

INSTITUTO TECNOLÓGICO AUTÓNOMO DE MÉXICO



UN MODELO PROBIT BAYESIANO NO LINEAL

TESIS

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE

LICENCIADO EN MATEMÁTICAS APLICADAS

PRESENTA

GIANPAOLO LUCIANO RIVERA

INSTITUTO TECNOLÓGICO AUTÓNOMO DE MÉXICO



UN MODELO PROBIT BAYESIANO NO LINEAL

TESIS

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE

LICENCIADO EN MATEMÁTICAS APLICADAS

PRESENTA

GIANPAOLO LUCIANO RIVERA

ASESOR: JUAN CARLOS MARTÍNEZ-OVANDO

“Con fundamento en los artículos 21 y 27 de la Ley Federal del Derecho de Autor y como titular de los derechos moral y patrimonial de la obra titulada “**UN MODELO PROBIT BAYESIANO NO LINEAL**”, otorgo de manera gratuita y permanente al Instituto Tecnológico Autónomo de México y a la Biblioteca Raúl Baillères Jr., la autorización para que fijen la obra en cualquier medio, incluido el electrónico, y la divulguen entre sus usuarios, profesores, estudiantes o terceras personas, sin que pueda percibir por tal divulgación una contraprestación”.

GIANPAOLO LUCIANO RIVERA

FECHA

FIRMA

Resumen

En respuesta al cambiante mundo del *aprendizaje estadístico* u *aprendizaje de máquina* se desarrolla desde sus cimientos un modelo aplicable a esta categoría. El modelo no es más que un modelo lineal generalizado, particularmente un modelo probit, que busca la predicción de variables binarias. A éste, se le añadió un predictor aditivo que transforma de forma no lineal las covariables para lograr detectar patrones más complejos. La transformación está basada en polinomios por partes de continuidad arbitraria los cuales se estudian en detalle. Bajo el paradigma de aprendizaje bayesiano, se desarrolla un algoritmo para la estimación de los parámetros. Posteriormente, este algoritmo se implementa en un paquete para el software estadístico R. Usando este paquete, se prueba y se valida el modelo, presentando una variedad de resultados que exponen de forma intuitiva las capacidades del modelo. Finalmente, se abre la discusión a las limitantes del modelo, así como sus posibles extensiones y mejoras.

Palabras clave: aprendizaje estadístico, aprendizaje de máquina, modelos lineales generalizados, probit, modelos aditivos, estadística bayesiana, no lineal, machine learning, splines, polinomios por partes, clasificación

*a mi mamá Irma
y a mi amigo George.*

Agradecimientos

Creo que la mejor analogía a escribir una tesis es un maratón. Un maratón que me tomó más de dos años de vida, durante los cuales, la vida misma se llevó al amigo que más admiraba, a mi abuela Teresa, mi padrino Jorge y mi tío abuelo. Sin embargo, sé que sin sus bendiciones no habría tenido la resistencia para terminar este trabajo.

Quisiera agradecer a un sinfín de personas, pero el agradecimiento principal es mi mamá Irma, pues no solo le debo la vida sino todo lo que soy y todo lo que tengo pues esta tesis también es suya. Ella también vivió las largas horas de trabajo, frustraciones y éxitos. A mi papá Antonio, pues aunque no esté en cuerpo físico siempre ha estado presente. A mi otro papá Fernando, por su guía, apoyo incondicional y todo el amor que siempre me ha dado, a él le debo la carrera. A mi abuelo Carlos por inculcarme el gusto por el conocimiento y el valor del trabajo.

A Paulina, que es lo mejor que me ha pasado en la vida y con quién quiero pasar el resto. A Iñigo por su amistad sin medida, compañía e inteligencia fuera de este mundo. A los mejores amigos que alguien pudiera pedir, Pamela, Rodrigo, Brenda, Hector y sobretodo a Jorge, pues siempre me han inspirado a crecer y seguir adelante, así como ser las personas más exitosas que conozco. A Luis, Jimena, Elisa, Carlos, Santiago, Tulio y Alejandro por acompañarme en la carrera y rompernos más de una vez la cabeza en demostraciones oscuras. A Toño, Chris, Edu y Mau por ser los mejores actuarios que conozco. A Jorge Campo, por enseñarme de perseverancia y resiliencia así como por ser uno de mis más viejos amigos. A

Paulina Chambon y a Fernanda, por ser grandes amigas y compañeras de este viaje.

A todos mis alumnos, porque más que un negocio, fueron un medio para consolidar mis conocimientos y seguir aprendiendo día a día. A mi asesor, Juan Carlos Martínez-Ovando que, aunque no siempre fácil, sin su guía y consejo jamás habría logrado avanzar de la primera página. A los grandes profesores que tuve en la carrera, que no sólo me enseñaron, sino que me inculcaron el amor por las matemáticas. En particular a los profesores E. Barrios, M. Gregorio, J. Alfaro, R. Espinoza, G. Gravinsky y Z. Parada. A Beatriz Rumbos por darme esperanza cuando pensé que todo estaba perdido. A mis profesores de matemáticas y física del Green Hills que sembraron en mi la curiosidad por las matemáticas mientras creyeron en mi, impulsandome a perseguir mis sueños. A los grandes estadísticos que han dedicado sus vidas a estudiar los datos. En particular a T. Hastie, R. Tibshirani y J. Friedman que sin sus contribuciones, no tendría tesis alguna. Y finalmente, al Café Parabien y todo su personal por ser un espacio de trabajo y un hogar para mi los meses de más arduo trabajo.

Índice general

Índice de figuras	v
Índice de tablas	vii
Notación y abreviaciones	viii
1. Introducción	1
2. Los fundamentos del modelo	6
2.1. Modelos lineales generalizados (GLM)	7
2.1.1. El modelo binario	9
2.2. La función de predicción η	16
2.2.1. Una breve introducción a los GAM	16
2.3. Funciones f_j	20
2.3.1. Expansión en bases funcionales	21
2.3.2. Polinomios por partes y <i>splines</i>	24
2.4. Primer vistazo al modelo <i>bpwpm</i>	34
2.4.1. Consideraciones matemáticas adicionales	39
3. El paradigma bayesiano de aprendizaje	43
3.1. Fundamentos de la estadística bayesiana	43
3.2. Herramientas de simulación	48
3.2.1. Muestreador de Gibbs	48

4. El modelo <i>bpmpm</i> y su implementación computacional	55
4.1. Aumentación de datos con variables latentes para respuestas binarias	56
4.2. Implementación algorítmica final	60
5. Ejemplos y resultados	65
5.1. Evaluación del modelo	66
5.2. Ejemplo 1 - las capacidades del modelo <i>bpwpm</i>	68
5.3. Ejemplo 2 - comparación contra un probit lineal	75
5.3.1. Análisis de convergencia	81
5.4. Ejemplos 3 a 5 - otros resultados interesantes	83
5.5. Ejemplo 6 - el modelo en la práctica	90
6. Conclusiones	96
6.1. Consideraciones finales sobre el modelo	97
6.2. Posibles mejoras y actualizaciones	100
6.3. El aprendizaje de una máquina	102
A. Splines: orígenes y justificación de su uso	104
B. Distribuciones conjugadas	107
C. Paquete en R: desarrollo y lista de funciones	112
C.1. Listado de funciones	113
Bibliografía	120

Índice de figuras

1.1. Diagrama explicativo de un modelo de clasificación probit no lineal	3
2.1. Esquema de función liga g para un modelo probit	11
2.2. Polinomio por partes constante en cada subintervalo	26
2.3. Dos ejemplos de la flexibilidad alcanzada por la representación (2.17)	30
2.4. Ejemplo del <i>Ajuste Bayesiano Automático de Curvas</i> aplicado a la función Doppler	33
2.5. Diagrama del modelo <i>bpwpm</i>	38
2.6. Proceso de separación de las covariables	41
3.1. Muestro Gibbs para el ejemplo 1 (sección 5.2)	52
4.1. Esquema del proceso algorítmico	62
5.1. Ejemplo 1 - datos normales bivariados	69
5.2. Realización 1 - fronteras lineales con un nodo ($M = 2$, $J = 2$ y $K = 1$)	72
5.3. Realización 2 - parábolas continuas mas no suaves ($M = 3$, $J = 5$ y $K = 1$)	73
5.4. Realización 3 - <i>splines</i> cúbicos ($M = 4$, $J = 3$ y $K = 3$)	74
5.5. Frontera de predicción para modelo probit lineal en covariables	76
5.6. Ejemplo 2 - regiones disjuntas de clasificación ($M = 3$, $J = 3$ y $K = 2$)	80
5.7. Ejemplo 2 - análisis de convergencia	82
5.8. Ejemplo 3 - parábolas suaves ($M = 3$, $J = 4$ y $K = 2$)	84

5.9. Ejemplo 4 - parábolas suaves en un nodos ($M = 3$, $J = 2$ y $K = 2$)	87
5.10. Ejemplo 5 - patrón yin-yang	88
5.11. Fronteras de varios modelos para datos yin-yang	89
5.12. Análisis exploratorio para selección de variables	91
5.13. Gráficos de puntos con ruido para separar las observaciones	92
5.14. Media ergódica y funciones $\hat{f}_j(x_j)$ $j = 1, 2, 3$	93

Índice de tablas

2.1. Biyección notacional entre β_l , $\beta_{i,j}$ y sus correspondientes funciones base Ψ_l .	31
2.2. Estructura asumida en los datos	34
5.1. La matriz de confusión	67
5.2. Ejemplo 1 - tres realizaciones del modelo	70
5.3. Ejemplo 1 - resultados	71
5.4. Ejemplo 2 - resultados para modelo probit lineal	77
5.5. Ejemplo 2 - regiones disjuntas de clasificación	78
5.6. Ejemplo 2 - resultados	79
5.7. Ejemplo 2 - resúmenes numéricos para las cadenas de β	94
5.8. Ejemplo 3 - región parabólica	94
5.9. Ejemplo 3 - resultados	94
5.10. Ejemplo 4 - región ovalada	95
5.11. Ejemplo 4 - resultados	95
5.12. Ejemplo 6 - datos médicos de cáncer	95
5.13. Ejemplo 6 - resultados	95
C.1. Descarga del paquete	113
C.2. Ejemplo mínimo funcional	114

Notación y abreviaciones

Se recomienda usar esta sección únicamente como referencia; a lo largo del texto principal se deriva y se presenta una descripción más detallada de cada uno de los símbolos usados.

Datos y variables

$y_i \in \{0, 1\} \quad \forall i = 1 \dots, n$: variables de respuesta binarias. Usualmente representadas por el vector $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)^t$

$\mathbf{x}_i \in \mathcal{X}^d \subseteq \mathbb{R}^d \quad \forall i = 1 \dots, n$: covariables o regresores. Si se usa por si sola x o \mathbf{x} (vector), ésta representa una variable arbitraria. Si se habla de toda la matriz de datos, se denota por $\mathbf{X} \in \mathcal{X}^{n \times d} \subseteq \mathbb{R}^{n \times d}$. Junto con las y_i , se tienen los datos para el modelo: $\{(y_i, \mathbf{x}_i)\}_{i=1}^n$

$n \in \mathbb{N}$: número de observaciones en la muestra

$d \in \mathbb{N}$: número de covariables, o dimensionalidad de estos

$\lambda \in \mathbb{N}$: número total de términos en el modelo

$\mathcal{X}^d \subseteq \mathbb{R}^d$: espacio de covariables. Formado por el producto punto de los rangos de cada variable: $\mathcal{X}^d = [a_1, b_1] \times [a_2, b_2] \times \dots \times [a_d, b_d]$, donde $[a_j, b_j] \subset \mathbb{R}$ es un intervalo

compacto en los reales

Específicos del modelo

$z_i \sim \mathcal{N}(\cdot) \quad \forall i = 1, \dots, n$: variables latentes del modelo cuya distribución es normal.

En su forma vectorial: $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n)^t$

$\eta(\mathbf{x})$: función aditiva de predicción

$f_j(x_j) \quad \forall j = 1, \dots, d$: polinomios por partes

$\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_\lambda)^t$: vector de parámetros por estimar. Si se le añade tilde entonces el contador comienza en uno y el vector no contiene el parámetro independiente, es decir: $\tilde{\boldsymbol{\beta}} = (\beta_1, \dots, \beta_\lambda)^t$

$\Psi_l(\cdot) \quad \forall l = 1, \dots, N^*$: funciones bases para la expansión en polinomios por partes de f_j . Ver (2.13) y (2.16). En ocasiones, todas las funciones base se organizan en una matriz $\tilde{\Phi}$

N^* : número total de funciones base. Ver ecuación (2.20) para su expansión final. Si se usa N sin el asterisco denota de igual forma un número de funciones base arbitrario.

M : tamaño de la base para los polinomios por partes, por lo tanto, $M-1$ indica el grado de los polinomios

J : número de sub-intervalos en los que se parte cada intervalo $[a_j, b_j]$

K : número de restricciones de continuidad impuestas a los polinomios por partes

$\mathcal{P}_j = \{\tau_1, \dots, \tau_{J-1}\} \quad \forall j = 1, \dots, d$: partición del espacio de la dimensión j

τ : nodos, se tienen un total de $d \times (J - 1)$ nodos acomodados en una matriz de igual tamaño.

