## Monografía sobre Aprendizaje Automático

### Nicolás Caro

Departamento de Ingenieria Matematica, Universidad de Chile, Santiago.

Email address: ncaro@dim.uchile.cl

## Contents

Preface	vii
Chapter 1. Modelos gráficos probabilísticos Introducción 1.1. Modelos gráficos dirigidos 1.2. Modelos gráficos no dirigidos 1.3. Inferencia exacta en modelos gráficos	1 1 1 5 5
Chapter 2. Métodos de inferencia aproximada Inferencia Monte Carlo Inferencia Markov chain Monte Carlo Inferencia variacional	7 7 7 7
Chapter 3. Aprendizaje con Kernels	9
Chapter 4. Procesos Gaussianos	11
Chapter 5. Redes Neuronales	13
Bibliography	15
Index	17

### Preface

This document is a sample prepared to illustrate the use of the American Mathematical Society's IATEX document class amsbook and publication-specific variants of that class.

This is an example of an unnumbered chapter which can be used for a Preface or Foreword.

The purpose of this paper is to establish a relationship between an infinitedimensional Grassmannian and arbitrary algebraic vector bundles of any rank defined over an arbitrary complete irreducible algebraic curve, which generalizes the known connection between the Grassmannian and line bundles on algebraic curves.

Author Name

### Modelos gráficos probabilísticos

El machine learning fue un objeto de lujo, pero para nosotros es un artículo de primera necesidad: no podemos vivir sin machine learning.

#### Introducción

El eje central de este capitulo se basa en la búsqueda de una representación compacta, para distribuciones de probabilidad conjunta de la forma  $p(\boldsymbol{x} \mid \boldsymbol{\theta})$ . Esto, con la intención de realizar inferencia sobre variables y aprendizaje de parámetros de manera eficiente

#### 1.1. Modelos gráficos dirigidos

Toda distribución de probabilidad conjunta  $p(\mathbf{x}) = p(x_1, x_2, \dots x_v)$  se puede representar de la forma:

$$(1.1) p(\mathbf{x}) = p(x_1)p(x_2 \mid x_1)p(x_3 \mid x_1, x_2) \dots p(x_n \mid x_1, x_2, \dots, x_{n-1})$$

El problema con esta expresión es la dificultad computacional subyacente al cálculo de distribuciones condicionales de la forma  $p(x_t \mid x_1, \dots, x_{t-1})$  cuando el número de variables incidentes t aumenta.

No obstante, la representación (1.1) reduce su complejidad en presencia de independencia condicional.

En efecto, si se asume  $x_{t+1} \perp x_1, \ldots, x_{t-1} \mid x_t$ . Es decir, las observaciones futuras  $x_{t+1}$  son independientes del pasado  $x_1, \ldots, x_{t-1}$ , dado el estado presente  $x_t$ . La probabilidad conjunta se reduce entonces a:

(1.2) 
$$p(\mathbf{x}) = p(x_1) \prod_{t=2}^{v} p(x_t \mid x_1, \dots, x_{t-1}) = p(x_1) \prod_{t=2}^{v} p(x_t \mid x_{t-1})$$

De lo cual se obtiene una expresión más simple.

Modelar la independencia condicional entre las variables permite entonces reducir la complejidad de representación para la distribución conjunta. En particular, la elección tomada en (1.2) se conoce como **propiedad de Markov** de primer orden.

En un contexto general, las relaciones de independencia condicional entre variables aleatorias de dimensión arbitraria, se modelan utilizando diagramas de independencia o modelos gráficos. Estos se valen de un grafo  $G = (\mathcal{V}, \mathcal{E})^{-1}$  para representar mediante nodos  $v = 1, \ldots, \mathcal{V}$  las variables aleatorias del modelo, mientras que la presencia o ausencia de aristas entre estos nodos, permite modelar las relaciones de dependencia condicional subyacentes.

Poner algo profundo por el estilo. (?)

Agregar discusión sobre computabilidad. (?) (ref: Murphy, pg. 307)

Agregar propiedades básicas del calculo de probabilidades (CI por ej.) al apéndice.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Conjunto consistente de  $\mathcal{V} = \{1 \dots, V\}$  vértices (o nodos) y  $\mathcal{E} = \{(s, t) : s, t \in \mathcal{V}\}$  aristas.

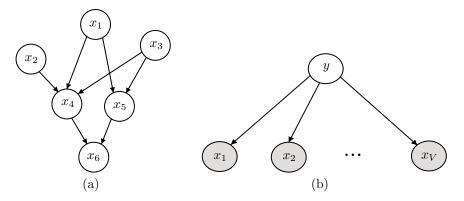


FIGURE 1. (a) Ejemplo de modelo gráfico dirigido. (b) Relaciones de dependencia condicional en el clasificador naive Bayes como un modelo gráfico dirigido, las variables aleatorias observadas se denotan por nodos grises.

