللّاغرانجي ($\mathcal{L}(w,b)$ على النحو التالي: \square

$$\mathcal{L}(w,b) = f(w) + \sum_{i=1}^{l} \beta_i h_i(w)$$

ملاحظة: المعامِلات β_i (coefficients) يطلق عليها مضروبات لاغرانج

(Generative Learning) التعلم التوليدي ۴.۱

التى يمكن P(x|y)، التى يمكن توليد البيانات عن طريق تقدير البداية يحاول أن يتعلم كيف تم توليد البيانات عن طريق تقدير .(Bayes' rule) باستخدام قانون بایز P(y|x) باستخدام P(y|x)

(Gaussian Discriminant Analysis) تحليل التمايز الجاوسي ۱.۴.۱

الإطار – تحليل التمايز الجاوسي يفترض أن y=0 و x|y=1 و x|y=1 بحيث يكونوا كالتالى: \square

 $y \sim \text{Bernoulli}(\phi)$

$$x|y=0\sim\mathcal{N}(\mu_0,\Sigma)$$
 g $x|y=1\sim\mathcal{N}(\mu_1,\Sigma)$

🗖 التقدير – الجدول التالي يلخص التقديرات التي يمكننا التوصل لها عند تعظيم الأرجحية (likelihood):

$\widehat{\Sigma}$	$\widehat{\mu_j}$ $(j=0,1)$	$\widehat{\phi}$
$\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} (x^{(i)} - \mu_{y^{(i)}}) (x^{(i)} - \mu_{y^{(i)}})^T$	$\frac{\sum_{i=1}^{m} 1_{\{y^{(i)}=j\}} x^{(i)}}{\sum_{i=1}^{m} 1_{\{y^{(i)}=j\}}}$	$\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} 1_{\{y^{(i)}=1\}}$

(Naive Bayes) بايز البسيط ۲.۴.۱

□ الافتراض – يفترض نموذج بايز البسيط أن جميع الخصائص لكل عينة بيانات مستقلة (independent):

$$P(x|y) = P(x_1, x_2, ...|y) = P(x_1|y)P(x_2|y)... = \prod_{i=1}^{n} P(x_i|y)$$

 $k \in \{0,1\}, l \in [\![1,L]\!]$ يعطينا الحلول التالية إذا كان $[\![1,L]\!]$ الحل – تعظيم الأرجحية اللوغاريثمية (log-likelihood) يعطينا الحلول التالية إذا كان

$$\boxed{P(y=k) = \frac{1}{m} \times \#\{j|y^{(j)} = k\}} \quad \text{g} \quad \boxed{P(x_i = l|y = k) = \frac{\#\{j|y^{(j)} = k \text{ g } x_i^{(j)} = l\}}{\#\{j|y^{(j)} = k\}}}$$

ملاحظة: بايز البسيط يستخدم بشكل واسع لتصنيف النصوص واكتشاف البريد الإلكتروني المزعج.

(ensemble) والتجميعية (tree-based) الطرق الشجرية (a.۱

هذه الطرق يمكن استخدامها لكلٍ من مشاكل الانحدار (regression) والتصنيف (classification).

□ التصنيف والانحدار الشجري (CART) – والاسم الشائع له أشجار القرار (decision trees)، يمكن أن يمثل كأشجار ثنائية (binary trees). من المزايا لهذه الطريقة إمكانية تفسيرها بسهولة.

□ الغابة العشوائية (Random forest) – هي أحد الطرق الشجرية التي تستخدم عدداً كبيراً من أشجار القرار مبنية باستخدام مجموعة عشوائية من الخصائص. بخلاف شجرة القرار البسيطة لا يمكن تفسير النموذج بسهولة، ولكن أدائها العالي جعلها أحد الخوارزمية المشهورة.

ملاحظة: أشجار القرار نوع من الخوارزميات التجميعية (ensemble).

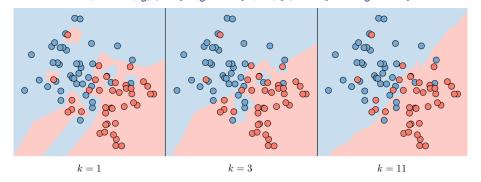
□ التعزيز (Boosting) – فكرة خوارزميات التعزيز هي دمج عدة خوارزميات تعلم ضعيفة لتكوين نموذج قوي. الطرق الأساسية ملخصة في الجدول التالى:

التعزيز الاشتقاقي (Gradient boosting)	التعزيز التَّكَيُّفي (Adaptive boosting)
- يتم تدريب خوارزميات التعلم الضعيفة على الأخطاء المتبقية.	- يتم التركيز على مواطن الخطأ لتحسين النتيجة في الخطوة التالية. "Adaboost" -
	"Adaboost" -

(non-parametric) طرق أخرى غير بارامترية 9.1

 \square خوارزمية أقرب الجيران $(k ext{-nearest neighbors})$ – تعتبر خوارزمية أقرب الجيران، وتعرف بـ NNk-، طريقة غير بارامترية، حيث يتم تحديد نتيجة عينة من البيانات من خلال عدد k من البيانات المجاورة في مجموعة التدريب. ويمكن استخدامها للتصنيف والانحدار.

ملاحظة: كلما زاد المُدخل k، كلما زاد الانحياز (bias)، وكلما نقص k، زاد التباين (variance).



٧.١ نظرية التعلُّم

انجعل $A_1,...,A_k$ تمثل A حدث. فيكون لدينا: \Box حد الاتحاد

$$P(A_1 \cup \ldots \cup A_k) \leqslant P(A_1) + \ldots + P(A_k)$$

$$A_1 \cup A_2 \cup A_3$$

$$A_1 \qquad A_2 \qquad A_3$$

(iid) لنجعل (Hoeffding) متراجحة هوفدينج (Hoeffding) لنجعل النجعل $Z_1,..,Z_m$ تمثل متغير مستقلة وموزعة بشكل مماثل (iid) متراجحة هوفدينج (Hoeffding) لنجعل $\widehat{\phi}$ متوسط العينة (sample mean) و مأخوذة من توزيع بِرنوللي (Bernoulli distribution) ذا مُدخل $\widehat{\phi}$ متوسط العينة ($\gamma>0$ ثابت. فيكون لدينا:

$$P(|\phi - \widehat{\phi}| > \gamma) \le 2 \exp(-2\gamma^2 m)$$

ملاحظة: هذه المتراجحة تعرف كذلك بحد تشرنوف. (Chernoff bound).

 \square خطأ التدريب – ليكن لدينا المُصنِّف h، يمكن تعريف خطأ التدريب ($\widehat{\epsilon}(h)$ ، ويعرف كذلك بالخطر التجريبي أو الخطأ التجريبي، كالتالي:

$$\widehat{\epsilon}(h) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} 1_{\{h(x^{(i)}) \neq y^{(i)}\}}$$

تمت الترجمة بواسطة رضوان لغوينسات. تمت المراجعة بواسطة فارس القنيعير.