Contadores e índices

$i = 1, \dots, n$: contador usado para denotar un conjunto de observaciones

$j = 1, \dots, d$: contador usado para denotar el conjunto de covariables. Usualmente se hace referencia a la dimensión arbitraria j

k : contador usado para denotar el número de iteración en el algoritmo, i.e. $k = 0, 1, 2, 3, \dots$

$l = 1, \dots, N^*$: contador asociado al número de funciones base total en la expansión de polinomios por partes N^*

$\hat{i} = 1, \dots, M - 1$: contador asociado al número de funciones base para cada subintervalo, M , en las expansiones de polinomios truncados

$\hat{j} = 1, \dots, J - 1$ contador asociado al número de funciones base para cada subintervalo (parámetro M) en las expansiones de polinomios truncados

Probabilidad

$F(\cdot)$: Función de distribución arbitraria de la familia exponencial

$\mathcal{N}(\cdot | \mu, \sigma^2)$: distribución normal con su correspondiente parametrización de media y

varianza. Se utiliza la misma notación para su forma vectorial añadiendo un subíndice para denotar su dimensionalidad: $\mathcal{N}(\cdot | \boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ con su correspondiente vector de medias $\boldsymbol{\mu}$ y vector de varianza covarianza Σ

$\Phi(\cdot) : \mathbb{R} \rightarrow (0, 1)$: la función de distribución acumulada de una distribución normal estándar $\mathcal{N}(\cdot | 1, 0)$, con su correspondiente función inversa Φ^{-1}

$\text{Be}(\cdot | p)$: distribución bernoulli con probabilidad de éxito p

$p \in [0, 1]$: probabilidad arbitraria

$g(\cdot)$: función liga, ver diagrama 2.1

ϵ : errores aleatorios, usualmente distribuidos $\epsilon \sim \mathcal{N}(\epsilon | \mu, \sigma^2)$

$P(\cdot)$, $\mathbb{E}[\cdot]$, $\mathbb{V}[\cdot]$: medida de probabilidad, operadores de esperanza y varianza respectivamente

$\theta \in \Theta$ parámetros canónicos de distribuciones exponenciales, con Θ su correspondiente espacio

$\pi(\cdot)$: función de densidad

\propto : operador de proporcionalidad

ρ : correlación lineal de Pearson

Loss: función de pérdida

Algoritmo

N_{sim} : número de simulaciones realizadas en el algoritmo

k^* : periodo de *burn-in*; número de observaciones por descartar

k_{thin} : parámetro de adelgazamiento

Misceláneos

$h(\cdot)$: función arbitraria

$h^{(k)}$: (k)-ésima derivada de la función h .

$s : \mathbb{R} \rightarrow (0, 1)$: familia de funciones sigmoidales

I : función indicadora

$(\cdot)_+$: función parte positiva

ll : función *log-loss* (Ver pág. 67)

El símbolo $\hat{\cdot}$ se usa para indicar que se trata de una variable estimada, i.e. \hat{y} es la estimación de las variables correspondientes y

Abreviaciones

ANOVA : *ANalysis Of VAriance*, modelos de análisis de varianza

GAM : *Generalized additive model*, modelo aditivo generalizado

GLM : *Generalized linear model*, modelo lineal generalizado

MCMC : *Markov Chain Monte Carlo*, cadena de Markov Montecarlo

ML : *Machine Learning*, aprendizaje de máquina

OLS : *Ordinary Least Squares*, método de ajuste de mínimos cuadrados ordinarios, el cual utiliza a la función RSS como función objetivo

RSS : *Residual sum of squares*, suma de residuales cuadrados

Capítulo 1

Introducción

En luz de las nuevas y populares tendencias en el mundo de la estadística computacional, llamada en ocasiones aprendizaje estadístico o aprendizaje de máquina;¹ este trabajo plantea como objetivo: estudiar, explicar e implementar un modelo de clasificación supervisada con base en la extensión del modelo *probit* al que se le añade un componente no lineal de bases aditivas en covariables. Asimismo, se desarrolla un algoritmo asociado de aprendizaje para la inferencia del modelo y generación de predicciones con base en el paradigma bayesiano.²

El modelo hace inferencia sobre un conjunto de datos y *aprende* acerca de los patrones subyacentes que estos mismos puedan contener para posteriormente, predecir el resultado de las variables de respuesta. Este tipo de modelos, han resultado ser de enorme efectividad en ámbitos tan diversos, como lo son la medicina y las finanzas. Bajo esta óptica, se busca que el modelo sea práctico y útil, sin perder de vista el componente teórico que lo sustenta. Por lo tanto, se busca explicar a detalle cada componente del modelo y del algoritmo para

1. *Machine Learning (ML)* en la mayoría de la literatura.

2. Es común, hacer una distinción entre el aprendizaje estadístico y el aprendizaje de máquina pues, mientras que los modelos son los mismos, difieren en perspectiva. El aprendizaje estadístico presta mayor atención al aspecto inferencial e interpretación, cuando el aprendizaje de máquina coloca mayor énfasis en la implementación computacional y los resultados.

que éste no sea tratado como una caja negra computarizada.

Los modelos probit son un tipo de regresiones generalizadas, que buscan explicar la clasificación de variables de respuesta y_i binarias (éxito o fracaso, positivo o negativo, etcétera) con base en un conjunto de covariables \mathbf{x}_i que contienen información para cada una de las observaciones $i = 1, \dots, n$.³ Sin embargo, la relación entre y_i con \mathbf{x}_i puede ser compleja y no necesariamente lineal; esto lleva a que la predicción de las respuestas con base en las covariables sea difícil. Para sobrepasar esto, al modelo se le agrega un componente no lineal en covariables que permite discernir entre estos patrones. Como se verá en el trabajo, el modelo induce fronteras no lineales de clasificación en el espacio donde \mathbf{x}_i tome valores. En la figura 1.1, se tiene un ejemplo gráfico de tipo de clasificación que lleva a cabo el modelo. Se tienen observaciones del grupo azul y del grupo rojo con una clara separación no lineal en las covariables x_1 y x_2 . El proceso de aprendizaje busca *entrenar*, bajo el paradigma bayesiano, a una función η que logre separar este espacio de la mejor forma posible. Esta separación, induce una clasificación binaria (0 y 1 correspondiendo a rojo y azul respectivamente) a través de la función de distribución normal Φ . Con un modelo cuya frontera fuera lineal en covariables llevar a cabo esta clasificación sería imposible.

Se comienza con una discusión teórica en el capítulo 2 donde se presentan los conceptos que irán constuyendo al modelo. Primeramente se estudian los modelos lineales generalizados (GLM), específicamente los modelos probit. Los GLM como su nombre lo indica, generalizan las regresiones tradicionales donde la respuesta y_i es escalar ($y_i \in \mathbb{R}$) a regresiones donde la respuesta puede ser discreta o restringida a cierto dominio (McCullagh y Nelder 1989). No obstante, los GLM siguen siendo lineales en covariables pero se pueden flexibilizar usando diversas técnicas; entre ellas, los modelos aditivos generalizados (GAM) presentados en Hastie y Tibshirani (1986). En estos modelos, la flexibilización se logra al transformar

3. Es usual en la literatura, hablar de *clasificadores* cuando las respuestas son categorías (codificadas en variables discretas) y *regresiones* cuando las variables de respuestas son continuas.

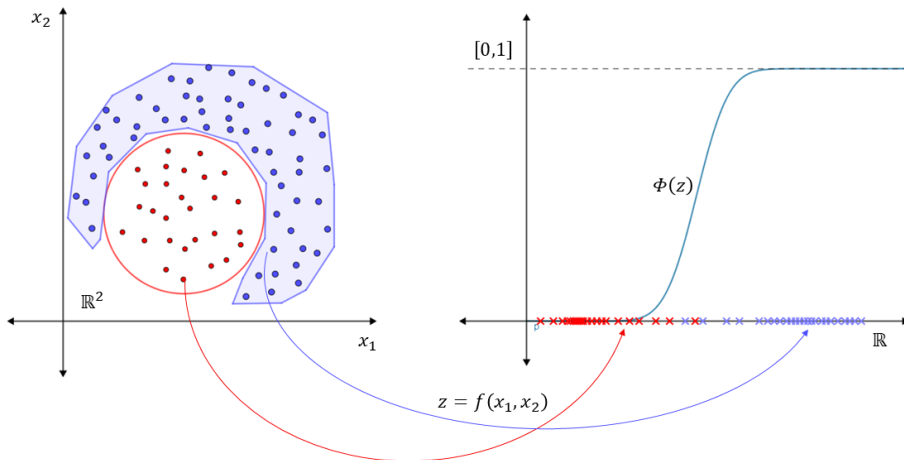


Figura 1.1: Diagrama explicativo de un modelo de clasificación probit no lineal

las covariables \mathbf{x}_i mediante una función de predicción η , usando métodos no paramétricos con base en suavizadores. Para este trabajo, se toman esos conceptos y se mezclan con los de Denison, Mallick y Smith (1998) los cuales optan por darle una forma funcional concreta a η , correspondiente a una expansión de bases funcionales, particularmente, en polinomios por partes de continuidad y grado arbitrarios. Asimismo, a lo largo del capítulo se verá que los conceptos mostrados abren las posibilidades en cuanto a modelos y datos sobre los que se puede hacer inferencia. Para finalizar el capítulo, se define una versión preliminar del modelo.

Para complementar la formulación funcional previa, el capítulo 3 introduce de forma breve las ideas de la escuela bayesiana de la estadística, en particular el aprendizaje bayesiano bajo un contexto de regresión. Este paradigma, responde a que bajo el trabajo de Albert

y Chib (1993), el modelo se puede plantear de tal forma que el algoritmo de aprendizaje se induce de forma natural. Para ello, se debe estudiar el muestreo de Gibbs que recae sobre otros conceptos fundamentales de la estadística bayesiana. Asimismo, el paradigma bayesiano resuena con las ideas del autor en cuanto a lo que implica la probabilidad como una forma de *medir la incertidumbre* y la actualización del conocimiento.

Motivado por los conceptos del aprendizaje bayesiano, el capítulo 4 especifica en su forma final el modelo el cual se titula *bpwpm* por las siglas en inglés de *bayesian piecewise polynomial model*. Asimismo, el capítulo presenta en su forma más completa el algoritmo de aprendizaje usado para la estimación de los parámetros. Esta implementación se realiza a través de un paquete del mismo nombre desarrollado en el lenguaje abierto de programación estadística R.⁴

En el capítulo 5 el modelo se prueba y se valida haciendo inferencia sobre seis bases de datos. No obstante, primero se hace una breve discusión sobre cómo evaluar la efectividad y precisión de un modelo como el presentado en este trabajo. Posteriormente, se estiman los parámetros del modelo en cinco bases de datos simuladas, todas con dos covariables ($\mathbf{x}_i \in \mathbb{R}^2$). Estas pruebas preliminares sirven para demostrar las capacidades predictivas del modelo y sobre todo, para hacer más concretas las matemáticas subyacentes, además de poder visualizar las diferentes fronteras flexibles obtenidas por el modelo. Asimismo, en este capítulo se discute la convergencia de las cadenas obtenidas por el muestreador de Gibbs. Para cerrar el capítulo, se replica un escenario real de análisis y modelado usando una base de datos médicos de cáncer.

Para terminar el trabajo, el capítulo 6 abre la discusión sobre las limitantes del modelo y se presentan las consideraciones finales. Sin embargo, también discuten las múltiples posibles

4. El desarrollo y explicación del paquete de cómputo se detalla en el apéndice C. El paquete se puede descargar libremente de: <https://github.com/PaoloLuciano/bpwpm>. Asimismo, en la página C.2 se presenta un ejemplo mínimo funcional para que el lector pueda poner el modelo a prueba.

extensiones para mejorarlo. Posteriormente, se da un rápido vistazo a modelos relativamente más modernos los cuales han sido capaces de proezas computacionales que se creían imposibles hace algunas décadas. No obstante, se verá que muchos de estos modelos más complejos son generalizaciones de modelos clásicos y extensiones análogas del trabajo presentado.

Capítulo 2

Los fundamentos del modelo

Remember that all models are wrong; the practical question is how wrong do they have to be to not be useful.

Box (1976)

Como base fundamental de este trabajo, a continuación, se inicia la construcción de un modelo de clasificación binaria flexible. En la perspectiva del autor, no se está tratando de construir un modelo que replique el proceso generador de los datos. Más bien, se está tratando de construir una útil abstracción de la realidad a través de un modelo estadístico. Vale la pena tener en mente que escoger cualquier enfoque de modelado, es un proceso reduccionista y por ende, falible. No obstante, no significa que no se pueda encontrar patrones en los datos y aprender de ellos: extraer la señal implícita del ruido.

Al modelo desarrollado se le titula *bayesian piecewise polynomial model (bpwpm)* por sus siglas en inglés, nombre que engloba los componentes fundamentales de éste. El modelo en si es un modelo estructurado, notacionalmente pesado, por lo que se opta por presentación constructiva. Además, esta presentación tiene la peculiaridad que sigue de cerca el desarrollo

histórico del aprendizaje estadístico. No obstante, en la sección 2.4 se puede encontrar el modelo de forma preliminar, mientras que la versión más completa se presenta en la sección 4.2.¹

2.1. Modelos lineales generalizados (GLM)

A medida que avanzó la disciplina de la estadística durante el siglo veinte, se desarrollaron de forma independiente muchos modelos que permitieron estudiar una mayor variedad de datos: binarios, proporciones y datos continuos cuyo error no se distribuye normal. Sin embargo, todos ellos surgen como una extensión del modelo de regresión lineal y son agrupados en McCullagh y Nelder (1989) nombrándolos modelos lineales generalizados o GLM por sus siglas en inglés.