Una red bayesiana o modelo gráfico dirigido es un modelo gráfico probabilístico, cuyo grafo subyacente es un grafo dirigido acíclico (DAG por sus siglas en ingles). Todo DAG posee un ordenamiento topológico, es decir, los nodos de cualquier DAG pueden ser numerados de manera tal, que todo nodo padre posea una numeración inferior a sus nodos hijos. Esta característica permite enriquecer la formulación de la propiedad de Markov (1.2), usando la estructura grafica como componente adicional. De esta forma, se puede formular la propiedad ordenada de Markov en modelos gráficos dirigidos:

$$(1.3) x_s \perp \boldsymbol{x}_{pred(s) \backslash pa(s)} \mid \boldsymbol{x}_{pa(s)}$$

Es decir, un nodo  $x_s$  es independiente de aquellos predecesores, menores en orden topológico, a sus padres  $\boldsymbol{x}_{pred(s)\backslash pa(s)}$ , dados sus nodos padres  $\boldsymbol{x}_{pa(s)}$ . De manera equivalente, un nodo  $x_s$  solo depende de sus padres inmediatos  $x_{pa(s)}$  y no de todos sus predecesores.

De esta forma, la probabilidad conjunta de un modelo gráfico dirigido, que cumple la propiedad ordenada de Markov, se puede descomponer de la forma:

(1.4) 
$$p(\boldsymbol{x}) = \prod_{t=1}^{V} p(x_t \mid \boldsymbol{x}_{pa(t)})$$

EXAMPLE 1.1 (Modelo grafico asociado a p(x)). Si se estudia un modelo probabilístico, donde la probabilidad conjunta de las variables estudiadas p(x) esta dada por:

$$(1.5) p(\mathbf{x}) = p(x_1)p(x_2)p(x_3)p(x_4|x_1, x_2, x_3)p(x_5|x_1, x_3)p(x_6|x_4, x_5)$$

Entonces, un grafo dirigido asociado a tal factorización es el de la figura 1(a). Para construir dicho grafo, se consideran las relaciones de independencia condicional en la factorización (1.5), para luego establecer aristas  $s \to t$  si la probabilidad condicional del nodo  $x_s$  depende de  $x_t$ . En este caso, no hay aristas incidentes hacia  $x_1$ ,  $x_2$  ni  $x_3$ . Por otra parte, se deben crear aristas desde  $x_1$ ,  $x_2$  y  $x_3$  hacia  $x_4$ , desde  $x_1$  y  $x_3$  hacia  $x_5$  y desde  $x_4$ ,  $x_5$  hacia  $x_6$ .

Agregar lema de ordenamiento topológico para DAG's en apéndice. En general, es posible reconstruir la probabilidad conjunta subyacente a un modelo gráfico probabilístico conociendo el grafo y haciendo el proceso inverso al descrito anteriormente.

Con el fin de explorar las posibilidades de este tipo de modelos e introducir conceptos referentes a la notación de estos, se pasan a estudiar los siguientes ejemplos:

**1.1.1.** Naive Bayes. Dado un problema de clasificación de vectores  $x = (x_1, \ldots, x_V)$  en C clases. Es posible modelar las variables de decisión  $x_t$  como condicionalmente independientes dada la categoría de clasificación:

$$(1.6) x_i \perp x_j \mid y = c, \ i \neq j$$

Si se usa este enfoque, se obtiene que la densidad condicional de clases toma la forma:

(1.7) 
$$p(\mathbf{x} | y = c) = \prod_{t=1}^{V} p(x_t | y = c)$$

Al parametrizar las distribuciones de densidad condicional, es posible obtener un modelo de clasificación conocido como **clasificador naive Bayes**. La estructura de las relaciones de independencia inducidas por (1.6) se pueden expresar según (1.7) y el modelo gráfico dirigido de la figura 1(b).

**1.1.2.** Regresión polinomial. las variables aleatorias son el vector de coeficientes polinomiales  $\boldsymbol{w}$  y los datos observados  $\boldsymbol{y}=(y_1,\ldots,y_N)^T$ . Adicionalmente, se parametriza el ruido del modelo a través de  $\sigma_{\varepsilon}^2$  y la varianza de la distribución a priori  $\sigma_{w}^2$ 0 el  $\sigma_{w}^2$ 0. Finalmente, los datos de entrada se denotan por  $\boldsymbol{x}=(x_1,\ldots,x_N)^T$ .