- ١.٢ مقدمة للتعلّم غير المُوَجَّه
- ير المُعلمّة عير المُعلمّة عير المُوجَّه هو إيجاد الأنماط الخفية في البيانات غير المُعلمّة $\{x^{(1)},...,x^{(m)}\}$

متباینة جینسن – لتکن f دالة محدبة و X متغیر عشوائی. لدینا المتباینة التالیة: \square

$$E[f(X)] \geqslant f(E[X])$$

(Expectation-Maximization) تعظيم القيمة المتوقعة ١.١.٢

□ المتغيرات الكامنة – المتغيرات الكامنة هي متغيرات مخفية□غير معاينة تزيد من صعوبة مشاكل التقدير، غالباً ما ترمز بالحرف z. في مايلي الإعدادات الشّائعة التي تحتوي على متغيرات كامنة:

ملاحظات	x z	z المتغير الكامن	الإعداد
$\mu_j \in \mathbb{R}^n, \phi \in \mathbb{R}^k$	$\mathcal{N}(\mu_j, \Sigma_j)$	$\operatorname{Multinomial}(\phi)$	خلیط من k توزیع جاوسي
$\mu_j \in \mathbb{R}^n$	$\mathcal{N}(\mu + \Lambda z, \psi)$	$\mathcal{N}(0,I)$	تحليل عاملي

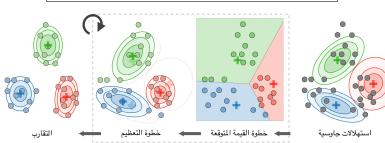
🗖 خوارزمية – تعظيم القيمة المتوقعة (Expectation-Maximization) هي عبارة عن طريقة فعالة لتقدير المُدخل عبر تقدير تقدير الأرجحية الأعلى (maximum likelihood estimation)، ويتم ذلك بشكل تكراري حيث يتم θ إيجاد حد أدنى للأرجحية ثم يتم تحسين (optimizing) ذلك الحد الأدنى كما يلى:

يلى: $Z^{(i)}$ (cluster) وعدد عيّنات التدريب M وعدد التدريب

$$Q_i(z^{(i)}) = P(z^{(i)}|x^{(i)};\theta)$$

النقط (cluster) على مجموعة ($Q_i(z^{(i)})$ على النقط (الحطوة M : يتم استعمال الاحتمالات البعدية البعدية المتعمال على على النقط یت م تقدیر نموذج لکل مجموعة بشکل منفصل، و ذلك کما یلی: $x^{(i)}$

$$\theta_{i} = \underset{\theta}{\operatorname{argmax}} \sum_{i} \int_{z^{(i)}} Q_{i}(z^{(i)}) \log \left(\frac{P(x^{(i)}, z^{(i)}; \theta)}{Q_{i}(z^{(i)})} \right) dz^{(i)}$$



🗖 تقريباً صحيح احتمالياً (Probably Approximately Correct (PAC)) – هو إطاريتم من خلاله إثبات 🔞 تعلم غير مراقب العديد من نظريات التعلم، ويحتوى على الافتراضات التالية:

- مجموعتى التدريب والاختبار يتبعان نفس التوزيع.
 - عينات التدريب تؤخذ بشكل مستقل.

مجموعة تكسيرية (Shattering Set) – إذا كان لدينا المجموعة أيا المجموعة مُصنِّفات – (Shattering Set) محموعة تكسيرية المحموعة مُصنِّفات المحموعة المحم $\{y^{(1)},...,y^{(d)}\}$ (labels) اذا كان لكل مجموعة علامات (H shatters S) الدينا: \mathcal{H}

$$\exists h \in \mathcal{H}, \quad \forall i \in [1,d], \quad h(x^{(i)}) = y^{(i)}$$

□ مبرهنة الحد الأعلى (Upper bound theorem) – لنجعل H فئة فرضية محدودة (finite hypothesis class بحيث $k=|\mathcal{H}|$ ، و δ وحجم العينة m ثابتين. حينها سيكون لّدينا، مع احتمال على الأقل $\delta-1$ ، التالى:

$$\widehat{\epsilon(h)} \leqslant \left(\min_{h \in \mathcal{H}} \epsilon(h)\right) + 2\sqrt{\frac{1}{2m} \log\left(\frac{2k}{\delta}\right)}$$

🗖 بُغْد فابنيك – تشرفونيكس (Vapnik-Chervonenkis - VC) لفئة فرضية غير محدودة .(shattered by \mathcal{H}) هو حجم أكبر مجموعة (set) التى تم تكسيرها بواسطة $\mathrm{VC}(\mathcal{H})$ ، هو حجم أكبر مجموعة (التى تم تكسيرها بواسطة الله بالكتاب التى تم تكسيرها بواسطة الله بالكتاب التى تم تكسيرها بواسطة الله بالكتاب الكتاب الك

ملاحظة: بُعْد فابنيك \square تشرفونيكس VC لH=1مجموعة التصنيفات الخطية في بُعدين $\{$ يساوى ٣.









لدينا، مع احتمال على الأقل $\delta-1$ ، التالى:

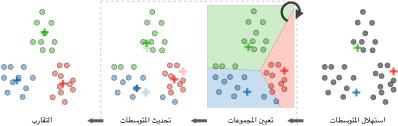
$$\epsilon(\widehat{h}) \leqslant \left(\min_{h \in \mathcal{H}} \epsilon(h) \right) + O\left(\sqrt{\frac{d}{m} \log\left(\frac{m}{d}\right) + \frac{1}{m} \log\left(\frac{1}{\delta}\right)} \right)$$

(k-mean clustering) k التجميع بالمتوسطات ۲.۱.۲

j نرمز لمجموعة النقط i ب $c^{(i)}$ ونرمز ب μ_i مركز المجموعات

 \square خوارزمية – بعد الاستهلال العشوائي للنقاط المركزية (centroids) للمجوعات $\mu_1, \mu_2, ..., \mu_k \in \mathbb{R}^n$ التجميع بالمتوسطات k تكرر الخطوة التالية حتى التقارب:

$$c^{(i)} = \underset{j}{\arg\min} ||x^{(i)} - \mu_j||^2 \qquad \text{9} \qquad \frac{\displaystyle \sum_{i=1}^m 1_{\{c^{(i)} = j\}} x^{(i)}}{\displaystyle \sum_{i=1}^m 1_{\{c^{(i)} = j\}}}$$



□ دالة التحريف (distortion function) – لكي نتأكد من أن الخوارزمية تقاربت، ننظر إلى دالة التحريف المعرفة كما يلى:

$$\boxed{J(c,\!\mu) = \sum_{i=1}^m ||x^{(i)} - \mu_{c^{(i)}}||^2}$$

٣.١.٢ التجميع الهرمي

□ خوارزمية – هي عبارة عن خوارزمية تجميع تعتمد على طريقة تجميع هرمية تبني مجموعات متداخلة بشكل متتال.

□ الأنواع – هنالك عدة أنواع من خوارزميات التجميع الهرمي التي ترمي إلى تحسين دوال هدف objective). الأنواع مختلفة، هذه الأنواع ملخصة في الجدول التالي:

الربط الكامل	الربط المتوسط	ربط وارْد (ward linkage)
تصغير المسافة العظمى	تصغير متوسط المسافة	تصغير المسافة
بين أزواج المجموعات	بين أزواج المجموعات	داخل المجموعة

۴.۱.۲ مقاییس تقدیر المجموعات

في التعلّم غير المُوَجَّه من الصعب غالباً تقدير أداء نموذج ما، لأن القيم الحقيقية تكون غير متوفرة كما هو الحال في التعلّم المُوَجَّه.

القط (silhouette coefficient) معامل الظّل (silhouette coefficient) معامل الظّل (silhouette coefficient) و لمتوسط المسافة بين عينة وكل النقط المنتمية لأقرب مجموعة، المعامل الظِلِّى $\mathbf a$ لعينة واحدة معرف كالتالى:

$$s = \frac{b - a}{\max(a, b)}$$

 W_k و B_k وأن مؤشر كالينسكي B_k هارباز (Calinski-Harabaz index) – إذا رمزنا بالعدد المجموعات، فإن مؤس مصفوفتى التشتت بين المجموعات وداخلها تعرف كالتالى:

$$B_k = \sum_{i=1}^k n_{c(i)} (\mu_{c(i)} - \mu) (\mu_{c(i)} - \mu)^T, \qquad W_k = \sum_{i=1}^m (x^{(i)} - \mu_{c(i)}) (x^{(i)} - \mu_{c(i)})^T$$

مؤشر كالينسكي \square هارباز s(k) يشير إلى جودة نموذج تجميعي في تعريف مجموعاته، بحيث كلما كانت النتيجة أعلى كلما دل ذلك على أن المجموعات أكثر كثافة وأكثر انفصالاً فيما بينها. هذا المؤشر معرّف كالتالى:

$$s(k) = \frac{\operatorname{Tr}(B_k)}{\operatorname{Tr}(W_k)} \times \frac{N-k}{k-1}$$

۵.۱.۲ تحليل المكون الرئيس

إنها طريقة لتقليص الأبعاد ترمى إلى إيجاد الاتجاهات المعظمة للتباين من أجل إسقاط البيانات عليها.