De forma análoga, el modelo pertinente se construirá a partir del modelo de regresión lineal definido de una forma peculiar.²

$$y_i | \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(y_i | \mu(\mathbf{x}_i), \sigma^2) \quad \forall i = 1, \dots, n$$

$$\mu(\mathbf{x}_i) = \beta_0 + \tilde{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{x}_i,$$

donde $y_i \in \mathbb{R}$, $\tilde{\boldsymbol{\beta}} \in \mathbb{R}^d$ es un vector de parámetros y $\mu(\mathbf{x}_i) = \mathbb{E}[y_i | \mathbf{x}_i]$ la media condicional de la regresión.³ Las regresiones lineales, están acotadas a casos donde la variable de respuesta y_i tenga soporte real, lo cual reduce mucho los datos a los que este modelo es aplicable. Por lo

1. Aunque al comienzo de este trabajo se presenta un glosario de los símbolos y signos usados, se busca respetar la notación usada en los libros Hastie, Tibshirani y Friedman (2008) y James y col. (2013).

2. El escoger esta definición particular, se irá esclareciendo conforme se construya el modelo *bpwpm*.

3. Se respeta la convención de usar negritas para distinguir vectores $\mathbf{x}_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,d})^t$. Asimismo, se utiliza $\tilde{\boldsymbol{\beta}}$ para distinguir al vector de dimensionalidad d y a $\boldsymbol{\beta}$ para distinguir al vector que contiene el término independiente, es decir, $\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^{d+1}$.

tanto, la principal modificación en los GLM es que busca flexibilizar este soporte a diferentes variables de respuesta. Esta modificación vuelve al modelo más complejo y deriva en diversos métodos para la estimación de β diferentes de la tradicional minimización de residuales cuadrados (OLS). Asimismo, la generalización del modelo lleva a que la interpretación de los parámetros no sea trivial generalmente.⁴

Definición 2.1. La familia de modelos lineales generalizados (GLM), Sundberg (2016), tienen la forma:

$$\begin{aligned} y &\sim F(y \mid \mu(\mathbf{x})) \\ \eta(\mathbf{x}) &= \beta_0 + \tilde{\beta}^t \mathbf{x} \\ g(\mu) &= \eta(\mathbf{x}), \end{aligned} \tag{2.1}$$

cuentan con los siguientes tres elementos:

F : distribución de la familia exponencial que describe el dominio de las respuestas y , cuya media $\mu(\cdot)$ es dependiente de las covariables.⁵ Por ejemplo: Bernoulli si y es binaria, Poisson si $y \in \mathbb{Z}^+$ o una distribución Gamma si $y \in \mathbb{R}^+$.

η : predictor lineal que explique la variabilidad sistemática de los datos.

g : función liga que une la media μ de la distribución con el predictor lineal,⁶ es decir: $g(\mu(x)) = g(\mathbb{E}[y|x]) = \eta(\mathbf{x}) = \beta^t \mathbf{x}$, donde g puede ser cualquier función monótona que idealmente mapee de forma suave y biyectiva el dominio de la media μ con el rango

4. Por ejemplo, en un modelo logit que busca la predicción de variables binarias, se logra expresar el logaritmo de la proporción de probabilidades (*Log-Odds-Ratio*) como una combinación lineal de las covariables. $\ln(p_1/p_0) = \beta^t x$, donde p_k con $k = \{0, 1\}$, es la probabilidad de que la respuesta y sea 0 o 1 respectivamente.

5. Al trabajar con distribuciones de la familia exponencial es usual parametrizar la distribución no con la media μ sino con el parámetro canónico θ .

6. Si la función g es tal que $\eta \equiv \theta$ entonces se dice que g es la función liga canónica.

del predictor lineal η (Härdle y col. 2004).

2.1.1. El modelo binario

Dado que se busca construir un clasificador supervisado donde las respuestas observadas sean binarias, es decir: $y_i \in \{0, 1\} \forall i = 1, \dots, n$, se enfoca la discusión en la familia de modelos binarios, caracterizados por la distribución Bernoulli la cual surge de manera natural. Es decir, se permite que $F = \text{Be}$ quedando entonces:

$$y_i \sim \text{Be}(y_i | p_i) \quad (2.2)$$

con $\mu = p$. La distribución Bernoulli (2.2) tiene una estructura sencilla que puede ser resumida en la siguiente función de masa de probabilidad: $\forall i = 1, \dots, n$,

$$f(y_i | p_i) = p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i} \quad (2.3)$$

donde,

$$\begin{aligned} y_i &\in \{0, 1\}, \\ \mathbb{E}[y_i] &= \mu_i = P(y_i = 1) = p_i \\ \mathbb{V}[y_i] &= p_i(1 - p_i). \end{aligned}$$

En (2.3) se observa la función de masa de probabilidad Bernoulli en su forma tradicional que puede ser reexpresada para que cumpla la definición de la familia exponencial.⁷ Dado el soporte y la definición de la distribución Bernoulli, la media de la distribución $\mu = p$

7. Una distribución (de un solo parámetro) se dice que pertenece a la familia exponencial si se puede expresar de la forma: $f(y; \theta) = h(y) \exp \{y \cdot \theta - A(\theta)\}$ con $h(y)$, $A(\theta)$ funciones conocidas y θ el parámetro canónico, en el caso Bernoulli: $\theta(p) = \ln p / (1 - p)$.

coincide con la probabilidad de que la variable aleatoria tome el valor de uno. Asimismo, la varianza queda especificada por el mismo parámetro p .

El que la media coincida con la probabilidad de éxito en una distribución Bernoulli ($\mu = p$) es de gran utilidad en un contexto de clasificación por varias razones. Primero, al modelar la media, se está caracterizando por completo la distribución y la predicción de la variable y . Segundo, se restringen las posibles funciones liga a las funciones que mapean de forma biyectiva \mathbb{R} , el dominio del predictor lineal η , al rango de la media, el intervalo $(0, 1)$ que se interpreta como una probabilidad. Dadas estas propiedades buscadas, es usual usar como función liga a las inversas de funciones *sigmoidales*. Las funciones sigmoideas, son funciones $s : \mathbb{R} \rightarrow (0, 1)$ estrictamente monótonas y por ende, biyectivas. Algunos ejemplos son la ya mencionada logit, la función probit que concierne a este trabajo o la curva de Gompertz. Estas funciones cumplen un papel de activación, es decir, una vez que el predictor lineal cruce cierto umbral, crecen rápidamente y toman valores más cercanos a uno, *activando* así la probabilidad de que y sea uno.⁸

El modelo probit

En particular, para este trabajo se escoge como función liga a la función probit dándole nombre al modelo. Este es un supuesto fuerte que responde a la forma en la cual se define el modelo que, como se verá en el teorema 2.4 y capítulos subsecuentes, permite desarrollar un algoritmo para la estimación bayesiana de los parámetros, Albert y Chib (1993).

La función probit es la función inversa de la función de acumulación normal estándar $\Phi(\cdot) : \mathbb{R} \rightarrow (0, 1)$, por lo tanto $g(\mu) = g(p) = \text{probit}(p) = \Phi^{-1}(p)$. Dado que la notación puede ser

8. En un contexto de aprendizaje de máquina, se les conoce como funciones de activación a las inversas de las funciones liga g^{-1} que no necesariamente tienen que ser biyectivas (Bishop 2006). Por ejemplo, en redes neuronales es común utilizar la función $\text{ReLU}(x) := \max\{0, x\}$ la cual no es suave (Sanderson 2017).

confusa, en la figura 2.1 se presenta una representación gráfica de la función liga para un modelo probit.⁹

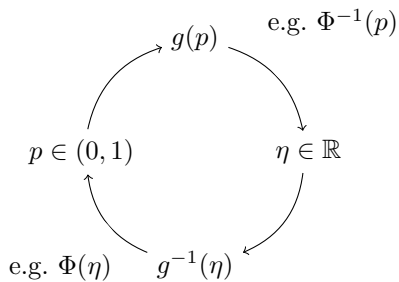


Figura 2.1: Esquema de función liga g para un modelo probit

Juntando todos los componentes, se está en posibilidades de definir el modelo probit en su forma más rigurosa, el cual es la base para la construcción del clasificador binario que se busca.

9. Para no caer en redundancia de notación se tiene a partir de ahora: $s(x) = g^{-1}(x) = \Phi(x)$ la función de acumulación normal estándar. Asimismo, se deja de usar μ para referirse a la media y se utiliza únicamente p .

Definición 2.2. Rescatando la notación de un GLM (2.1) con sus respectivas covariables \mathbf{x}_i se tiene el modelo probit (versión 1):

$$y_i \mid \mathbf{x}_i \sim \text{Be}(y_i \mid p_i) \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (2.4)$$

$$\eta(\mathbf{x}_i) = \beta_0 + \tilde{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{x}_i \quad (2.5)$$

$$p_i = \Phi(\eta_i) = \Phi(\eta(\mathbf{x}_i)) \quad (2.6)$$

La definición 2.2 aunque sencilla, no corresponde a la que se usará para definir el modelo *bpwpm* final pues, como busca utilizar un paradigma bayesiano de aprendizaje resultará más sencillo definir al modelo probit introduciendo una estructura adicional conocida como *variable latente*, dando lugar a toda una clase de modelos por si mismos. Por lo tanto éste se redefine, declarando así las dos primeras líneas del modelo *bpwpm*.

Definición 2.3. El modelo probit (versión 2):

$$y_i = \begin{cases} 1 & \iff z_i > 0 \\ 0 & \iff z_i \leq 0 \end{cases} \quad (2.7)$$

$$z_i \mid \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1) \quad (2.8)$$

Esta definición introduce n variables latentes z_i , independientes entre si que se distribuyen de forma normal \mathcal{N} . Por ser latentes, se relacionan de forma unívoca con las respuestas y_i formando una clase de equivalencia entre la probabilidad de dos eventos, permitiendo que se asocie el soporte binario de y_i con el soporte real de z_i . Es decir, (2.7) y (2.8) implican:

$$P(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i) = P(z_i > 0 \mid \mathbf{x}_i) = \Phi(\eta(\mathbf{x}_i)). \quad (2.9)$$

A continuación, se prueba la equivalencia entre las dos definiciones y la identidad fundamental (2.9)

Teorema 2.4. *Un modelo probit definido como en 2.2 es equivalente a un modelo de variable latente como el presentado en 2.3.*

Demostración. Dado un modelo probit (Def. 2.2) se tiene, sin pérdida de generalidad, $\forall i = 1, \dots, n$:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y_i \mid \mathbf{x}_i] &= p_i \\ &= P(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i) \\ &= \Phi(\eta(\mathbf{x}_i)),\end{aligned}$$

por las ecuaciones (2.4) y (2.6). Lo anterior es equivalente a introducir n variables aleatorias $\tilde{z}_i \sim \mathcal{N}(\tilde{z}_i \mid 0, 1)$ tales que:

$$\begin{aligned}\Phi(\eta(\mathbf{x}_i)) &= P(\tilde{z}_i \leq \eta(\mathbf{x}_i) \mid \mathbf{x}_i) && \text{por definición de la función de acumulación} \\ &= P(\tilde{z}_i > -\eta(\mathbf{x}_i) \mid \mathbf{x}_i) && \text{por simetría de la distribución normal} \\ &= P\left(\frac{\tilde{z}_i + \eta(\mathbf{x}_i)}{1} > 0 \mid \mathbf{x}_i\right) \\ &= P(z_i > 0 \mid \mathbf{x}_i).\end{aligned}$$

Donde $z_i = \tilde{z}_i + \eta(\mathbf{x}_i)$ es una transformación biyectiva de \tilde{z}_i tal que,

$$z_i \mid \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1),$$

lo cual es idéntico a la expresión (2.8). Asimismo, al tener la igualdad

$$P(y_i = 1 | \mathbf{x}_i) = P(z_i > 0 | \mathbf{x}_i)$$

y por ende su probabilidad complementaria $P(y_i = 0 | \mathbf{x}_i) = P(z_i \leq 0 | \mathbf{x}_i)$, se define una clase de equivalencia entre probabilidades. Es decir, se puede definir y_i en términos de z_i y viceversa, dando lugar a la ecuación (2.7) y la identidad (2.9).

El argumento es casi idéntico si la demostración se comienza suponiendo la definición 2.3 con variable latente y se construye hasta llegar a un GLM como el definido en 2.2. Sin embargo, se tiene la peculiaridad de que la varianza debe de ser igual a uno para ser que la correspondencia entre definiciones sea unívoca.¹⁰ Q.E.D.

La clave en la prueba recae en que en la definición 2.2 del modelo probit se especifica a la función liga a Φ mientras que en la definición 2.3 se deriva de la normalidad de las variables latentes z_i . La razón principal para adoptar este enfoque es que en Albert y Chib (1993) se desarrolla un método numérico vía simulación, bajo el paradigma bayesiano, para el cómputo exacto de las distribuciones posteriores del vector completo de coeficientes de regresión β el cual resultaba atractivo para los objetivos del trabajo. Esta idea se refinará en el capítulo 4; asimismo, es la razón para haber definido el modelo de regresión como se hizo.

Se hace notar que la ecuación (2.5) del GLM no influye en la prueba pues esta puede tener otras formas funcionales tan complejas como se requiera para su aplicación específica, ya sea lineal $\eta_i = \beta_0 + \beta^t \mathbf{x}_i$ como en (2.1) o algo no lineal como se opta en este trabajo.