La probabilidad conjunta de este modelo es el producto de la probabilidad a priori  $p(\mathbf{w})$  con las distribuciones condicionales  $p(y_i|\mathbf{w})$  para  $i=1,\ldots,N$ :

(1.8) 
$$p(\boldsymbol{y}, \boldsymbol{w}) = p(\boldsymbol{w}) \prod_{i=1}^{N} p(y_i \mid \boldsymbol{w})$$

El grafo de tal factorización es similar al del clasificador naive Bayes 1(b). Para representarlo de manera compacta, se usa la notación de de placas o *plates*, en la figura 2(a) se muestra el grafo de (1.8) usando esta convención. Aquí N es la cantidad de nodos del modelo, de los cuales se muestra el representante  $y_i$ .

Si por otra parte, si se quiere estudiar la interacción de los parametros en el modelo, es posible explicitarlos en la probabilidad conjunta para luego agregarlos al grafo:

(1.9) 
$$p(\boldsymbol{y}, \boldsymbol{w} | \boldsymbol{x}, \sigma_{\varepsilon}^{2}, \sigma_{w}^{2}) = p(\boldsymbol{w} | \sigma_{w}^{2}) \prod_{i=1}^{N} p(y_{i} | \boldsymbol{w}, x_{i}, \sigma_{\varepsilon}^{2})$$

La figura 3(a) muestra el grafo correspondiente a 1.9. Por convención, las variables deterministas se incluyen en el grafo como círculos pequeños, mientras que las variables aleatorias observadas se muestran como nodos grises, los nodos incoloros representan variables latentes o no observadas, finalmente las aristas, al

 $<sup>^2</sup>$ Considerándose una distribución a priori, gaussiana y esférica sobre  $\boldsymbol{w}$ .

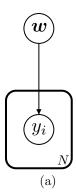


FIGURE 2. (a) Clasificador naive Bayes con notación de placas.

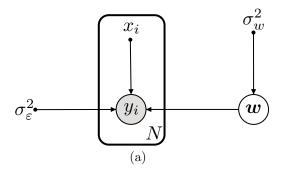


FIGURE 3. (a) Clasificador naive Bayes con notación de placas.

igual que en los ejemplos anteriores, representan la dependencia condicional en la factorización de la probabilidad conjunta.

1.1.3. Modelos gráficos dirigidos gaussianos. Sea  $\mathcal{M}$  un modelo grafico dirigido, en el cual todas las variables son reales y sus distribuciones de probabilidad condicional son lineal-gaussianas:

(1.10) 
$$p(x_t \mid \boldsymbol{x}_{pa(t)}) = \mathcal{N}(x_t | \mu_t + \boldsymbol{w}_t^T \boldsymbol{x}_{pa(t)}, \sigma_t^2)$$

La estructura de  $\mathcal{M}$  permite modelar la probabilidad conjunta de las variables del modelo en la forma:

(1.11) 
$$p(\boldsymbol{x} \mid \mathcal{M}) = \prod_{t=1}^{V} p(x_t \mid \boldsymbol{x}_{pa(t)}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \Sigma)$$

Lo cual se conoce como **red bayesiana gaussiana**. Para este tipo de modelos, es posible inferir  $\mu$  y  $\Sigma$ . En efecto, según (1.11):

(1.12) 
$$\log p(\mathbf{x} \mid \mathcal{M}) = -\sum_{t=1}^{V} \frac{1}{2\sigma_t^2} \left( x_t - \sum_{s \in pa(t)} w_{ts} x_s - \mu_t \right)^2 + K$$

Donde K representa una constante independiente de de  $\boldsymbol{x}$ . Al ser la logprobabilidad conjunta, cuadrática en las componentes de  $\boldsymbol{x}$ , se obtiene que efectivamente la probabilidad conjunta es normal multivariada para  $\boldsymbol{x}$  en (1.11). Para estimar la media, se observa en primera instancia:

(1.13) 
$$x_t = \sum_{s \in pa(t)} w_{ts} \mathbb{E}[x_s] + \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t$$

Donde  $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0,1)$  y  $\mathbb{E}[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0$ , para  $s \neq t$ . De esto se deduce:

(1.14) 
$$\mathbb{E}[x_t] = \sum_{s \in pa(t)} w_{ts} \mathbb{E}[x_s] + \mu_t$$

Es posible entonces, encontrar las componentes de  $\boldsymbol{\mu} = \mathbb{E}[\boldsymbol{x}] = (\mathbb{E}[x_1], \dots, \mathbb{E}[x_V])^T$  utilizando la estructura gráfica dirigida de  $\mathcal{M}$  (y por tanto su ordenamiento topológico). Para ello, se comienza calculando  $\mathbb{E}[x_1]$  para luego continuar de manera recursiva según la numeración de los nodos.