 Γ قيمة ذاتية (eigenvalue)، متجه ذاتي (eigenvector) – لتكن $A\in\mathbb{R}^{n imes n}$ مصفوفة، نقول أن λ قيمة ذاتية للمصفوفة A إذا وُجِد متجه $z\in\mathbb{R}^n\backslash\{0\}$ يسمى متجهاً ذاتياً، بحيث:

$$Az = \lambda z$$

مبرهنة الطّيف (Spectral theorem) – لتكن $A\in\mathbb{R}^{n imes n}$. إذا كانت A متناظرة فإنها يمكن أن تكون شبه قطرية عن طريق مصفوفة متعامدة حقيقية $U\in\mathbb{R}^{n imes n}$. إذا رمزنا $\Lambda=\operatorname{diag}(\lambda_1,...,\lambda_n)$. إذا رمزنا

$$\exists \Lambda$$
قطري , $A=U\Lambda U^T$

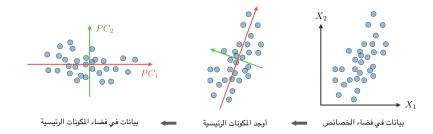
تهدف (Principal Component Analysis (PCA)) طريقة لخفض الأبعاد تهدف (Principal Component Analysis (PCA)) طريقة لخفض الأبعاد تهدف إلى إسقاط البيانات على k بُعد بحيث يتم تعطيم التباين (variance)، خطواتها كالتالى:

• الخطوة ١: تسوية البيانات بحيث تصبح ذات متوسط يساوى صفر وانحراف معيارى يساوى واحد.

$$x_j^{(i)} \leftarrow \frac{x_j^{(i)} - \mu_j}{\sigma_j}$$
 این $\mu_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_j^{(i)}$ و $\sigma_j^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (x_j^{(i)} - \mu_j)^2$

وهي متناظرة وذات قيم ذاتية حقيقية. $\Sigma=rac{1}{m}\sum_{i=1}^m x^{(i)}x^{(i)}^T\in\mathbb{R}^{n imes n}$ عساب : حساب الخطوة Σ

- الخطوة Σ : حساب $u_1,...,u_k\in\mathbb{R}^n$ المتجهات الذاتية الرئيسية المتعامدة لـ Σ وعددها $u_1,...,u_k\in\mathbb{R}^n$ من المتجهات الذاتية المتعامدة ذات القيم الذاتية الأكبر.
 - $\operatorname{span}_{\mathbb{R}}(u_1,...,u_k)$ و الخطوة $rac{*}{2}$: إسقاط البيانات على



۶.۱.۲ تحليل المكونات المستقلة

هي طريقة تهدف إلى إيجاد المصادر التوليدية الكامنة.

 s_i فعد، حيث $s=(s_1,...,s_n)$ افتراضات – لنفترض أن بياناتنا x تم توليدها عن طريق المتجه المصدر s ذا s المتالى: متغيرات عشوائية مستقلة، وذلك عبر مصفوفة خلط غير منفردة (Mixing and non-singular) كالتالى:

$$x = As$$

 $W=A^{-1}$ الهدف هو العثور على مصفوفة الفصل

 \square خوارزمية تحليل المكونات المستقلة (ICA) لبيل وسجنوسكي (Bell and Sejnowski) – هذه الخوارزمية تجد مصفوفة الفصل W عن طريق الخطوات التالية:

: كالتالي
$$x = As = W^{-1}s$$
 كالتالي الاحتمال ل

$$p(x) = \prod_{i=1}^{n} p_s(w_i^T x) \, ||W||$$

(log likelihood) بيانات التمرن و g دالة سيجمويد، اكتب الأرجحية اللوغاريتمية $\{x^{(i)}, i \in [\![1,m]\!]\}$ كالتالى:

$$l(W) = \sum_{i=1}^{m} \left(\sum_{j=1}^{n} \log \left(g'(w_{j}^{T} x^{(i)}) \right) + \log |W| \right)$$

هكذا، باستخدام الصعود الاشتقاقي العشوائي (stochastic gradient ascent)، لكل عينة تدريب $x^{(i)}$ نقوم بتحديث $X^{(i)}$ كما يلى:

$$W \leftarrow W + \alpha \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 - 2g(w_1^T x^{(i)}) \\ 1 - 2g(w_2^T x^{(i)}) \\ \vdots \\ 1 - 2g(w_n^T x^{(i)}) \end{pmatrix} x^{(i)^T} + (W^T)^{-1} \end{pmatrix}$$

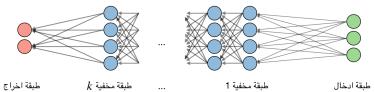
٣ تعلم متعمق

تمت الترجمة بواسطة امجد الخطابى. تمت المراجعة بواسطة زيد اليافعى.

(Neural Networks) الشبكة العصبونية الاصطناعية

الشبكة العصبونية الاصطناعيةهي عبارة عن نوع من النماذج يبنى من عدة طبقات ، اكثر هذة الانواع استخداما هى الشبكات الالتفافية و الشبكات العصبونية المتكرره

🗖 البنية – المصطلحات حول بنية الشبكة العصبونية موضح في الشكل ادناة



 \square على على الطبقة رقم i و j للدلالة على رقم الوحده الخفية في تلك الطبقة ، نحصل على عبر تدوين i

$$\boxed{z_{j}^{[i]} = w_{j}^{[i]}^{T} x + b_{j}^{[i]}}$$

حيث نعرف w, b, z كالوزن ، و معامل التعديل ، و الناتج حسب الترتيب.

□ دالة التفعيل(Activation function) – دالة التفعيل تستخدم في نهاية الوحده الخفية لتضمن المكونات الغير خطية للنموذج. هنا بعض دوال التفعيل الشائعة

Leaky ReLU	ReLU	Tanh	Sigmoid
$g(z) = \max(\epsilon z, z)$ $\epsilon \ll 1$	$g(z) = \max(0, z)$	$g(z) = \frac{e^z - e^{-z}}{e^z + e^{-z}}$	$g(z) = \frac{1}{1 + e^{-z}}$
0 1	0 1	1 -4 0 4	1 1 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1

دالة الانتروبيا التقاطعية للخسارة (Cross-entropy loss) – في سياق الشبكات العصبونية، دالة الأنتروبيا \square دالة الانتروبيا L(z,y)

$$L(z,y) = -\left[y\log(z) + (1-y)\log(1-z)\right]$$

معدل التعلم (Learning rate) – معدل التعلم، يرمز ، و هو مؤشر في اي تجاة يتم تحديث الاوزان. يمكن تثبيت هذا المعامل او تحديثة بشكل تأقلمي . حاليا اكثر النسب شيوعا تدعى Adam ، وهي طريقة تجعل هذه النسبة سرعة التعلم بشكل تأقلمي α او η ب ،

🗖 التغذية الخلفية (Backpropagation) – التغذية الخلفية هي طريقة لتحديث الاوزان في الشبكة العصبونية 🔻 LSTM – ذاكرة طويلة قصير الامد (Backpropagation) هي نوع من نموذج ال RNN تستخدم لتجنب عبر اعتبار القيم الحقيقة للناتج مع القيمة المطلوبة للخرج. المشتّقة بالنسبة للوزن w يتم حسابها باستخدام قاعدة 📉 مشكلة اختفاء الانحدار عبر اضافة بوابات النسيان. التسلسل و تكون عبر الشكل الاتى 🛘

كنتيجة ، الوزن سيتم تحديثة كالتالى:

$$w \longleftarrow w - \eta \frac{\partial L(z, y)}{\partial w}$$

🗖 تحديث الاوزان – في الشبكات العصبونية ، يتم تحديث الاوزان كما يلى:

- الخطوة ١: خذ حزمة من بيانات التدريب
- الخطوة ٢: قم بعملية التغذيه الامامية لحساب الخسارة الناتجة
- الخطوة ٣: قم بتغذية خلفية للخساره للحصول على دالة الانحدار
 - الخطوة ۴: استخدم قيم الانحدار لتحديث اوزان الشبكة