10. Comenzar con $z_i | \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i | \eta(\mathbf{x}_i), \sigma^2)$ con $\sigma^2 \neq 1$ deriva en que $p_i = \Phi(\eta(\mathbf{x}_i)/\sigma)$ lo cual es diferente a lo que se tiene en (2.6).

Liga entre la variable latente z y η

Para entender como se conectan las n variables latentes z_i con sus respectivos predictores lineales $\eta(\mathbf{x}_i)$, se necesita profundizar un poco más en el objetivo del modelo. Recapitulando, mediante la función liga Φ se une la media p_i , la probabilidad de que la respuesta y_i sea uno con los datos \mathbf{x}_i . Esto se logra, a través de una variable latente z_i definida con distribución normal cuya media sea $\eta(\mathbf{x}_i)$, la función de predicción, que es una transformación de las covariables \mathbf{x}_i . Es decir,

$$P(z_i > 0|\mathbf{x}_i) = P(y_i = 1|\mathbf{x}_i) = p_i(\mathbf{x}_i) = \mathbb{E}[y_i|\mathbf{x}_i] = g^{-1}(\eta(\mathbf{x}_i)) = \Phi(\eta(\mathbf{x}_i)). \quad (2.10)$$

Este enfoque funciona (adicionalmente del componente algorítmico) por la siguiente idea: si se quiere crear una regla de decisión que clasifique observaciones en categorías binarias con base en cierta información, parecería intuitivo condensar esa información de forma que proporcione suficiente evidencia para inducir la clasificación. Traduciendo en términos matemáticos, la información \mathbf{x}_i se condensa en la función $\eta(\mathbf{x}_i)$ la cual induce la clasificación de y_i a través de la cadena de identidades (2.10). Por ejemplo, si se tiene una $\eta(\mathbf{x}_i) \gg 0$ para alguna observación i , implicaría que $P(z_i > 0|\mathbf{x}_i)$ es cercano a uno (por el dominio de Φ) y por lo tanto, es muy probable que y_i sea uno. El argumento es idéntico para la probabilidad complementaria.

Al final, el modelo está resumiendo información al ir transformando espacios una función a la vez. El siguiente paso en el modelo consiste en detallar la transformación que debe realizar el predictor lineal $\eta(\mathbf{x}_i)$.¹¹ Tradicionalmente como se mencionó en (2.1) esta transformación era lineal tanto en parámetros como en covariables, dando lugar a fronteras de decisión lineales.

11. En la literatura más enfocada en aprendizaje estadístico, es habitual nombrar a la función $\eta(\mathbf{x}_i)$ como *proyector lineal* pues cumple la función de proyectar el espacio de las covariables a otro espacio donde sean linealmente separables, donde no necesariamente son de la misma dimensión, Bishop (2006).

Sin embargo, el siguiente paso lógico es modificar estos modelos para que las fronteras puedan ser más flexibles, rompiendo la linealidad en las covariables para lograr encontrar patrones más complejos.

2.2. La función de predicción η

2.2.1. Una breve introducción a los GAM

Como se detalla en la página 6 de James y col. (2013), conforme avanzaron los métodos y el poder computacional disponible se fueron desarrollando técnicas cada vez más poderosas que permitieron flexibilizar el supuesto de linealidad en covariables. En particular, Hastie y Tibshirani agrupan una clase de modelos a los que se les da el nombre de modelos aditivos generalizados (GAM). Estos modelos logran identificar relaciones no lineales utilizando, usualmente, métodos no paramétricos de suavizamiento en los datos adoptando así, un enfoque de *dejar que los datos hablen por si mismos*.¹² Fundamentalmente, lo que se realiza es transformar el espacio de covariables \mathcal{X} por otro donde se puedan identificar patrones ocultos.

Definición 2.5. Un GAM tiene la forma, $\forall i = 1, \dots, n$:

$$\mathbb{E}[y_i|\mathbf{x}_i] = g^{-1} [f_0 + f_1(x_{i,1}) + \dots + f_d(x_{i,d})], \quad (2.11)$$

con g^{-1} la inversa de la función liga definida en (2.1) y el predictor lineal $\eta(\mathbf{x}_i) = f_0 + f_1(x_{i,1}) + \dots + f_d(x_{i,d})$.

La idea fundamental de los GAM, es asumir que los efectos en las covariables se pueden

12. Página 1 de Hastie y Tibshirani (1990)

modelar como una suma de funciones por componentes, es decir, cada covariable $x_j \quad \forall j = 1, \dots, d$ está siendo transformada de forma no lineal e independiente por una función asociada $f_j, \quad \forall j$. De esta forma, se preserva la interpretabilidad del modelo lineal pero se flexibiliza η . Las funciones f_j que ahora componen el predictor lineal η se busca que sean tan flexibles como sea necesario, permitiendo que el estadístico pueda hacer menos suposiciones rígidas sobre los datos. Estas funciones f_j son suaves y no especificadas (*no paramétricas*), es decir, no tienen una forma funcional concreta y representable algebraicamente. Sin embargo, es justamente ahí donde recae la fuerza de los GAM: al dejar a las funciones f_j ser no especificadas, se permite que éstas capturen los efectos necesarios en los datos para hacer la mejor asociación posible con y_i , a este proceso se le llama suavizamiento.

Un suavizador, se puede definir de forma general, como una herramienta que resume la tendencia de la respuesta y como función de las covariables \mathbf{x} y produce un estimador \hat{f} que es menos variable (ruidoso) que la respuesta en si. Como se mencionó con anterioridad, estos suavizadores son de naturaleza no paramétrica pues no se asume una dependencia rígida de y en \mathbf{x} .¹³ Como su nombre lo indica, usualmente se busca que éstos sean monótonos y *suficientemente suaves*, entendido como k veces diferenciables, sin embargo, no siempre es el caso. Como ejemplos prácticos de métodos no paramétricos, se encuentran los ajustes de medias móviles y el suavizamiento LOESS, (Cleveland y Devlin 1988).¹⁴

En un GAM la estimación de las funciones f_j , se lleva a cabo tradicionalmente empleando el algoritmo de ajuste hacia atrás (*backfitting algorithm*), Hastie y Tibshirani (1986). Este procedimiento, busca dar estimadores de cada f_j de forma iterativa por componentes, utilizando como regresores los residuales parciales. Por ejemplo, sea $d = 2$ y $g^{-1}(w) = w$ la

13. Las técnicas no paramétricas están fuera del alcance de este trabajo. Sin embargo, vale la pena una mención especial por su funcionalidad, practicalidad y forma intuitiva, además del sinfín de aplicaciones que tienen. Una guía comprensiva de estas se encuentra en el libro Wasserman (2007).

14. El suavizamiento LOESS, *locally estimated scatterplot smoothing*, es un tipo de regresión local que ajusta modelos más simples a subconjuntos de los datos para construir una función global que describa de forma no lineal la variabilidad intrínseca presentada.

función identidad, quedando así el modelo:

$$\mathbb{E}[y_i|\mathbf{x}_i] = f_0 + f_1(x_1) + f_2(x_2).$$

Dados estimadores preliminares \hat{f}_0 y \hat{f}_1 de las respectivas funciones f_0 y f_1 , se definen los residuales parciales: $\mathbb{E}[y_i|\mathbf{x}_i] - (\hat{f}_0 + \hat{f}_1(x_1))$ sobre los cuales se busca suavizar f_2 . Este proceso resulta en una mejor estimación de la función f_2 , con la cual, se puede mejorar el estimador de f_1 . Ese proceso se lleva a cabo de forma iterativa, hasta que el cambio en las funciones f_j sea menor que un umbral especificado.¹⁵ Este algoritmo, se puede extender para d y g arbitrarias y es bastante flexible a modificaciones. En un GAM, las curvas resultantes de las funciones f_j son suaves y lejos de ser lineales. Asimismo, sus formas, pueden ayudar a entender el fenómeno subyacente.

Los GAM en el contexto de este trabajo

Sin dudar de la elegancia y practicidad de los métodos no paramétricos, para este trabajo, se opta por modificar el enfoque original de los GAM y darles una forma rígida a las funciones f_j , regresando a los dominios de la estadística semiparamétrica. Se toma ésta decisión pues se busca profundizar en los polinomios por partes estudiados en la siguiente sección 2.3 que componen a las funciones f_j . Aunque pareciera una desviación considerable del trabajo original de Hastie y Tibshirani, en realidad en el apéndice A se detalla cómo los polinomios por partes son el resultado de plantear la idea de suavizamiento como un problema de optimización. Asimismo, los GAM son tan flexibles en su definición (y concepción) que es usual restringir las funciones f_j con formas funcionales concretas.¹⁶

15. La demostración de convergencia de un GAM se encuentra en Stone (1985).

16. Capítulo 9.1 y Ejemplo 5.2.2 de Hastie, Tibshirani y Friedman (2008)

Bajo esta óptica, para este trabajo se retienen dos de las ideas fundamentales de los GAM: aditividad y las transformaciones por componentes de las covariables. Es decir, la definición de un GAM (2.11) sustituye el predictor lineal tradicional de los GLM (2.1), $\eta(\mathbf{x}_i) = \beta_0 + \tilde{\beta}^t \mathbf{x}_i$, por una suma de funciones $\sum_j^d f_j(x_j)$ más un intercepto constante f_0 (que juega el papel de β_0) dando lugar a la ecuación (2.12):

$$\eta(\mathbf{x}_i) = f_0 + f_1(x_{i,1}) + f_2(x_{i,2}) + \dots + f_d(x_{i,d}). \quad (2.12)$$

Esta ecuación, será el predictor lineal usado en la implementación final del *bpwpm*.

Se hace notar que, a diferencia de los modelos lineales donde se tiene a los parámetros β incluidos en la expansión de η , en los GAM los parámetros se incluyen dentro de cada una de las f_j pues, los efectos de cada covariable son resumidos dentro de las mismas transformaciones. Aunque se pueden agregar parámetros que ponderen cada f_j , sobre-parametrizar puede llevar a la incorrecta especificación del modelo y caer en problemas de identificabilidad de los parámetros.

Al entender que cada f_j es una transformación no-lineal de x_j (como lo sería una transformación logarítmica o una transformación Box-Cox) se le regresa cierta interpretabilidad al modelo. Es decir, cada $f_j(x_{i,j})$ es el efecto que tiene la covariable j , para una observación i , en la clasificación. Por lo tanto y heredado de la identidad (2.10) si f_j es más positiva para esta observación i , se tiene mayor evidencia (en el componente j) de que la respuesta binaria asociada y_i sea uno. En la peculiaridad de que $d = 2$, se podrá visualizar, no solo las funciones f_j de manera independiente, sino toda $\eta(\mathbf{x}_i)$ en \mathbb{R}^3 como una serie de picos y valles donde será positiva en caso de que y_i sea clasificada como uno y negativa en caso de que sea cero. Esta propiedad se puede visualizar 5.11d en la imagen de la página 89 entre otras gráficas del trabajo.

La inclusión de un término independiente f_0 es importante en los GAM pues es uno de los resultados de la derivación mencionada en el apéndice A. Asimismo, se debe considerar el caso tal que $f_j(x_j) = 0 \quad \forall j$ de donde se necesita un término independiente f_0 . Para este trabajo al término f_0 se le da el mismo tratamiento que el de un parámetro independiente convencional, por lo tanto, se estima usando el mismo procedimiento que todos los demás parámetros. Este hecho se esclarecerá en las secciones subsecuentes. Las imágenes 5.2c y 5.2d de la página 72, son solo algunos ejemplos de las posibles formas finales que pueden adoptar las funciones f_j . Para esa realización particular del modelo, están compuestas por segmentos de recta que no son suaves.

2.3. Funciones f_j

Finalmente se trata la parte más profunda del modelo, las funciones f_j que, como se mencionó anteriormente, son transformaciones no lineales de cada componente x_j . Lo que buscan es suavizar la nube de datos, para posteriormente sumarlas entre si y dar una media η que resuma toda la información en un número real. Como se menciona en la introducción de Härdle y col. (2004), el suavizamiento de los datos es central en la estadística inferencial. La idea es extraer la señal entre el ruido y para ello, se intenta estimar y modelar la estructura subyacente. Este suavizamiento, se llevará a cabo usando una expansión en bases funcionales, particularmente el tipo de polinomios por partes presentados en Denison, Mallick y Smith (1998). Toda la siguiente sección se concentra en describir las formas funcionales de las sub-funciones que componen a las funciones f_j y por ende a η .