Similarmente, es posible calcular el elemento  $\Sigma_{st}$  de la matriz de covarianza observando:

$$(1.15) \qquad \operatorname{cov}(x_{s}, x_{t}) = \mathbb{E}[(x_{s} - \mathbb{E}[x_{s}])(x_{t} - \mathbb{E}[x_{t}])]$$

$$= \left[ (x_{s} - \mathbb{E}[x_{s}]) \left\{ \sum_{k \in pa(x_{t})} w_{tk}(x_{k} - \mathbb{E}[x_{k}]) + \sigma_{t} \varepsilon_{t} \right\} \right]$$

$$= \sum_{k \in pa(x_{t})} w_{tk} \operatorname{cov}[x_{s}, x_{t}] + \sigma_{t}^{2} \mathbf{I}_{st}$$

De donde al igual que en (1.14), se calculan los elementos de  $\Sigma$  recursivamente. Finalmente, se puede extender el modelo inducido por ()1.10) a uno donde los nodos del modelo gráfico representen variables aleatorias gaussianas multivariantes. Para esto, se reescribe la distribución de probabilidad condicional para el nodo  $x_t$  en la forma:

(1.16) 
$$p(\boldsymbol{x}_t \mid pa(\boldsymbol{x}_t)) = \mathcal{N}\left(\boldsymbol{x}_t \mid \sum_{s \in pa(\boldsymbol{x}_t)} \boldsymbol{W}_{ts} \boldsymbol{x}_s + \boldsymbol{\mu}_t, \boldsymbol{\Sigma}_t\right)$$

Donde  $W_{ts}$  es una matriz

#### 1.2. Modelos gráficos no dirigidos

#### 1.3. Inferencia exacta en modelos gráficos

## Métodos de inferencia aproximada

En este recinto se prohíbe dormir Entrenar, validar, testear Armonizar, huir, interceptar.

Inferencia Monte Carlo
Inferencia Markov chain Monte Carlo
Inferencia variacional

Poner algo profundo por el estilo. (?)

## Aprendizaje con Kernels

Alza del hiperparametro origina nueva alza del hiperparametro
Alza de los errores
Provoca instantáneamente la duplicación de los errores
Alza de las métricas
Origina alza de las métricas.

Poner algo profundo por el estilo. (?)

## Procesos Gaussianos

El sobreajuste es al modelo Lo que los cocodrilos a los ángeles.

Poner algo profundo por el estilo. (?)

## Redes Neuronales

Qué es el deep learning: Un comerciante en datos y códigos? Un sacerdote que no cree en nada?

Poner algo profundo por el estilo. (?)

## Bibliography

- [A] T. Aoki, Calcul exponentiel des opérateurs microdifferentiels d'ordre infini. I, Ann. Inst. Fourier (Grenoble) 33 (1983), 227–250.
- [B] R. Brown, On a conjecture of Dirichlet, Amer. Math. Soc., Providence, RI, 1993.
- [D] R. A. DeVore, Approximation of functions, Proc. Sympos. Appl. Math., vol. 36, Amer. Math. Soc., Providence, RI, 1986, pp. 34–56.

# Index

Absorbing barrier, 4	Helmhotz decomposition, 214
Adjoint partial differential operator, 20	Hilbert-Schmidt expansion theorem, 120
A-harmonic function, 16, 182	Initial-boundary value problem, 22
$A^*$ -harmonic function, 182	Initial condition, 22
Boundary condition, 20, 22	Invariant measure (for the fundamental
Dirichlet, 15	solution), 167
Neumann, 16	M
Boundary value problem	Maximum principle
the first, 16	for A-harmonic functions, 183 for parabolic differential equations, 65
the second, 16	strong, 83
the third, 16	<i>.</i> ,
Bounded set, 19	Neumann
Diffusion	boundary condition, 16
coefficient, 1	boundary value problem, 16
equation, 3, 23	function, 179
Dirichlet	One-parameter semigroup, 113
boundary condition, 15	D 1 1
boundary value problem, 16	Parabolic initial-boundary value problem, 22
Elliptic	Partial differential equation
boundary value problem, 14, 158	of elliptic type, 14
partial differential equation, 14	of parabolic type, 22
partial differential operator, 19	Positive definite kernel, 121
Eighte less 1	Reflecting barrier, 4
Fick's law, 1 Flux, 1	Regular (set), 19
Formally adjoint partial differential	Removable isolated singularity, 191
operator, 20	Robin problem, 16
Fundamental solution	
conceptional explanation, 12	Semigroup property (of fundamental
general definition, 23	solution), 64, 113 Separation of variables, 131
temporally homogeneous case, 64, 112	Solenoidal (vector field), 209
Genuine solution, 196	Strong maximum principle, 83
Green function, 156	Symmetry (of fundamental solution), 64,
Green's formula, 21	112
	T 111
Harnack theorems	Temporally homogeneous, 111
first theorem, 185	Vector field with potential, 209
inequality, 186	XX7 1 1 4:
lemma, 186 second theorem, 187	Weak solution of elliptic equations, 195
third theorem, 187	of parabolic equation, 196
and mooron, 101	or parabolic equation, 100

18 INDEX

associated with a boundary condition,  $204\,$