□ الاسقاط(Dropout) - الاسقاط هي طريقة الغرض منها منع التكيف الزائد للنموذج في بيانات التدريب عبر اسقاط بعض الواحدات في الشبكة العصبونية، العصبونات يتم امّا اسقاطها باحتمالية p او الحفاظ عليها باحتمالية

۲.۳ الشبكات العصبونية الالتفافية (CNN)

احتياج الطبقة الالتفافية – عبر رمز W لحجم المدخل ، F حجم العصبونات للطبقة الالتفافية ، P عدد الحشوات \square الصفرية ، فأن N عدد العصبونات لكل حجم معطى يحسب عبر الاتى:

$$N = \frac{W - F + 2P}{S} + 1$$

الحزمة (Batch normalization) هي خطوه من قيم التحسين الخاصة γ, β والتي تعدل الحزمة \square المتوسط و الانحراف للحزمة المعنية و نريد تصحيح هذه الحزمة، يتم ذلَّك كالتالي: μ_B, σ_B^2 لنجعل μ_B, σ_B^2

$$x_i \longleftarrow \gamma \frac{x_i - \mu_B}{\sqrt{\sigma_B^2 + \epsilon}} + \beta$$

فى الغالب تتم بعد الطبقة الالتفافية أو المتصلة كليا و قبل طبقة التغيرات الغير خطية و تهدف للسماح للسرعات التعليم العالية للتقليل من الاعتمادية القوية للقيم الاولية.

RNN) الشبكات العصبونية التكرارية

🗖 انواع البوابات – هنا الانواع المختلفة التي ممكن مواجهتها في الشبكة العصبونية الاعتيادية:

(Reinforcement Learning) التعلم و التحكم المعزز

الهدف من التعلم المعزز للعميل الذكى هو التعلم لكيفية التأقلم في اي بيئة.

عملية ماركوف لاتخاذ القرار – عملية ماركوف لاتخاذ القرار – عملية ماركوف لاتخاذ القرار – عملية ماركوف كالتخاذ التخاذ التخاذ التخاذ القرار – عملية ماركوف كالتخاذ التخاذ التخاذ

- هی مجموعة من حالات البيئة \mathcal{S} •
- هى مجموعة من حالات الاجراءات \mathcal{A}
- $a \in \mathcal{A}$ و $s \in \mathcal{S}$ هو حالة احتمال الانتقال من الحالة $\{P_{sa}\}$
 - هى عامل الخصم $\gamma \in [0,1[$ •
- هى دالة المكافأة والتى تعمل الخوارزمية على جعلها اعلى قيمة $R:\mathcal{S}\longrightarrow\mathbb{R}\;\square\!\square\; R:\mathcal{S} imes\mathcal{A}\longrightarrow\mathbb{R}$ •

. دالة القواعد – دالة القواعد $\mathcal{S}\longrightarrow\mathcal{A}$ التي تقوم بترجمة الحالات الى اجراءات. \square

 $a=\pi(s)$ ملاحظة: نقول ان النموذج ينفذ القاعدة المعينه π للحالة المعطاة s ان نتخذ الاجراء

يلى: \square دالة القاعدة – لاي قاعدة معطاة π و حالة s، نقوم بتعريف دالة القيمة V^π كما يلى:

$$V^{\pi}(s) = E\left[R(s_0) + \gamma R(s_1) + \gamma^2 R(s_2) + ... | s_0 = s, \pi\right]$$

معادلة بيلمان – معادلات بيلمان المثلى تشخص دالة القيمة دالة القيمة π^* للقاعدة المثلى المثلى معادلة بيلمان – معادلات المثلى

$$V^{\pi^*}(s) = R(s) + \max_{a \in \mathcal{A}} \gamma \sum_{s' \in S} P_{sa}(s') V^{\pi^*}(s')$$

للحالة المعطاه s تعطى كاالتالى: ملاحظة: نلاحظ ان القاعدة المثلى π^*

$$\pi^*(s) = \operatorname*{argmax}_{a \in \mathcal{A}} \sum_{s' \in \mathcal{S}} P_{sa}(s') V^*(s')$$

🗆 خوارزمية تكرار القيمة(Value iteration algorithm) – خوارزمية تكرار القيمة تكون في خطوتين:

• ١□ نقوم بوضع قيمة اولية 🏻

$$V_0(s) = 0$$

• ٢□ نقوم بتكرير القيمة حسب القيم السابقة 🏻

$$V_{i+1}(s) = R(s) + \max_{a \in \mathcal{A}} \left[\sum_{s' \in \mathcal{S}} \gamma P_{sa}(s') V_i(s') \right]$$

□ تقدير الامكانية القصوى – تقديرات الامكانية القصوى □تقدير الاحتمال الأرجح □ لحتماليات انتقال الحالة تكون ۴ لنصائح وحيل تعلّم کما یلی 🛮

$$P_{sa}(s') = rac{\#s'}{}$$
 اوقات تنفيذ الاجراء a في الحالة s في الحالة a اوقات تنفيذ الاجراء a في الحالة

التعلم-Q-learning) - هي طريقة غير منمذجة لتقدير Q، و تتم كالاتي:

$$Q(s,a) \leftarrow Q(s,a) + \alpha \left[R(s,a,s') + \gamma \max_{a'} Q(s',a') - Q(s,a) \right]$$

تمت الترجمة بواسطة فارس القنيعير. تمت المراجعة بواسطة زيد اليافعي.

۱.۴ مقاییس التصنیف

في سياق التصنيف الثنائي، هذه المقاييس (metrics) المهمة التي يجدر مراقبتها من أجل تقييم آداء النموذج. □ مصفوفة الدقّة (confusion matrix) – تستخدم مصفوفة الدقّة لأخذ تصور شامل عند تقييم أداء النموذج. وهى تعرّف كالتالى:

التصنيف المتوقع		
_	+	
FN	TP	
False Negatives Type II error	True Positives	+ التصنيف الفعلى
TN	FP False Positives	التصنيف الفعلي =
True Negatives	Type I error	

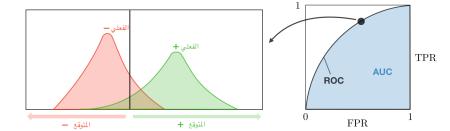
🗖 المقاييس الأساسية – المقاييس التالية تستخدم في العادة لتقييم أداء نماذج التصنيف:

التفسير	المعادلة	المقياس
الأداء العام للنموذج	$\frac{\mathrm{TP} + \mathrm{TN}}{\mathrm{TP} + \mathrm{TN} + \mathrm{FP} + \mathrm{FN}}$	(accuracy) الضبط
دقّة التوقعات الإيجابية (positive)	$\frac{\mathrm{TP}}{\mathrm{TP} + \mathrm{FP}}$	Precision
تغطية عينات التوقعات الإيجابية الفعلية	$\frac{\mathrm{TP}}{\mathrm{TP} + \mathrm{FN}}$	Recall Sensitivity
تغطية عينات التوقعات السلبية الفعلية	$\frac{\mathrm{TN}}{\mathrm{TN} + \mathrm{FP}}$	Specificity
مقياس هجين مفيد للأصناف غير المتوازنة (unbalanced)	$\frac{2\text{TP}}{2\text{TP} + \text{FP} + \text{FN}}$	درجة F1

□ منحنى دقّة الأداء (ROC) – منحنى دقّة الآداء، ويطلق عليه ROC، هو رسمة لمعدل التصنيفات الإيجابية الصحيحة (TPR) مقابل معدل التصنيفات الإيجابية الخاطئة (FPR) باستخدام قيم حد (threshold) متغيرة. هذه المقاييس ملخصة في الجدول التالي:

مرادف	المعادلة	المقياس
Recall, sensitivity	$\frac{\mathrm{TP}}{\mathrm{TP} + \mathrm{FN}}$	True Positive Rate TPR
1-specificity	$\frac{\mathrm{FP}}{\mathrm{TN} + \mathrm{FP}}$	False Positive Rate FPR