2.3.1. Expansión en bases funcionales

Saliendo por un momento del dominio de la estadística, se definen las expansiones en bases funcionales. Sin entrar mucho en los detalles técnicos, dado un espacio funcional¹⁷ se puede representar cualquiera de sus elementos, en este caso una función arbitraria h , como la combinación lineal de los elementos de la base $\Psi_l : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ y constantes $\beta_l \in \mathbb{R}$, análogo al espacio vectorial canónico \mathbb{R}^d . En particular (y dados los objetivos del trabajo) se considera el espacio funcional que mapea \mathbb{R}^d a \mathbb{R} , definiendo entonces la expansión en bases funcionales:

$$h(\mathbf{x}) \approx \sum_{l=1}^N \beta_l \Psi_l(\mathbf{x}) = \tilde{\boldsymbol{\beta}}^t \boldsymbol{\Psi}(\mathbf{x}). \quad (2.13)$$

Bajo esta definición, $\boldsymbol{\Psi}(\mathbf{x}) = (\Psi_1(\mathbf{x}), \dots, \Psi_N(\mathbf{x}))^t$ es un vector cuyos elementos $\Psi_l(\mathbf{x})$ son llamados funciones base y tienen el mismo mapeado que h . De la misma forma $\tilde{\boldsymbol{\beta}} = (\beta_1, \dots, \beta_N)^t$ es un vector de coeficientes constantes. Finalmente, $N \in \mathbb{N}$ es un entero mayor o igual a la dimensión del espacio funcional que se maneja.¹⁸

En un contexto estadístico de regresión, se definen los modelos lineales de bases funcionales,¹⁹ capítulo 3 de Bishop (2006), como:

$$h(\mathbf{x}) = \beta_0 + \sum_{l=1}^N \beta_l \Psi_l(\mathbf{x}) = \beta_0 + \tilde{\boldsymbol{\beta}}^t \boldsymbol{\Psi}(\mathbf{x}), \quad (2.14)$$

lo cual es idéntico a (2.13) con la adición del término independiente β_0 . Para los objetivos del modelo *bpwpm*, se busca representar una transformación de la media condicional de la respuesta por una función dependiente de los datos, es decir: $h(\mathbf{x})$ es equivalente a

17. Espacio vectorial cuyos elementos son funciones con una topología dada.

18. Al trabajar con espacios funcionales con $h(x)$ continua, para que se de la igualdad estricta se requiere que $N = \infty$ (Bergstrom 1985).

19. *Linear basis function models*.

$g(\mathbb{E}[y|\mathbf{x}]) = \eta(\mathbf{x})$. Por lo tanto se puede pensar que esta función h , que es análoga a la función de predicción η , también puede ser expresada como su expansión en bases funcionales.²⁰

La idea, es que se remplace (o se aumente) la cantidad de covariables \mathbf{x} con transformaciones de éstas, capturadas en el vector $\Psi(\mathbf{x})$ de igual o mayor dimensión. Como ejemplos ilustrativos de Ψ se tiene en la literatura:

$\Psi_l(\mathbf{x}) = x_l \quad \forall l = 1, \dots, N = d$, recuperan de un GLM tradicional.

$\Psi_l(\mathbf{x}) = \ln x_l$ ó $x_l^{1/2}$ para alguna $l = 1, \dots, N = d$, donde se tienen transformaciones no lineales en cada una (o algunas) de las covariables.

$\Psi_l(\mathbf{x}) = \exp \left\{ -\frac{(x_l - \mu_l)^2}{2s^2} \right\} \quad l = 1, \dots, N = d$ una expansión en bases gaussianas con μ_j el parámetro que gobierna la ubicación y s la escala de las funciones bases.

$\Psi_l(\mathbf{x}) = x_j^a I(\tau_b \leq x_j < \tau_c)$ para alguna j y $\forall l = 1, \dots, N$ con $a \in \mathbb{N}$ y τ_b, τ_c nodos fijos. Dando lugar a una expansión en bases polinómicas como la que se usa en este trabajo (sección 2.3.2).

$\Psi_l(\mathbf{x}) = x_j x_k \quad \forall l = 1, \dots, N$, para alguna j, k . Dando lugar a un modelo con interacciones.

Como se ve, esta representación es tan flexible que engloba muchos de los modelos y transformaciones posibles en el mundo de las regresiones, uniendo temas de análisis funcional con estadística aplicada. Asimismo esta representación ha resultado ser de gran utilidad en casos donde los patrones entre las covariables son no lineales. Se hace notar que el último ejemplo rompe con la aditividad inherente de las covariables en los modelos que se han estudiado has-

20. Un supuesto fuerte pero útil pues la verdadera η puede no ser expresada como una suma finita de bases Ψ . En realidad, a menos que se conozca el proceso generador de los datos, η no se puede conocer.

ta ahora, mostrando que esta generalización no está restringida a ser completamente aditiva en covariables. Sin embargo $h(x)$, por su construcción, siempre es lineal en los parámetros β pero, usualmente, no lineal en las covariables, dependiendo de la forma de $\Psi(\mathbf{x})$.

Dependiendo del tipo de datos y el propósito del modelo, puede ser conveniente usar algún tipo de funciones base sobre otras. Sin embargo, sobre todo cuando se tiene poca o ninguna experiencia con los datos, se busca una representación flexible (por no llamarla ingenua) de éstos. El método más común es tomar una familia grande de funciones que logre representar una gran variedad de patrones. No obstante, una desventaja de estos métodos es que al contar con una cantidad muy grande de funciones base y por ende parámetros, se requiere controlar la complejidad del modelo para evitar el *sobre-ajuste*.²¹ Algunos de los métodos más comunes para lograrlo son los siguientes, Hastie, Tibshirani y Friedman (2008):

Métodos de restricción: se selecciona un conjunto finito de funciones base y su tipo, limitando así las posibles expansiones. Los modelos aditivos como los usados en este trabajo, son un ejemplo de esto.

Métodos de selección de variables: como lo son los modelos CART y MARS,²² donde se explora de forma iterativa las funciones base y se incluyen aquellas que contribuyan a la regresión de forma significativa.

Métodos de regularización: donde se busca controlar la magnitud los coeficientes, buscando que la mayoría de ellos sean cero, como lo son los modelos *Ridge* y *LASSO* entre otros.²³

21. Seguir los datos tan de cerca que se pierda la señal entre el ruido.

22. *Classification & regression tree* (Breiman y col. 1984) y *multivariate adaptive regression splines* (Friedman 1991) respectivamente.

23. *Least absolute shrinkage and selection operator* (Hoerl y Kennard 1970; Tibshirani 1996)

Para los objetivos de este trabajo, lo que se busca expresar en su expansión de bases funcionales no es la función de predicción η completa, sino cada uno de sus componentes aditivos f_j . Al aislar cada función f_j que dependen únicamente de una variable real $x_j \quad \forall j$, es decir: $f_j : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \quad \forall j$, se puede simplificar la exposición y reducir el número de índices pues sus expresiones algebraicas son idénticas.

2.3.2. Polinomios por partes y *splines*

Los polinomios por partes, por su flexibilidad, han resultado ser de gran utilidad en diversas ramas de las matemáticas. En particular, en el mundo de la estadística surgen de forma natural como solución a varios problemas de modelado (ver apéndice A). No obstante, antes de exponer la representación final de las funciones f_j , se da una exposición constructiva de los polinomios por partes. Se usa como referencia las primeras dos secciones de el Capítulo 5 de Hastie, Tibshirani y Friedman (2008) y Wahba (1990).

Sea $x \in [a, b] \subseteq \mathbb{R}$, se busca separar $[a, b]$ en J intervalos. Por lo tanto, se define una partición correspondiente $\mathcal{P} = \{\tau_1, \dots, \tau_{J-1}\}$ tal que $a \leq \tau_1 < \dots < \tau_{J-1} \leq b$. Las constantes τ son llamadas *nodos*.²⁴ Con los nodos seleccionados, se puede representar a diferentes niveles de precisión una función arbitraria h , a través de su expansión análoga a la ecuación (2.13), donde cada Ψ_j será una función que depende, tanto de la partición \mathcal{P} como de la variable real x .

Para ilustrar se presenta un ejemplo sencillo. Primero, se parte el intervalo en tres pedazos ($J = 3$) definiendo una partición con dos nodos, es decir: $\mathcal{P} = \{\tau_1, \tau_2\}$. Posteriormente, a

24. En la definición, se puede incluir o no la frontera dependiendo de si se busca hacer inferencia fuera del intervalo acotado de los datos.

cada subintervalo se le asocia una función Ψ_j tales que:

$$\Psi_1(x, \mathcal{P}) = I(x < \tau_1)$$

$$\Psi_2(x, \mathcal{P}) = I(\tau_1 \leq x < \tau_2)$$

$$\Psi_3(x, \mathcal{P}) = I(\tau_2 \leq x),$$

con $I(\cdot)$ la función indicadora que vale uno si x se encuentra en la región y cero en otro caso.

Con esta definición, se construye una función por partes h :

$$\begin{aligned} h(x) &= \sum_{l=1}^J \beta_l \Psi_l(x) \\ &= \beta_1 I(x < \tau_1) + \beta_2 I(\tau_1 \leq x < \tau_2) + \beta_3 I(\tau_2 \leq x). \end{aligned}$$

Esta función h es una función escalonada, en el sentido de que cada región de x tiene un nivel β_j . En la imagen 2.2 se observa una función de este tipo escogiendo los nodos en $\tau_1 = 1$ y $\tau_2 = 2$. En un contexto de regresión, los puntos azules representan los datos $\{(y_i, x_i)\}_{i=1}^n$ y la línea roja, la función $h(x)$ compuesta por polinomios por partes constantes en cada subintervalo. Al hacer el ajuste y estimar los parámetros utilizando el método OLS, resulta que cada $\hat{\beta}_j = \bar{y}_j$, es decir, para cada subintervalo el mejor estimador constante es el promedio de los puntos de esa región. Resultando así en los parámetros estimados $\hat{\beta}_1 = 2, \hat{\beta}_2 = 1$ y $\hat{\beta}_3 = 3$ respectivamente.

Se hace notar que esta definición *transforma* el espacio original $x \in [a, b] \subseteq \mathbb{R}$ de una dimensión a uno de tres dimensiones (uno por cada función base) resultando que se necesiten estimar tres parámetros. Esta idea de aumento artificial en la dimensionalidad a lo largo del rango del intervalo es una idea fundamental para este trabajo que se explorará a detalle más adelante.

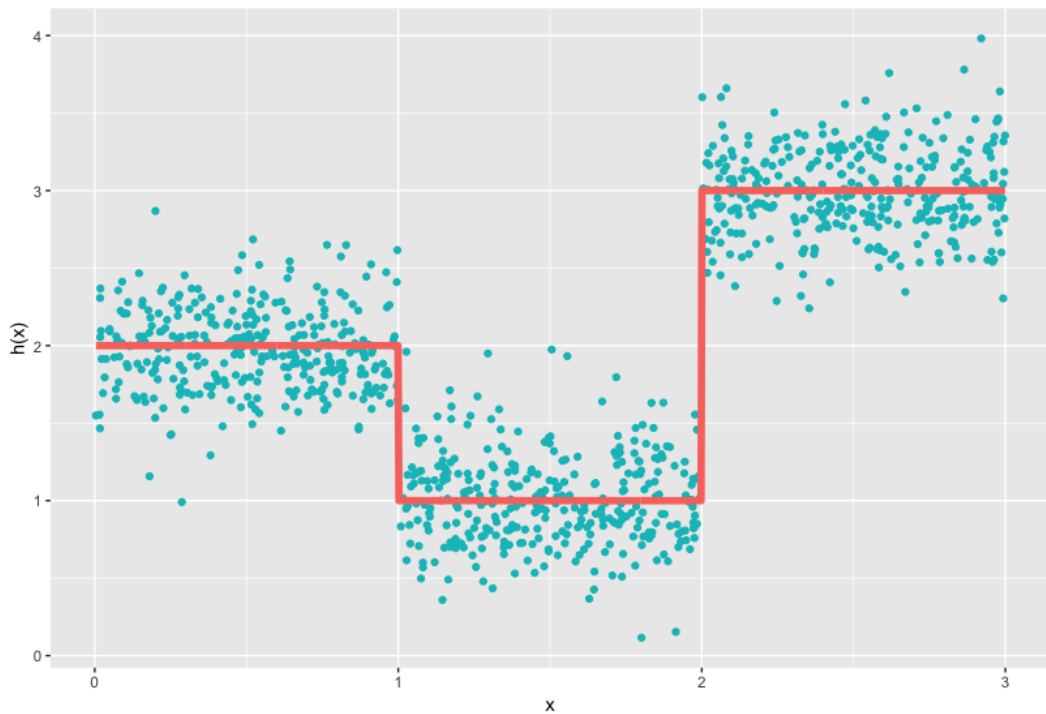


Figura 2.2: Polinomio por partes constante en cada subintervalo

Con este ejemplo, al partir el intervalo (aumentando la dimensionalidad) y construir funciones más sencillas sobre ellos, se ilustra a grandes rasgos cómo funcionan los polinomios por partes. Sin embargo, éstos pueden ser mucho más flexibles pues a cada intervalo se puede ajustar un polinomio de grado arbitrario $(M - 1)$.²⁵ Adicionalmente, se pueden añadir restricciones de continuidad en los nodos y no sólo continuidad entre los polinomios, sino continuidad en las derivadas. Esta es la flexibilidad de los polinomios por partes, que se les puede pedir cuanta *suavidad*, o no, se requiera, entendida como la continuidad de la (\tilde{K}) -ésima derivada.

²⁵ Se usa esta convención pues, para representar un polinomio de grado $M - 1$ se necesitan M elementos en la base.

Número total de funciones bases N

Para formalizar la idea anterior, al tomar una expansión de bases para cada subintervalo, el número de funciones base aumenta en J por cada grado del polinomio que se agregue, dando un total de $J \times M$ bases funcionales. Esto ocurre porque se necesita definir una base de tamaño M para cada subintervalo $j = 1, \dots, J$, es decir, $\mathcal{B} = \{1, x, x^2, \dots, x^{M-1}\}$ con \mathcal{B} la base. Esta definición, deriva en polinomios que se comportan de forma independiente en cada intervalo y no se conectan. Naturalmente, la primera condición en la que se piensa, es imponer continuidad en los nodos lo cual devuelve $(J - 1)$ parámetros que corresponden a los $(J - 1)$ nodos. De la misma forma, cada grado de continuidad en las derivadas que se le pida al polinomio, lo restringe y por ende, devuelve el mismo número de funciones bases, se denota por \tilde{K} este número. Sin embargo, es más intuitivo pensar en un parámetro $K = \tilde{K} + 1$ como el número de restricciones que se imponen en los nodos. Es decir, $K = 0$ implica intervalos independientes, $K = 1$, implica que los polinomios se conectan, $K = 2$ implica continuidad en la primera derivada ($\tilde{K} = 1$) y así sucesivamente. Bajo esta definición los polinomios por partes tienen un total de:

$$N(M, J, K) = JM - K(J - 1) \quad (2.15)$$

bases funcionales y por ende, el mismo número de parámetros β por estimar. Dada la construcción y las características de M , J y K se derivan de forma trivial las restricciones para estos parámetros: $M > K \geq 0$ y $J > 1$.

La palabra *spline* usualmente se usa para designar a un grupo particular de polinomios por partes. Sin embargo, no hay consenso en la literatura de su definición exacta. Para este trabajo se usa la definición de Wasserman (2007) y Hastie, Tibshirani y Friedman (2008). Un *spline de grado M* es un polinomio por partes de grado $M - 1$ y continuidad hasta la

$(M-2)$ -derivada, es decir, se impone la restricción adicional $K = M - 1$. Se hace notar, que existen muchos tipos de *splines*, como lo son los B-Splines. Dependiendo de la aplicación, se pueden construir más o menos flexibles o más rápidos en su implementación computacional. En De Boor (1978) y más recientemente Wahba (1990) se hacen tratados extensivos sobre ellos y sus generalizaciones. Los *splines* cúbicos se han popularizado en la literatura, pues resultan en curvas suaves al ojo humano, reteniendo suficiente flexibilidad para aproximar una gran cantidad de funciones.

Polinomios por partes flexibles

Habiendo definido M , J y K y por ende el número de funciones base N , finalmente se le puede dar forma funcional a la familia de funciones base Ψ que se usan en este trabajo, legado del trabajo Denison, Mallick y Smith (1998). Se define primero, la función auxiliar *parte positiva* para poder escribir polinomios por partes en una sola línea. Sea $a \in \mathbb{R}$ entonces:

$$a_+ = \max\{0, a\},$$

simplificando la notación.

Definición 2.6. Expansión en bases truncada, Denison, Mallick y Smith (1998):

$$h(x) = \sum_{l=1}^N \beta_l \Psi_l(x, \mathcal{P}) = \tilde{\beta}^t \Psi(x, \mathcal{P}) \quad (2.16)$$

donde, $N = JM - K(J - 1)$

$$= \underbrace{\sum_{\hat{i}=0}^{M-1} \beta_{\hat{i},0} x^{\hat{i}}}_{\text{polinomio base}} + \underbrace{\sum_{\hat{i}=K}^{M-1} \sum_{\hat{j}=1}^{J-1} \beta_{\hat{i},\hat{j}} (x - \tau_{\hat{j}})^{\hat{i}}_+}_{\text{parte truncada}} \quad (2.17)$$

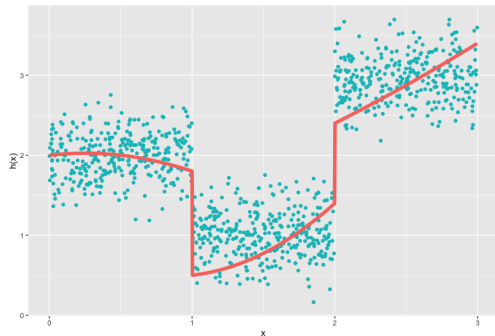
Esta expansión en bases, que representa un polinomio por partes, es prácticamente la expansión de bases implementada en el modelo final. Se hace notar, que la flexibilidad viene derivada de las múltiples posibles elecciones para M , J y K .

Al primer sumando de (2.17) se le conoce como polinomio base (*baseline polynomial*), pues afecta a todo el intervalo de definición $[a, b]$ al no estar afectado por los nodos. El segundo sumando, conocido como la parte truncada, controla la suavidad entre los nodos. Es decir, por cada nodo $\hat{j} = 1, \dots, J - 1$ se tienen $M - K$ funciones parte positivas $(\cdot)_+$ que se activan (se vuelven positivas) a medida que x recorre su dominio $[a, b]$ hacia la derecha y va pasando por los nodos τ_j . Estas funciones parte positiva, van capturando los efectos de los intervalos anteriores que, al combinarlos con el primer sumando, definen un polinomio de grado $M - 1$ en todo el intervalo.²⁶ La principal utilidad de esta expansión, es que engloba todas las ideas antes mencionadas en tres parámetros: M , J y K , al escogerlos, se pueden representar un gran número polinomios por partes. Para ejemplificar se observa la figura 2.3: en la primera imagen (2.3a) se tienen parábolas disjuntas ($M = 3, K = 0$), mientras que en la segunda (2.3b) se recupera la definición de *splines* al dejar que $K = M - 1 = 3$, resultando en funciones cúbicas por partes conectadas por los nodos y suaves hasta la segunda derivada.

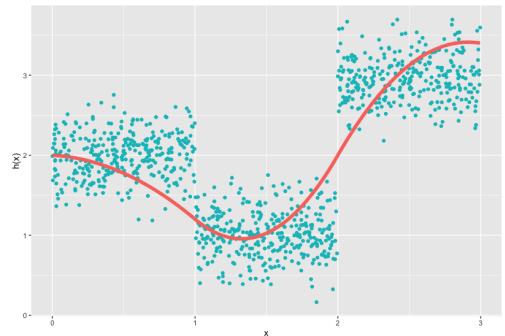
Para facilitar la interpretación de los parámetros y la expansión de (2.17), los parámetros β cuentan dos índices: \hat{i} y \hat{j} . El índice \hat{i} siempre estará asociado al grado de su función base asociada, es decir, si $\hat{i} = 2$ se está hablando de un término de grado 2. En el segundo sumando (la parte truncada) el índice \hat{i} comienza en K para codificar las restricciones de continuidad.²⁷ El segundo índice $\hat{j} = 1, \dots, J - 1$ describe el nodo al que está asociado el

26. Esta expansión, surge de integrar un polinomio por partes, constante en cada subintervalo, $M - 1$ veces, pues las constantes de integración se pueden agrupar en el polinomio base.

27. Esta codificación es sutil pues, al hacer la demostración de continuidad, hay que considerar los límites izquierdos y derechos. Los límites izquierdos siempre coinciden con la función en el nodo. Sin embargo, los términos $(x - \tau)_+^K$ se desvanecen únicamente hasta la (K) -ésima derivada. Para la $(K + 1)$ -derivada, el coeficiente correspondiente se suma a la función y rompe la continuidad pues no corresponde el límite derecho.



(a) $M = 3, J = 3$ y $K = 0$



(b) *Splines cúbicos*: $M = 4, J = 3$ y $K = 3$

Figura 2.3: Dos ejemplos de la flexibilidad alcanzada por la representación (2.17)

parámetro. Como convención, si $\hat{j} = 0$, se hace referencia al primer sumando (el polinomio base) que siempre está activo sobre el intervalo.

La ecuación (2.16) es una expansión en bases arbitrarias análoga a definición de (2.13). Sin embargo, que en (2.16) se hace referencia a β con un solo índice $l = 1, \dots, N^*$ mientras que en (2.17) con dos. Esta disparidad surge de la necesidad de una doble interpretación de la expresión; como una expansión de bases arbitrarias Ψ_l y su correspondiente expansión en bases truncadas. Sin embargo, existe una biyección notacional unívoca entre los elementos β_l , $\beta_{i,j}$ y Ψ_l presentada en la tabla 2.1 de la página 31. Esta tabla ayuda no sólo a esclarecer la notación, sino a expresar los polinomios de forma matricial que posteriormente se implementará en el algoritmo.

Los nodos τ : el trabajo de Denison, Mallick y Smith

Las ideas de Denison, Mallick y Smith (1998), van más allá de la ecuación (2.17). En su trabajo, los autores presentan un método automático bayesiano para estimar relaciones

β_l	$\beta_{i,j}$	$\Psi_l(x, \mathcal{P})$	
Subíndice l	Subíndices \hat{i}, \hat{j}	Función Base	
1	0, 0	1	} M elementos
2	1, 0	x	
\vdots	\vdots	\vdots	
M	$M - 1, 0$	x^{M-1}	
$M + 1$	$K, 1$	$(x - \tau_1)_+^K$	} $M - K$
$M + 2$	$K + 1, 1$	$(x - \tau_1)_+^{K+1}$	
\vdots	\vdots	\vdots	
$M + (M - K)$	$M - 1, 1$	$(x - \tau_2)_+^{M-1}$	
$M + (M - K) + 1$	$K, 2$	$(x - \tau_2)_+^K$	} $M - K$
$M + (M - K) + 2$	$K + 1, 2$	$(x - \tau_2)_+^{K+1}$	
\vdots	\vdots	\vdots	
$M + 2(M - K)$	$M - 1, 2$	$(x - \tau_2)_+^{M-1}$	
\vdots	\vdots	\vdots	} $M - K$
$M + (J - 2)(M - K) + 1$	$K, J - 1$	$(x - \tau_{J-1})_+^K$	
$M + (J - 2)(M - K) + 2$	$K + 1, J - 1$	$(x - \tau_{J-1})_+^{K+1}$	
\vdots	\vdots	\vdots	
$M + (J - 1)(M - K)$	$M - 1, J - 1$	$(x - \tau_{J-1})_+^{M-1}$	} $M - K$
\vdots	\vdots	\vdots	
\vdots	\vdots	\vdots	
\vdots	\vdots	\vdots	

} $\times (J - 1)$ veces

Tabla 2.1: Biyección notacional entre β_l , $\beta_{i,j}$ y sus correspondientes funciones base Ψ_l .

Se tiene un total de $N = M + (J - 1)(M - K) = JM - K(J - 1)$ términos, ecuación (2.15). Por construcción, se es consistente con la definición de *spline* si $K = M - 1$.

funcionales complejas. En su trabajo original plantean el problema para un conjunto de datos $\{(y_i, x_i)\}_{i=1}^n$ donde buscaban ajustar una curva tal que $\mathbb{E}[y|x] = h(x)$, de forma análoga:

$$y_i = h(x_i) + e_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2.18)$$

donde e_i son variables aleatorias con media cero ($\mathbb{E}[e_i] = 0 \quad \forall i$) y varianza constante ($\mathbb{V}[e_i] = \sigma^2 \quad \forall i$). Se observa como bajo este contexto, h es análoga a la η definida con anterioridad.

Para lograrlo, utilizan el polinomio definido en (2.17) y desarrollan un procedimiento bayesiano para la estimación de los nodos τ que son tradicionalmente fijos. Este procedimiento permite modelar a la vez J aumentando o disminuyendo la cantidad de nodos, desarrollando un algoritmo de muestreo Gibbs trans-dimensional, es decir, el algoritmo cambia el número de parámetros en cada iteración. Esta generalización, logra estimaciones robustas que logran aproximar funciones continuas *casi en todas partes* como lo son la función Doppler, funciones por bloques y funciones con picos pronunciados. Con lo anterior, los autores ilustran que el supuesto de suavidad en h , aunque útil, no siempre es necesario. Muchas funciones discontinuas no se podrían estimar del todo usando polinomios continuos como los *splines*. Al final, todo depende de la *rugosidad* de los datos y el propósito del modelo.

La ventaja de que nodos sean parámetros por estimar, es que éstos se pueden concentrar en los lugares donde la función varía más. Al contrario, si la función es relativamente suave para algún intervalo se utilizan pocos nodos. Por ejemplo en la figura 2.4, tomada de Denison, Mallick y Smith (1998), al inicio la curva fluctúa mucho y se utilizan una gran cantidad de nodos mientras que en la cola la función es más suave y se utilizan menos.

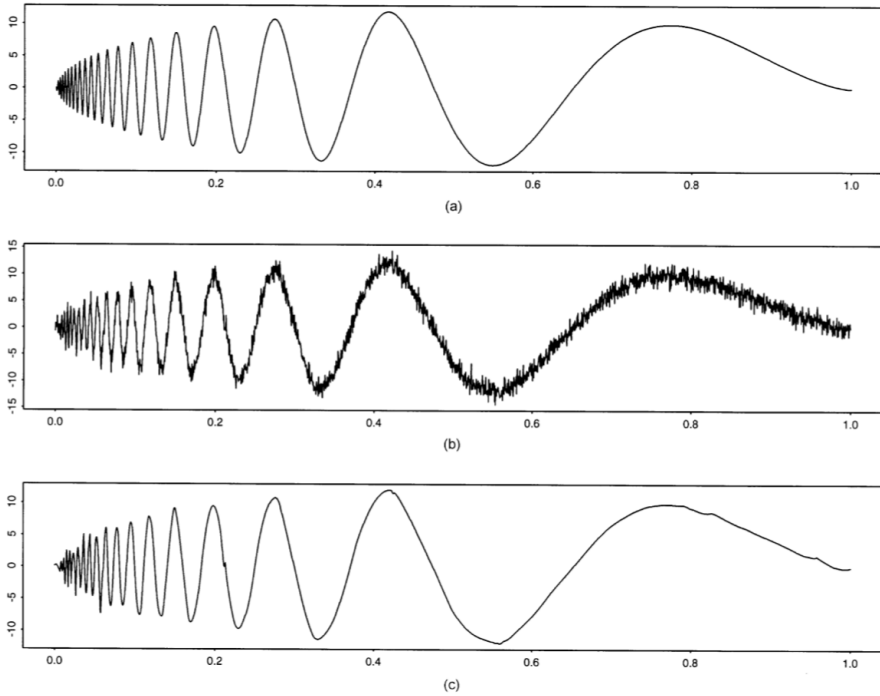


Imagen originalmente presentada en Denison, Mallick y Smith (1998). (a) es la función original de prueba, (b) es la función por ajustar (con ruido añadido) y (c) es la función ajustada.