□ المساحة تحت منحنى دقة الأداء المساحة تحت المنحنى (AUC) – المساحة تحت منحنى دقة الأداء □المساحة تحت المنحنى ويطلق عليها AUC أو AUROC، هي المساحة تحت ROC كما هو موضح في الرسمة التالية:



۲.۴ مقاييس الانحدار

المقاييس الأساسية – إذا كان لدينا نموذج الانحدار f، فإن المقاييس التالية غالباً ما تستخدم لتقييم أداء النموذج:

مجموع المربعات المتبقي	مجموع المربعات المُفسَّر	المجموع الكلي للمربعات
$SS_{res} = \sum_{i=1}^{m} (y_i - f(x_i))^2$	$SS_{reg} = \sum_{i=1}^{m} (f(x_i) - \overline{y})^2$	$SS_{\text{tot}} = \sum_{i=1}^{m} (y_i - \overline{y})^2$

يعطي (Coefficient of determination) مُعامل التحديد، وغالباً يرمز له ب R^2 أو R^2 يعطي التحديد، وغالباً يرمز له ب R^2 أو R^2 يعطي قياس لمدى مطابقة النموذج للنتائج الملحوظة، ويعرف كما يلي:

$$R^2 = 1 - \frac{\text{SS}_{\text{res}}}{\text{SS}_{\text{tot}}}$$

المقاييس الرئيسية – المقاييس التالية تستخدم غالباً لتقييم أداء نماذج الانحدار، وذلك بأن يتم الأخذ في الحسبان عدد المتغيرات n المستخدمة فيها:

R^2 Adjusted	BIC	AIC	Mallow's Cp
$1 - \frac{(1 - R^2)(m - 1)}{m - n - 1}$	$\log(m)(n+2) - 2\log(L)$	$2 \Big[(n+2) - \log(L) \Big]$	$\frac{\mathrm{SS}_{\mathrm{res}} + 2(n+1)\widehat{\sigma}^2}{m}$

. تقدير التباين الخاص بكل نتيجة $\widehat{\sigma}^2$ تقدير التباين الخاص بكل نتيجة ليث

٣.۴ اختيار النموذج

🗖 مفردات – عند اختيار النموذج، نفرق بين ٣ أجزاء من البيانات التي لدينا كالتالي:

مجموعة اختبار	مجموعة تحقق	مجموعة تدريب
- النموذج يعطي التوقعات	- يتم تقييم النموذج	- يتم تدريب النموذج
- بیانات لم یسبق رؤیتها	- غالباً %20 من مجموعة	- غالباً %80 من مجموعة
من قبل	البيانات	البيانات
	- يطلق عليها كذلك المجموعة	
	المُجنّبة أو مجموعة التطوير	

بمجرد اختيار النموذج، يتم تدريبه على مجموعة البيانات بالكامل ثم يتم اختباره على مجموعة اختبار لم يسبق رؤيتها من قبل. كما هو موضح فى الشكل التالى:



□ التحقق المتقاطع (Cross-validation) – التحقق المتقاطع، وكذلك يختصر بـ CV، هو طريقة تستخدم لاختيار نموذج بحيث لا يعتمد بشكل كبير على مجموعة بيانات التدريب المبدأية. أنواع التحقق المتقاطع المختلفة ملخصة في الجدول التالي:

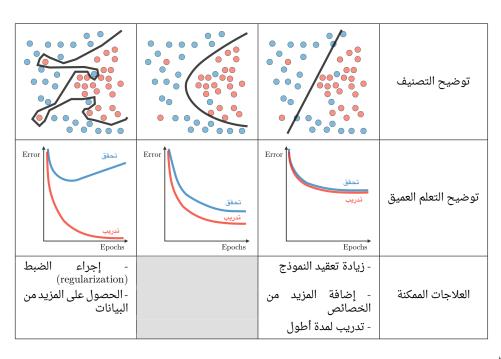
Leave-p-out	k-fold
التدريب على $p-p$ عينة والتقييم باستخدام -	التدريب على $k-1$ جزء والتقييم باستخدام الجزء -
الا p عينات المتبقية	الباقي
الحالة $p=1$ يطلق عليها -	ا بشکل عام 5 $k=5$ بشکل عام -
الإبقاء على واحد (leave-one-out)	- ب <i>س</i> کل عام ۵ — ۸ او ۱۰

الطريقة الأكثر استخداماً يطلق عليها التحقق المتقاطع س جزء الجزاء (k-fold)، ويتم فيها تقسيم البيانات إلى k جزء، بحيث يتم تدريب النموذج باستخدام k-1 والتحقق باستخدام الجزء المتبقي، ويتم تكرار ذلك k مرة. يتم بعد ذلك حساب معدل الأخطاء في الأجزاء k ويسمى خطأ التحقق المتقاطع.

خطئ في التحقق المتقاطع	خطئ في التحقق	بيانات	جزء
	ϵ_1		1
$\epsilon_1 + \ldots + \epsilon_k$	ϵ_2		2
$\overline{}$:	:	Ë
	ϵ_k		k
		تدريب تحقق	

□ ضبط (Regularization) – عمليه الضبط تهدف إلى تفادي فرط التخصيص (overfit) للنموذج، وهو بذلك يتعامل مع مشاكل التباين العالى. الجدول التالى يلخص أنواع وطرق الضبط الأكثر استخداماً:

Elastic Net	\mathbf{Ridge}	LASSO
المفاضلة بين اختيار المتغيرات والمُعاملات الصغيرة	يجعل المُعاملات أصغر	- يقلص المُعاملات إلى •
		- جيد لاختيار المتغيرات
$(1-\alpha) \theta _1 + \alpha \theta _2^2 \leqslant 1$	$ \theta _{2} \leq 1$	$ \theta _1 \leqslant 1$
$ \ldots + \lambda \left[(1 - \alpha) \theta _1 + \alpha \theta _2^2 \right] $ $ \lambda \in \mathbb{R}, \alpha \in [0, 1] $	$\ldots + \lambda \theta _2^2$ $\lambda \in \mathbb{R}$	$\ldots + \lambda \theta _1$ $\lambda \in \mathbb{R}$



۴.۴ التشخيصات

- □ الانحياز (Bias) الانحياز للنموذج هو الفرق بين التنبؤ المتوقع والنموذج الحقيقي الذي نحاول تنبؤه للبيانات المعطاة.
 - □ التباين (Variance) تباين النموذج هو مقدار التغير في تنبؤ النموذج لنقاط البيانات المعطاة.
- □ موازنة الانحياز التباين (Bias/variance tradeoff) كلما زادت بساطة النموذج، زاد الانحياز، وكلما زاد تعقيد النموذج، زاد التباين.

Overfitting	Just right	Underfitting	
- خطأ التدريب منخفض جداً	- خطأ التدريب أقل بقليل من خطأ الاختبار	- خطأ التدريب عالي	
- خطأ التدريب أقل بكثير		- خطأ التدريب قريب من	الأعراض
من خطأ الاختبار		خطأ الاختبار	
- تباين عالي		- انحياز عالي	
Myst			توضيح الانحدار

- 🗖 تحليل الخطأ تحليل الخطأ هو تحليل السبب الرئيسي للفرق في الأداء بين النماذج الحالية والنماذج المثالية.
- □ تحليل استئصالي (Ablative analysis) التحليل الاستئصالي هو تحليل السبب الرئيسي للفرق في الأداء بين النماذج الحالية والنماذج المبدئية (baseline).

النسخة الموسعة من قاعدة بايز – ليكن $\{A_i, i \in \llbracket 1, n
brace$ قسم من فضاء العينة. لدينا: \blacksquare

$$P(A_k|B) = \frac{P(B|A_k)P(A_k)}{\sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)}$$

الاستقلال – یکون حدثین A و B مستقلین إذا وفقط إذا کان لدینا: \square

$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

۴.۵ المتحولات العشوائية

المتحول العشوائي – المتحول العشوائي، ويرمز له عادة بـ X، هو دالة تربط كل عنصر في فضاء العينة إلى خط الأعداد الحقىقية.