Figura 2.4: Ejemplo del *Ajuste Bayesiano Automático de Curvas* aplicado a la función Doppler

2.4. Primer vistazo al modelo *bpwpm*

Después de esta extensa discusión teórica, finalmente se está en posición de sintetizar muchas de las ideas construidas con anterioridad y dar de forma preliminar una visión general del modelo.

Se supone lo siguiente: $\{(y_i, \mathbf{x}_i)\}_{i=1}^n$ es el conjunto de datos observados independientes, con n el tamaño de la muestra, donde $y_i \in \{0, 1\}$ son las variables de respuesta binarias, $\mathbf{x}_i \in \mathcal{X}^d \subseteq \mathbb{R}^d$ las covariables o regresores y $d \in \mathbb{N}$ la dimensionalidad de las covariables.²⁸ Estos datos se organizan y se representan en una tabla (o matriz) como la presentada en la tabla 2.2. En ella, cada fila $i = 1, \dots, n$ representa una observación. La primer columna corresponde al vector de respuestas y las columnas subsecuentes $j = 1, \dots, d$ representan una covariable. Es útil pensar en estas columnas como d *dimensiones* que contienen información que induce la clasificación binaria en y_i .

$$\left[\begin{array}{c|c} y_1 & \mathbf{x}_1 \\ \vdots & \vdots \\ y_n & \mathbf{x}_n \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c|ccc} y_1 & x_{1,1} & \dots & x_{1,d} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ y_n & x_{n,1} & \dots & x_{n,d} \end{array} \right]$$

Tabla 2.2: Estructura asumida en los datos

Asimismo, se define el espacio de covariables \mathcal{X}^d como el producto cartesiano de los rangos de cada covariable j . Esta definición, está relacionada con los polinomios por partes f_j estudiados en la sección 2.3. Para el modelo, se supone que \mathcal{X}^d es cerrado y acotado de la

28. En el lenguaje de aprendizaje de máquina, es usual hablar de *outputs* e *inputs* o *features* para referirse a y_i y \mathbf{x}_i respectivamente (Alpaydin 2014).

forma:

$$\begin{aligned}
\mathcal{X}^d &= \mathcal{X}_1 \times \mathcal{X}_2 \times \dots \times \mathcal{X}_d \\
&= [a_1, b_1] \times [a_2, b_2] \times \dots \times [a_d, b_d] \subseteq \mathbb{R}^d \\
\text{con} \quad a_j &= \min \{x_{1,j}, \dots, x_{n,j}\} \\
b_j &= \max \{x_{1,j}, \dots, x_{n,j}\}
\end{aligned}$$

para todo $j = 1, \dots, d$.

Definición 2.7. El modelo *bpwpm* (preliminar). Para cada observación $i = 1, \dots, n$:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \iff z_i > 0 \\ 0 & \iff z_i \leq 0 \end{cases} \quad (2.7)$$

$$z_i \mid \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1) \quad (2.8)$$

$$\eta(\mathbf{x}_i) = f_0 + f_1(x_{i,1}) + f_2(x_{i,2}) + \dots + f_d(x_{i,d}) \quad (2.12)$$

$$f_j(x_{i,j}) = \sum_{l=1}^{N^*} \beta_{j,l} \Psi_l(x_{i,j}, \mathcal{P}_j) \quad \forall j = 1, \dots, d \quad (2.19)$$

donde, $\eta(\mathbf{x}_i)$ es un predictor no lineal que mapea \mathcal{X}^d a \mathbb{R} , N^* es el número total de funciones base $\Psi(\cdot)_l$, $\beta_{j,l}$ los parámetros de modelo y \mathcal{P}_j una partición en nodos del espacio de covariables.

Esta definición, rescata las identidades (2.7) y (2.8) del modelo probit (definición 2.3), haciendo la liga de las covariables reales \mathbf{x}_i con la variable de respuesta binaria y_i a través de las variables latentes z_i . Asimismo, recupera las ideas de los GAM sintetizadas en la ecuación (2.12), especificando la media de las variables latentes z_i , al darle forma funcional

aditiva a $\mathbb{E}[z_i|\mathbf{x}_i] = \eta(\mathbf{x}_i)$.

Por último, esta definición introduce la identidad (2.19) definiendo a cada una de las funciones $f_j \forall j$ en la parte más profunda del modelo. Estas funciones $f_j : \mathcal{X}_j = [a_j, b_j] \rightarrow \mathbb{R}$, como se estudió en la sección 2.3, realizan una transformación no lineal de las covariables $x_{i,j}$ mediante una expansión en bases funcionales. El objetivo de esta expansión es expresar cada f_j de una forma flexible, a través de la suma ponderada de funciones base $\Psi_{j,l}(x_{i,j}, \mathcal{P}_j)$ y parámetros desconocidos $\beta_{j,l}$ los cuales se deben de estimar. Asimismo, las funciones base dependen de tres componentes: las covariables $x_{i,j}$, una partición \mathcal{P}_j para cada intervalo $\mathcal{X}_j = [a_j, b_j] \quad \forall j = 1, \dots, d$ y el número total de funciones base $N^* \in \mathbb{N}$. Sus formas funcionales, no son más que truncamientos de orden mayor en las covariables, por ejemplo: $(x_{i,j} - a)_+^b$ con a, b constantes definidas por N^* y $(\cdot)_+$ la función parte positiva, dando lugar a la expansión en polinomios por partes similar a la presentada en Denison, Mallick y Smith (1998).

No obstante, bajo las definiciones anteriores aún se tiene un problema de confusión en los parámetros. Al ya tener un término independiente $f_0 = \beta_0$ en (2.21), para preservar la identificabilidad de los parámetros se deben realizar unas pequeñas modificaciones a (2.17). Los parámetros confundidos pueden tener dos orígenes. Primero, si se permite que $K = 0$ (polinomios discontinuos) el segundo sumando tendría términos independientes no deseados. Esto se arregla fácilmente imponiendo la restricción de continuidad en los polinomios, es decir, $K > 0$.²⁹ Segundo, se debe retirar el término independiente inherente en el polinomio base, es decir, comenzar el primer sumando de (2.17) en uno en vez de cero. Esta modificación retira una función base modificando N y convirtiéndola en la N^* que se observa en (2.19).³⁰

29. De manera preeliminar, se implementó una versión del algoritmo que permitía esta confusión. El ajuste no mejoraba cuando $K = 0$ y solamente causaba que las cadenas simuladas de los parámetros no convergieran debidamente. Sin embargo, en los polinomios resultantes sí se observaba la discontinuidad.

30. Denison, Mallick y Smith resuelven este problema de identificabilidad al solamente usar una covariable para la estimación de las curvas, permitiendo retirar uno de los parámetros independientes sin penalización. Asimismo, su algoritmo automático trans-dimensional les permitía tener polinomios por partes discontinuos.

Juntando estos cambios, (2.17) se redefine como:

$$\begin{aligned}
h(x) &= \sum_{l=1}^{N^*} \beta_l \Psi_l(x, \mathcal{P}) \\
\text{con } N^* &= J \times M - K(J-1) - 1 \\
\text{donde: } M &> K > 0 \text{ y } J > 1 \\
&= \sum_{i=1}^{M-1} \beta_{i,0} x^{\hat{i}} + \sum_{i=K}^{M-1} \sum_{j=1}^{J-1} \beta_{i,j} (x - \tau_j)^{\hat{i}}. \tag{2.20}
\end{aligned}$$

Lo cual, es finalmente la expansión que se implementa en el modelo *bpwpm*. Solamente basta igualar $h(x)$ a $f_j(x_j)$ para toda $j = 1, \dots, d$ y se termina por definir a la ecuación canónica (2.19).

Para esclarecer un poco más el trabajo, en la figura 2.5 se presenta un diagrama del modelo y sus componentes. De izquierda a derecha y para toda $i = 1, \dots, n$: se busca transformar de manera no lineal a cada una de las covariables observadas $x_{i,j} \quad \forall j = 1, \dots, d$ a través polinomios por partes condensados en las funciones f_j . Estas transformaciones dependen de parámetros desconocidos $\beta_{j,l}$ con $l = 1, \dots, N^*$ y la partición de cada dimensión \mathcal{P}_j . Una vez que se tienen las covariables transformadas, se suman las funciones f_j con un intercepto local f_0 para obtener una función de predicción η . Esta función actúa como la media de la variable latente z_i que relaciona a la respuesta y_i con \mathbf{x}_i . La relación se realiza a través de la función Φ para lograr la clasificación binaria en y_i .

Las aparentemente complejas interacciones entre todos los componentes del modelo no son más que respuestas estructurales a un proceso de *síntesis* de la información. El modelo está buscando identificar patrones en las covariables \mathbf{x}_i para la clasificación de su respuesta binaria asociada y_i . Este proceso, se lleva a cabo mediante tres transformaciones $f_j(x_{i,j}) \quad \forall j$, $\eta(\mathbf{x}_i)$ y finalmente $\Phi(\eta(\mathbf{x}_i))$ las cuales cumplen el propósito de ir colapsando dimensiones. Se

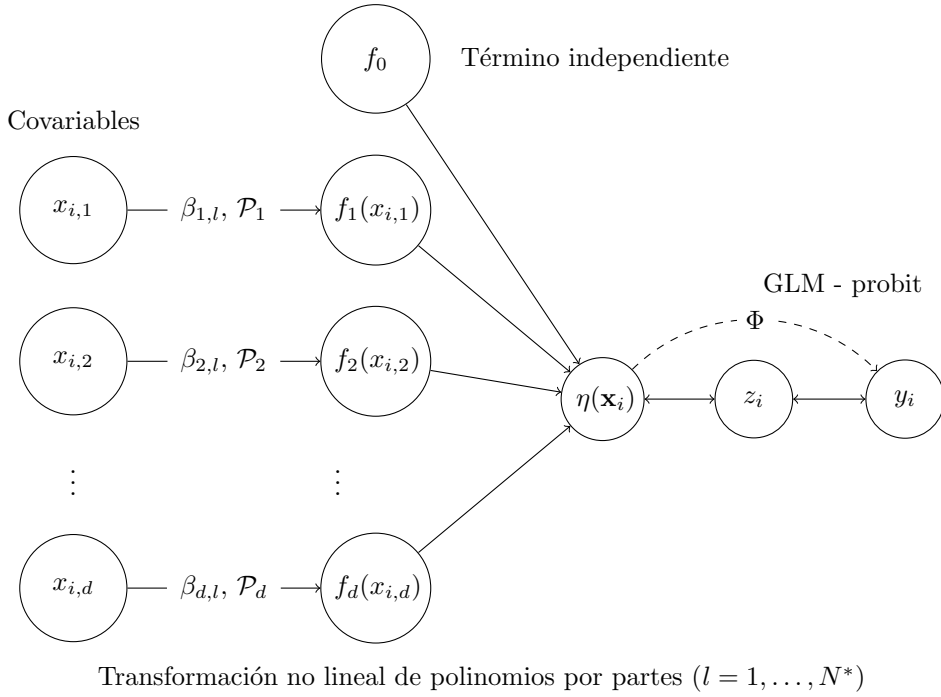


Figura 2.5: Diagrama del modelo *bpwpm*

espera que este proceso logre separar de forma flexible el espacio d -dimensional \mathcal{X}^d a regiones más identificables (para la clasificación) que las regiones originales; donde finalmente, se le asigne una probabilidad a cada región de clasificación mediante Φ . El Capítulo 5 cuenta con visualizaciones que esperan aterrizar estos conceptos teóricos en algo más concreto. No sin antes especificar por completo el resto del modelo en los siguientes capítulos.

2.4.1. Consideraciones matemáticas adicionales

Bajo la óptica de la implementación del modelo, se hace énfasis en la linealidad de los parámetros más no de las covariables. Al sustituir (2.19) en (2.12) este hecho se hace aún más evidente:

$$\begin{aligned}
 \eta(\mathbf{x}_i) &= f_0 + \sum_{j=1}^d f_j(x_{i,j}) \\
 &= f_0 + \sum_{j=1}^d \beta_j^t \Psi(\mathbf{x}_i, \mathcal{P}_j) \\
 &= f_0 + \sum_{j=1}^d \left[\sum_{l=1}^{N^*} \beta_{j,l} \Psi_l(x_{i,j}, \mathcal{P}_j) \right] \tag{2.21}
 \end{aligned}$$

$$= \beta^t \tilde{\psi}_i(\mathbf{x}_i). \tag{2.22}$$

En donde cada sumando interior de (2.21) tiene una expansión de bases funcionales definida por la ecuación (2.20).³¹ Esta representación, permite visualizar la linealidad en parámetros del modelo, asimismo, la función f_0 , al ser constante puede ser interpretada como otro parámetro adicional, es decir: $f_0 \equiv \beta_0$. La linealidad en los parámetros de la función de predicción η , deriva en que (2.21) pueda ser re-expresada simplemente como el producto punto de un largo vector de parámetros $\beta \in \mathbb{R}^\lambda$ y un vector nombrado $\tilde{\psi}_i(\mathbf{x}_i)$, ecuación (2.22), que representa un renglón de la matriz de diseño $\tilde{\Psi}$ de mayor dimensión ($d < N^*$) que incorpora la doble suma de las correspondientes expansiones en bases y todas las observaciones $i = 1, \dots, n$.