دالة التوزيع التراكمي (CDF) – تعرف دالة التوزيع التراكمي F، والتي تكون غير متناقصة بشكل رتيب وتحقق $\lim_{x \to +\infty} F(x) = 1$ و $\lim_{x \to +\infty} F(x) = 0$

$$F(x) = P(X \leqslant x)$$

 $P(a < X \leq B) = F(b) - F(a)$ ملاحظة: لدينا

 \square دالة الكثافة الإحتمالية (PDF) – دالة الكثافة الاحتمالية f هي احتمال أن يأخذ X قيماً بين قيمتين متجاورتين من قيم المتحول العشوائي.

□ علاقات تتضمن دالة الكثافة الاحتمالية ودالة التوزع التراكمي – هذه بعض الخصائص التي من المهم معرفتها فى الحالتين المتقطعة (D) والمستمرة (C).

خصائص دالة الكثافة الاحتمالية	f دالة الكثافة الاحتمالية	F دالة التوزع التراكمي	الحالة
$0\leqslant f(x_j)\leqslant 1$ g $\sum_j f(x_j)=1$	$f(x_j) = P(X = x_j)$	$F(x) = \sum_{x_i \leqslant x} P(X = x_i)$	(D)
$f(x)\geqslant 0$ g $\int_{-\infty}^{+\infty}f(x)dx=1$	$f(x) = \frac{dF}{dx}$	$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(y)dy$	(C)

التباين – تباين متحول عشوائي، والذي يرمز له عادةً ب ${\rm Var}(X)$ أو σ^2 ، هو مقياس لانتشار دالة توزيع هذا المتحول. يحسب بالشكل التالي:

$$Var(X) = E[(X - E[X])^{2}] = E[X^{2}] - E[X]^{2}$$

 \Box الانحراف المعياري – الانحراف المعياري لمتحول عشوائي، والذي يرمز له عادةً ب σ ، هو مقياس لانتشار دالة توزيع هذا المتحول بما يتوافق مع وحدات قياس المتحول العشوائي. يحسب بالشكل التالى:

$$\sigma = \sqrt{\operatorname{Var}(X)}$$

۵ بالطبع تنشیطیة

١.۵ الاحتمالات والإحصاءات

تمت الترجمة بواسطة محمود أصلان. تمت المراجعة بواسطة فارس القنيعير.

۲.۵ مقدمة فى الاحتمالات والتوافيق

 \square فضاء العينة – يعرَّف فضاء العينة لتجربة ما بمجموعة كل النتائج الممكنة لهذه التجربة ويرمز لها بـ S

 \square الحدث - أي مجموعة جزئية E من فضاء العينة تعتبر حدثاً. أي، الحدث هو مجموعة من النتائج الممكنة للتجربة. إذا كانت نتيجة التجربة محتواة في E عندها نقول أن الحدث E وقع.

 \square مسلَّمات الاحتمالات – لكل حدث E، نرمز لإحتمال وقوعه بـ P(E)

(1)
$$0 \leqslant P(E) \leqslant 1$$
 (2) $P(S) = 1$ (3) $P\left(\bigcup_{i=1}^{n} E_i\right) = \sum_{i=1}^{n} P(E_i)$

 \square التباديل – التبديل هو عبارة عن عدد الاختيارات لr غرض من مجموعة مكونة من n غرض بترتيب محدد. عدد هكذا تراتيب يرمز له بP(n,r)، المعرف كالتالى:

$$P(n,r) = \frac{n!}{(n-r)!}$$

التوافيق – التوفيق هو عدد الاختيارات لr غرض من مجموعة مكونة من n غرض بدون إعطاء الترتيب أية أهمية. عدد هكذا توافيق يرمز له بC(n,r)، المعرف كالتالى:

$$C(n,r) = \frac{P(n,r)}{r!} = \frac{n!}{r!(n-r)!}$$

 $P(n,r)\geqslant C(n,r)$ ملاحظة: لكل $r\leqslant n$ ملاحظة: ملاحظة

٣.۵ الاحتمال الشرطي

يكون لدينا: P(B) > 0 قاعدة بايز – إذا كانت لدينا الأحداث A و B بحيث بكون لدينا:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$$

 $P(A\cap B)=P(A)P(B|A)=P(A|B)P(B)$ ملاحظة: لدينا

القسم – ليكن $\{A_i,i\in \llbracket 1,n
rbracket\}$ بحيث لكل i لدينا \emptyset لدينا أن الدينا: $\{A_i,i\in \llbracket 1,n
rbracket\}$ قسم إذا كان لدينا:

$$orall i
eq j, A_i \cap A_j = \emptyset$$
 g $\displaystyle \bigcup_{i=1}^n A_i = S$

 $P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)$ ملاحظة: لأي حدث B في فضاء العينة، لدينا

م التوزيع – فيما يلي المصطلحات المستخدمة للتعبير عن القيمة المتوقعة $E[X]$ ، الصيغة العامة	🗖 التوقع وعزو
ة $E[g(X)]$ ، العزم رقّم $E[X^k]$ ودالة السمة $\psi(\omega)$ للحالات المتقطعة والمستمرة:	للقيمة المتوقعا

$\psi(\omega)$	$E[X^k]$	E[g(X)]	E[X]	الحالة
$\sum_{i=1}^{n} f(x_i)e^{i\omega x_i}$	$\sum_{i=1}^{n} x_i^k f(x_i)$	$\sum_{i=1}^{n} g(x_i) f(x_i)$	$\sum_{i=1}^{n} x_i f(x_i)$	(D)
$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)e^{i\omega x}dx$	$\int_{-\infty}^{+\infty} x^k f(x) dx$	$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$	$\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$	(C)

تحويل المتحولات العشوائية – لتكن المتحولات العشوائية X وY مرتبطة من خلال دالة ما. باعتبار f_X و f_X كالتالي: دالتا التوزيع لX و Y على التوالي، يكون لدينا:

$$f_Y(y) = f_X(x) \left| \frac{dx}{dy} \right|$$

يكون لدينا: ماركون التكامل – لتكن g دالة لـ x وربما لـ a، ولتكن a وط حدود قد تعتمد على a. يكون لدينا: \Box

$$\frac{\partial}{\partial c} \left(\int_{a}^{b} g(x) dx \right) = \frac{\partial b}{\partial c} \, \Box g(b) - \frac{\partial a}{\partial c} \, \Box g(a) + \int_{a}^{b} \frac{\partial g}{\partial c}(x) dx$$

اليكن X متحولاً عشوائياً قيمته المتوقعة تساوي μ . إذا كان لدينا (Chebyshev) متراجحة تشيبشيف (Chebyshev) اليكن الدينا $k,\sigma>0$

$$P(|X - \mu| \geqslant k\sigma) \leqslant \frac{1}{k^2}$$

۵.۵ المتغيرات العشوائية الموزعة اشتراكياً

الكثافة الشرطية – الكثافة الشرطية لـ X بالنسبة لـ Y، والتي يرمز لها عادةً بـ $f_{X|Y}$ ، تعرف بالشكل التالى:

$$f_{X|Y}(x) = \frac{f_{XY}(x,y)}{f_{Y}(y)}$$

لاستقلال – یقال عن متحولین عشوائیین X و Y أنهما مستقلین إذا كان لدینا: \square

$$f_{XY}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

الكثافة الهامشية والتوزيع التراكمى – من دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة f_{XY} ، لدينا: \Box

الحالة الكثافة الهامشية الحالة التراكمية
$$F_{XY}(x,y) = \sum_{x_i \leqslant x} \sum_{y_j \leqslant y} f_{XY}(x_i,y_j) \qquad f_X(x_i) = \sum_j f_{XY}(x_i,y_j) \qquad \text{(D)}$$

$$F_{XY}(x,y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f_{XY}(x',y') dx' dy' \qquad f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x,y) dy \qquad \text{(C)}$$

الاستقلال – یقال عن متحولین عشوائیین X و Y أنهما مستقلین إذا كان لدینا: $\boxed{\psi_{X+Y}(\omega)=\psi_X(\omega)\times\psi_Y(\omega)}$

 $\operatorname{Cov}(X,Y)$ أو بالرمز الأكثر شيوعاً σ_{XY}^2 و الذي نرمز له ب σ_{XY}^2 أو بالرمز الأكثر شيوعاً التغاير - نعرف تغاير متحولين عشوائيين T و الذي نرمز له ب

$$Cov(X,Y) \triangleq \sigma_{XY}^2 = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E[XY] - \mu_X \mu_Y$$

الارتباط – بأخذ σ_{X} ، σ_{X} كانحراف معياري لـ X و Y ، نعرف الارتباط بين المتحولات العشوائية X و Y ، والمرمز ب σ_{X} ، كالتالى:

$$\rho_{XY} = \frac{\sigma_{XY}^2}{\sigma_X \sigma_Y}$$

 $.
ho_{XY}\in[-1,1]$ ملاحظة ۱: لأي متحولات عشوائية X,Y لدينا ملاحظة ۱: إذا كان X و Y مستقلين، فإن 0

□ التوزيعات الأساسية – فيما يلى التوزيعات الأساسية لأخذها بالاعتبار:

Var(X)	E[X]	$\psi(\omega)$	PDF	التوزيع	النوع
npq	np	$(pe^{i\omega}+q)^n$	$P(X = x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$ $x \in [0,n]$	$X \sim \mathcal{B}(n, p)$ Binomial	(D)
μ	μ	$e^{\mu(e^{i\omega}-1)}$	$P(X = x) = \frac{\mu^x}{x!}e^{-\mu}$ $x \in \mathbb{N}$	$X \sim \square\square(\mu)$ Poisson	
$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{e^{i\omega b} - e^{i\omega a}}{(b-a)i\omega}$	$f(x) = \frac{1}{b-a}$ $x \in [a,b]$	$X \sim \mathcal{U}(a,b)$ Uniform	
σ^2	μ	$e^{i\omega\mu - \frac{1}{2}\omega^2\sigma^2}$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$ $x \in \mathbb{R}$	$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ Gaussian	(C)
$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{1 - \frac{i\omega}{\lambda}}$	$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ $x \in \mathbb{R}_+$	$X \sim \text{Exp}(\lambda)$ Exponential	

Parameter) تقدير المُدخَل (Parameter) عدير المُدخَل

العينة العشوائية – العينة العشوائية هي مجموعة من n متحول عشوائي $X_1,...,X_n$ والتي تكون مستقلة وموزعة تطابقياً مع X.

□ المُقَدِّر – المُقَدِّر هو دالة للبيانات المستخدمة ويستخدم لاستنباط قيمة مُدخل غير معلوم ضمن نموذج إحصائي. □ الانحياز – انحياز مُقَدِّر ثُ هو الفرق بين القيمة المتوقعة لتوزيع ثُ والقيمة الحقيقية، كالتالى:

$$Bias(\hat{\theta}) = E[\hat{\theta}] - \theta$$

 $E[\hat{\theta}] = \theta$ ملاحظة: يقال عن مُقَدِّر أنه غير منحاز عندما يكون لدينا

 \overline{X} متوسط العينة – يستخدم متوسط عينة عشوائية لتقدير المتوسط الحقيقي μ لتوزيع ما، عادةً ما يرمز له بـ \overline{X} ويعرف كالتالى:

$$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$$

 $E[\overline{X}] = \mu$ ملاحظة: متوسط العينة غير منحاز، أي

تباين العينة – يستخدم تباين عينة عشوائية لتقدير التباين الحقيقي σ^2 لتوزيع ما، والذي يرمز له عادةً ب s^2 أو $\hat{\sigma}^2$ ويعرّف بالشكل التالى:

$$s^{2} = \hat{\sigma}^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \overline{X})^{2}$$

 $E[s^2] = \sigma^2$ ملاحظة: تباین العینة غیر منحاز، أي

مبرهنة النهاية المركزية – ليكن لدينا عينة عشوائية $X_1,...,X_n$ والتي تتبع لتوزيع معطى له متوسط μ وتباين σ^2 ، فيكون:

$$\overline{X} \underset{n \to +\infty}{\sim} \mathcal{N}\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

٧.٥ الجبر الخطى وحساب التفاضل والتكامل

تمت الترجمة بواسطة زيد اليافعي. تمت المراجعة بواسطة أمجد الخطابي و مازن مليباري.

۸.۵ الرموز العامة

. i متجه (vector) – نرمز ل $x\in\mathbb{R}^{ imes}$ متجه یحتوی علی n مدخلات، حیث $x_i\in\mathbb{R}^{ imes}$ یعتبر المدخل رقم $x_i\in\mathbb{R}^{ imes}$

$$x = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^n$$

مصفوفة (Matrix) – نرمز ل $A\in\mathbb{R}^{m imes n}$ مصفوفة تحتوي على m صفوف و n أعمدة، حيث $A_{i,j}$ يرمز للمدخل في الصفi و العمود j

$$A = \begin{pmatrix} A_{1,1} & \cdots & A_{1,n} \\ \vdots & & \vdots \\ A_{m,1} & \cdots & A_{m,n} \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{m \times n}$$

ملاحظة : المتجه x المعرف مسبقا يمكن اعتباره مصفوفة من الشكل 1 imes n والذي يسمى ب مصفوفة من عمود ماحر

 \square مصفوفة الوحدة (Identity) – مصفوفة الوحدة $I\in\mathbb{R}^{n imes n}$ تعتبر مصفوفة مربعة تحتوي على المدخل ١ في قطر المصفوفة و \cdot في بقية المدخلات:

$$I = \left(\begin{array}{cccc} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & 1 \end{array}\right)$$

 $A \times I = I \times A = A$ فإن $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ملاحظة : جميع المصفوفات من الشكل

□ مصفوفة قطرية (diagonal) – المصفوفة القطرية هي مصفوفة من الشكل

$$D = \left(\begin{array}{cccc} d_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & d_n \end{array}\right)$$

 $.diag(d_1,\ldots,d_n)$ ب D ب نرمز كذلك ل D

٩.٥ عمليات المصفوفات

🗖 ضرب المتجهات – توجد طريقتين لضرب متجه بمتجه :

: نستنتج $x,y \in \mathbb{R}^n$ ل (inner product) : فرب داخلي •

$$x^T y = \sum_{i=1}^n x_i y_i \in \mathbb{R}$$

: نستنتج $x \in \gt, y \in \mathbb{R}^n$ ل (outer product) : ضرب خارجی

$$xy^T = \begin{pmatrix} x_1y_1 & \cdots & x_1y_n \\ \vdots & & \vdots \\ x_my_1 & \cdots & x_my_n \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{m \times n}$$

: مصفوفة – متجه : ضرب المصفوفة $A\in\mathbb{R}^{n imes m}$ والمتجه $x\in\mathbb{R}^n$ ينتجه متجه من الشكل $x\in\mathbb{R}^n$ حيث :

$$Ax = \begin{pmatrix} a_{r,1}^T x \\ \vdots \\ a_{r,m}^T x \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^n a_{c,i} x_i \in \mathbb{R}^m$$

x يعتبر متجه الصفوف و $a_{c,j}$ يعتبر متجه الأعمدة ل A كذلك يرمز لعناصر $a_{r,i}$

 $N(x+y) \leqslant N(x) + N(y)$ • $A \in \mathbb{R}^{n \times p}$ منه المصفوفة ومصفوفة ومصفوفة ومصفوفة مرب المصفوفة ومصفوفة ومصفوفة ومصفوفة المتعلق المتعل

حيث أن :

$$AB = \begin{pmatrix} a_{r,1}^T b_{c,1} & \cdots & a_{r,1}^T b_{c,p} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{r,m}^T b_{c,1} & \cdots & a_{r,m}^T b_{c,p} \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^n a_{c,i} b_{r,i}^T \in \mathbb{R}^{n \times p}$$

- حيث $a_{r,i}^T$ و $a_{r,i}$ يعتبر متجه الصفوف $a_{c,i}$ و $a_{c,i}$ متجه الأعمدة ل $a_{r,i}^T$ و $a_{r,i}^T$

المنقول (Transpose) منقول المصفوفة A^T يرمز له ب A^T حيث الصفوف يتم تبديلها مع الأعمدة A^T

المعكوس (Invertible) معكوس أي مصفوفة A قابلة للعكس فابلة العكس – (Inverse) معكوس – معكوس المعكوس المعكوس المعكوس المعكوس A^{-1} المصفوفة الوحيدة التى لديها الخاصيّة التالية :

$$AA^{-1} = A^{-1}A = I$$

 $(AB)^{-1} = A$ ملاحظة: ليس جميع المصفوفات يمكن إيجاد معكوس لها. كذلك لأي مصفوفتين A و

التي في القطر: tr(A) يعتبر مجموع العناصر التي في القطر: tr(A) يعتبر مجموع العناصر التي في القطر:

$$\operatorname{tr}(A) = \sum_{i=1}^{n} A_{i,i}$$

tr(AB) = tr(BA) و $tr(A^T) = tr(A)$ ملاحظة : لأى مصفوفتين A و B لدينا

ا او (Determinant) المحدد (Determinant) المحدد الأي مصفوفة مربعة من الشكل $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ المحدد الأي مصفوفة المحدد الأي مصفوفة المحدد الأي المحدد المحدد الأي المحدد المحدد المحدد الأي المحدد ال تعريفه بإستخدام $A_{i,j}$ والذى يعتبر المصفوفة A مع حذف الصف i والعمود j كالتالى :

$$\det(A) = |A| = \sum_{j=1}^{n} (-1)^{i+j} A_{i,j} |A_{\setminus i,\setminus j}|$$

ملاحظة: A يكون لديه معكوذ إذا وفقط إذا |A| = |A| = |A| = |A| و $|A^T| = |A|$ ملاحظة:

١٠.۵ خواص المصفوفات

التفكيك المتماثل (Symmetric Decomposition) – المصفوفة A يمكن التعبير عنها بإستخدام جزئين \Box مثماثل (Symmetric) وغير متماثل (Symmetric) كالتالى :

$$A = \underbrace{\frac{A + A^T}{2}}_{\text{غیر متماثل}} + \underbrace{\frac{A - A^T}{2}}_{\text{متماثل}}$$

 $\mathbb O$ المعيار (Nortor Space) المعيار يعتبر فضاء متجه $N:V \to [0,+\inf)$ حيث $N:V \to [0,+\inf)$ ، حيث $\mathbb O$: ان لكل $x,y \in V$ لدينا

N(ax) = |a|N(x) فإن a عدد a فإن •

 $N(x) = 0 \implies x = 0$

لأي $x \in V$ المعايير الأكثر إستخداماً ملخصة في الجدول التالى:

مثال للإستخدام	التعريف	الرمز	المعيار
LASSO regularization	$\sum_{i=1}^{n} x_i $	$ x _{1}$	L^1 Manhattan,
Ridge regularization	$\sqrt{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$	$ x _{2}$	L^2 Euclidean,
Hölder inequality	$\left(\sum_{i=1}^n x_i^p\right)^{\frac{1}{p}}$	$ x _p$	L^p -norm, p
Uniform convergence	$\max_i x_i $	$ x _{\infty}$	L^{∞} Infinity,

□ الارتباط الخطى (Linear Dependence) - مجموعة المتجهات تعتبر تابعة خطياً إذا وفقط إذا كل متجه يمكن كتابته بشكل خطى بإسخدام مجموعة من المتجهات الأخرى.

ملاحظة: إذا لم يتحقق هذا الشرط فإنها تسمى مستقلة خطياً.

رتبة المصفوفة (Rank) – رتبة المصفوفة A يرمز له ب $\operatorname{rank}(A)$ وهو يصف حجم الفضاء المتجهى الذي نتج \square من أعمدة المصفوفة. يمكن وصفه كذلك بأقصى عدد من أعمدة المصفوفة A التى تمتلك خاصية أنها مستقلة خطياً.

مصفوفة شبه معرفة موجبة (Positive semi-definite) – المصفوفة $A \in \mathbb{R}^{n imes n}$ تعتبر مصفوفة شبه معرفة \Box : موجبة (PSD) ويرمز لها بالرمز $A \succeq 0$ إذا

$$A = A^T$$
 g $\forall x \in \mathbb{R}^n, x^T A x \geqslant 0$

ملاحظة: المصفوفة A تعتبر مصفوفة معرفة موجبة إذا 0 > A > 0 وهي تعتبر مصفوفة (PSD) والتي تستوفى $x^T A x > 0$ الشرط: لكل متجه غير الصفر x حيث

 λ القيم الذايتة (eigenvalue)، المتجه الذاتى (eigenvector) – إذا كان لدينا مصفوفة $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ القيمة الذايعة ($z \in \mathbb{R}^n$ تعتبر قيمة ذاتية للمصفوفة A إذا وجد متجه

{0} يسمى متجه ذاتى حيث أن :

$$Az = \lambda z$$

النظرية الطيفية ($A \in \mathbb{R}^{n imes n}$ فرض $A \in \mathbb{R}^{n imes n}$ إذا كانت المصفوفة A متماثلة فإن A تعتبرA $\Lambda=\mathrm{diag}(\lambda_1,\ldots,\lambda_n)$ مصفوفة قطرية ياستخدام مصفوفة متعامدة (orthogonal) مصفوفة قطرية ياستخدام مصفوفة متعامدة حيث أن:

$$\exists \Lambda$$
قطریة , $A = U \Lambda U^T$

مجزئ القيمة المفرده (singular value decomposition) الأي مصفوفة A من الشكل $n \times m$ تفكيك القيمة $V \in \mathbb{R}^{n \times n}$ يعتبر طريقة تحليل تضمن وجود $U \in \mathbb{R}^{m \times m}$ مصفوفة قطرية (SVD) يعتبر طريقة تحليل تضمن وجود حيث أن :

$$A = U\Sigma V^T$$

١١.٥ حساب المصفوفات

 $f:\mathbb{R}^{m imes n} o\mathbb{R}$ تعتبر دالة و $f:\mathbb{R}^{m imes n} o\mathbb{R}$ تعتبر دالة و $f:\mathbb{R}^{m imes n} o\mathbb{R}$ تعتبر مصفوفة. مصفوفة. المشتقة العليا ل f بالنسبة ل A يعتبر مصفوفة n imes n يرمز له $\nabla_A f(A)$ حيث أن:

$$\left(\nabla_A f(A)\right)_{i,j} = \frac{\partial f(A)}{\partial A_{i,j}}$$

ملاحظة : المشتقة العليا معرفة فقط إذا كانت الدالة f لديها مدى ضمن الأعداد الحقيقية.

x النسبة ل $f:\mathbb{R}^n o \mathbb{R}$ افترض $f:\mathbb{R}^n o \mathbb{R}$ تعتبر دالة و $x\in\mathbb{R}^n$ يعتبر متجه. الهيشيان ل f بالنسبة ل تعتبر مصفوفة متماثلة من الشكل x imes n يرمز لها بالرمز $\nabla_x^2 f(x)$ حيثب أن :

$$\left(\nabla_x^2 f(x)\right)_{i,j} = \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_i \partial x_j}$$

ملاحظة : الهيشيان معرفة فقط إذا كانت الدالة f لديها مدى ضمن الأعداد الحقيقية .

: مهمة الفضاءات العالية – لأى مصفوفات A,B,C فإن الخواص التالية مهمة الحساب في مشتقة الفضاءات العالية العالمة الحساب في الخواص التالية العالمة الحساب في التعلق التعلق

$$\nabla_A \operatorname{tr}(AB) = B^T \qquad \nabla_{A^T} f(A) = (\nabla_A f(A))^T$$

$$\boxed{\nabla_A \operatorname{tr}(ABA^T C) = CAB + C^T AB^T} \qquad \boxed{\nabla_A |A| = |A|(A^{-1})^T}$$