Bajo estas observaciones, el predictor lineal η se puede re-expresar en su forma vectorial

31. No se hace la sustitución pues la notación resultante es innecesariamente compleja.

compacta $\boldsymbol{\eta}$, como:

$$\boldsymbol{\eta}(\mathbf{X}) = \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}, \quad (2.23)$$

donde $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^{n \times d}$ es la matriz de covariables, $\boldsymbol{\beta}$ el vector de parámetros con un total de $\lambda = 1 + d \times N^*$ elementos y $\tilde{\Psi}(\mathbf{X}) \in \mathbb{R}^{n \times \lambda}$ la transformación no lineal definida con anterioridad. Vistos en sus correspondientes formas matriciales, las estructuras tienen las siguientes formas:

$$\boldsymbol{\eta}(\mathbf{X}) = \begin{bmatrix} \eta(\mathbf{x}_1) \\ \eta(\mathbf{x}_2) \\ \vdots \\ \eta(\mathbf{x}_n) \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} -\frac{\beta_0}{2} \\ \beta_1 \\ \vdots \\ -\frac{\beta_{N^*}}{2} \\ \beta_{N^*+1} \\ \vdots \\ -\frac{\beta_{2N^*}}{2} \\ \vdots \\ \beta_{d \times N^*} \end{bmatrix} \left. \begin{array}{l} \text{término independiente} \\ \left. \begin{array}{l} \beta_1 : N^* \text{ términos} \\ \beta_2 : N^* \text{ términos} \end{array} \right\} \right\} \times d \text{ veces} \end{array} \right\} \quad (2.24)$$

$$\tilde{\Psi}(\mathbf{X}) = \begin{bmatrix} 1 & f_1(x_{1,1}) & \dots & f_d(x_{1,d}) \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & f_1(x_{n,1}) & \dots & f_d(x_{n,d}) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 1 & \Psi_1(x_{1,1}, \mathcal{P}_1) & \dots & \Psi_{N^*}(x_{1,1}, \mathcal{P}_1) & \dots & \Psi_1(x_{1,d}, \mathcal{P}_d) & \dots & \Psi_{N^*}(x_{1,d}, \mathcal{P}_d) \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 1 & \Psi_1(x_{n,1}, \mathcal{P}_1) & \dots & \Psi_{N^*}(x_{n,1}, \mathcal{P}_1) & \dots & \Psi_1(x_{n,d}, \mathcal{P}_d) & \dots & \Psi_{N^*}(x_{n,d}, \mathcal{P}_d) \end{bmatrix}$$

Bajo esta definición, el modelo se simplifica y se observa que en realidad cada f_j es una expansión de cada covariable x_j en más términos que se le añaden al predictor lineal, idea fundamental del modelo. Es decir, el espacio original de covariables \mathcal{X}^d de dimensionalidad d : \mathcal{X}^d , se transforma primeramente de manera no lineal en otro espacio $\tilde{\Psi}(\mathcal{X})^\lambda$ de dimensionalidad mayor λ donde se manifiestan patrones ocultos que, en este nuevo espacio, son separables linealmente. Asimismo y desde la perspectiva de un GAM, el espacio de covariables original se puede transformar en uno de igual dimensión $\mathcal{F}^d \subseteq \mathbb{R}^d$ donde sus elementos son las covariables transformadas.³² En la particularidad en que $d = 2$, se tiene la ventaja que se pueden visualizar los espacios \mathcal{X}^d y \mathcal{F}^d . Para ilustrar, se sugiere contrastar las imágenes 5.8a con 5.8b y 5.9a con 5.9b en el capítulo 5, asimismo en la figura 2.6 se presenta un diagrama del proceso.

$$n \left\{ \begin{bmatrix} \mathbf{X} \end{bmatrix} \right\} \xrightarrow{\Psi} \begin{bmatrix} \tilde{\Psi}(\mathbf{X}) \end{bmatrix} \xrightarrow{\beta} \begin{bmatrix} \mathbf{F} \end{bmatrix}$$

Figura 2.6: Proceso de separación de las covariables

A pesar de la utilidad de estos polinomios por partes, todos sufren de problemas más allá del rango de definición $\mathcal{X}_j = [a_j, b_j] \quad \forall j = 1, \dots, d$. Pues, su naturaleza global hace que fuera de la región con nodos los polinomios crezcan o decrezcan rápidamente. Por lo tanto, extrapolar con polinomios es peligroso y podría llevar a predicciones erróneas. Para corregir esto, en ocasiones, se puede imponer una restricción adicional para que el polinomio sea lineal en los extremos de su dominio, añadiendo el adjetivo de *natural* para designarlos. Esta modificación, libera $2 \times (M - 2)$ funciones bases, pues quita todas las bases de orden mayor a 1 en los dos nodos frontera. Es razonable que esta modificación mejore la fuerza predictiva fuera del dominio de entrenamiento. Sin embargo, en un contexto de regresión (o

³². Se utiliza a \mathbf{X} , $\tilde{\Psi}(\mathbf{X})$ y \mathbf{F} para denotar a las matrices de tamaño n cuyos renglones son elementos de \mathcal{X}^d , $\tilde{\Psi}(\mathcal{X})^\lambda$ y \mathcal{F}^d respectivamente

clasificación) general, se recomienda no hacer inferencia fuera del espacio de covariables \mathcal{X}^d , pues en realidad, no se tiene evidencia para tomar conclusiones en esta región.

Al estar trabajando con espacios funcionales en la definición de $\tilde{\Psi}$, la elección del tipo de base funcional es relativamente arbitraria y se podría modificar como lo hace una transformación de coordenadas en un espacio euclidiano; cada base tiene sus beneficios y desventajas. Para esta exposición, se escoge la expansión en bases truncadas pues es explicada con facilidad y tiene una forma funcional relativamente sencilla. Además, la interpretación de los coeficientes β es inmediata. Sin embargo, no es buena computacionalmente pues el algoritmo recae en el cálculo de matrices inversas que aumenta proporcionalmente con n . En la práctica, usualmente se implementan los *B-Splines* o bases ortogonales que se derivan de lo estudiado.³³ No obstante, para no complicar más la exposición (y el algoritmo en si) se implementó una versión vectorizada de la ecuación (2.20) con base en la tabla 2.1 y la estructura (2.24) que se ejecuta bastante rápido inclusive cuando n y J son grandes.

En la práctica, los parámetros M , J y K se calibran comparando diferentes alternativas de modelos pues, como ya se mencionó anteriormente, hacer J variable y estimarlo automáticamente hubiera escapado de los objetivos del trabajo.³⁴ Finalmente, cabe mencionar que aunque el modelo no sufra de problemas de identificabilidad en los parámetros, no se puede asegurar la no-colinealidad entre las columnas de $\tilde{\Psi}$ por construcción, por lo que se podrían dar problemas en la estimación.³⁵

33. Vease el capítulo 5.5 de Wasserman (2007) o el apéndice del capítulo 5 en Hastie, Tibshirani y Friedman (2008).

34. En el capítulo 5 y 6 se discute la selección de covariables como extensiones al modelo.

35. Bajo el paradigma frecuentista y esta forma funcional, los parámetros también se podrían estimar por un procedimiento de mínimos cuadrados, en donde de haberlos, serían evidentes los problemas de colinealidad en la matriz de covarianzas $\tilde{\Psi}^t \tilde{\Psi}$.

Capítulo 3

El paradigma bayesiano de aprendizaje

Antes de poder continuar con la construcción y definir por completo al modelo *bpwpm*, se debe hacer una pausa y estudiar los fundamentos de la escuela bayesiana de la estadística. Esto pues el algoritmo asociado al modelo recae en un método fundamental de la disciplina: el muestreador de Gibbs.

3.1. Fundamentos de la estadística bayesiana

Dado el problema de describir fenómenos bajo incertidumbre, existen dos escuelas dominantes de la estadística: la frecuentista y la bayesiana. La escuela bayesiana, nombrada así en honor a Thomas Bayes (1702 - 1761), enfatiza el componente *probabilista* del proceso inferencial, desarrollando un paradigma completo para la inferencia y la toma de decisiones bajo incertidumbre. Asimismo, la estadística bayesiana está axiomatizada bajo la *teoría de*

la *decisión*. Esta teoría formaliza conceptos como la coherencia entre preferencias y utilidad, sobre los que desarrolla un marco metodológico, Bernardo y Smith (2001) y Mendoza y Regueiro (2011).

Esta metodología, además de proveer técnicas concretas para resolver problemas, también formaliza una forma de pensar sobre la probabilidad como una *medida racional para cuantificar la incertidumbre*. Este paradigma es el que más corresponde con el sentido que usualmente se le da a la palabra. La inferencia o predicción sobre eventos, se realiza mediante una *actualización* de la información que se tiene bajo la luz de nueva evidencia, modificando así la medida de incertidumbre. El mecanismo que permite realizar este proceso de actualización es el teorema de Bayes. De manera informal el teorema (3.1) explica que dado un evento E bajo condiciones C , la probabilidad *posterior* de ocurrencia del evento, será proporcional a la probabilidad *inicial o previa* que se tiene sobre éste, ponderado por la probabilidad de ocurrencia de las condiciones presentes.

Teorema 3.1. *El teorema de Bayes (informal):*

$$P(E|C) \propto P(C|E)P(E) \quad (3.1)$$

Donde, el término central $P(C|E)$ es una medida descriptiva de las condiciones (usualmente datos), $P(E)$ es la probabilidad inicial (*a priori*) que se tiene del evento E y $P(E|C)$ es la probabilidad posterior del evento (actualizada).

En un contexto de estadística paramétrica más formal, los eventos por estudiar E se abstraen en una serie de parámetros θ que usualmente son desconocidos. Asimismo las condiciones C quedan resumidas en datos observados \mathbf{X} que son interpretados como *evidencia*. Bajo este paradigma antes de poder hacer cualquier intento de inferencia sobre θ , se debe especificar el *modelo probabilístico* que se asume describe el fenómeno observado, pues es a través de

este modelo que se da una medida concreta para cuantificar la incertidumbre. Asimismo, se tienen ciertas creencias, hipótesis u conocimiento inicial, *a priori*, sobre los parámetros θ , los cuales se representan por una medida de probabilidad $\pi(\theta)$. Segundo, se tienen datos \mathbf{X} a los que se asigna un modelo de probabilidad en función de los parámetros $\pi(\mathbf{X}|\theta)$, a la que se le conoce como *verosimilitud* (Bernardo 2003).

Teorema 3.2. *El teorema de Bayes:*

$$\pi(\theta|\mathbf{X}) \propto \pi(\mathbf{X}|\theta) \pi(\theta) \quad (3.2)$$

Habiendo especificado el modelo, el teorema de Bayes (3.2) describe el proceso de actualización de conocimiento sobre los parámetros θ . La idea es que este proceso de actualización sea, de la misma forma, un *proceso de aprendizaje*, en el cual los parámetros capturen la información contenida en los datos.

Bajo el paradigma frecuentista, se adopta un enfoque diferente para el aprendizaje. Se asume que no hay incertidumbre inherente en los parámetros dado los datos por lo que simplemente son desconocidos y éstos se deben de estimar. El mecanismo que permite su estimación, usualmente consiste en plantear una función objetivo y optimizarla. Por ejemplo, si se escoge la verosimilitud $\pi(\mathbf{X}|\theta)$, se busca dar un estimador $\hat{\theta}$ que la maximice, pues equivaldría a encontrar los parámetros que hagan más *posibles* los datos bajo el modelo planteado. Si por el contrario, se escoge una función como la suma de residuales cuadrados (RSS por sus siglas en inglés) de los modelos ANOVA, se busca un estimador $\hat{\theta}$ que minimice los residuales, así, el modelo logra capturar toda la variabilidad posible contenida en los datos. Independientemente del paradigma estadístico que se escoja, siempre es importante la validación del modelo y de sus supuestos. No obstante, tanto la teoría bayesiana como la frecuentista han resultado de infinita utilidad en la práctica y el avance de la estadística y ciencia en general.

Una de las dificultades que surgen en la estadística bayesiana, es que la obtención de resultados analíticos cerrados es difícil, sino imposible, una vez que los modelos se complican. Para ejemplificar, en los teoremas anteriores, se ha usado el argumento de proporcionalidad \propto . Esto pues, para que se de la igualdad, el lado derecho de la ecuación (3.2) se debe dividir entre la probabilidad total de la ocurrencia de los datos bajo el modelo planteado:

$$\pi(\mathbf{X}) = \int \pi(X|\tilde{\theta}) \pi(\tilde{\theta}) d\tilde{\theta},$$

el cual usualmente es difícil de calcular analíticamente. A este término se le conoce como *constante de proporcionalidad* y su función es la de reescalar la expresión del lado derecho de la ecuación (3.2) para que en realidad se tenga una distribución en el izquierdo. Usualmente para evitar estas complicaciones, se escogen *distribuciones conjugadas*, para que tanto la distribución a priori como la posterior pertenezcan a la misma familia.¹ Sin embargo, con los avances en el poder computacional disponible y técnicas numéricas para resolver integrales (Robert y Casella 2004), se han desarrollado muchos métodos para aplicar el proceso de aprendizaje independientemente de que tan complejo sea el modelo. Muchos de estos métodos recaen en el uso de algoritmos numéricos de simulación estocástica llamados *cadena de Markov Monte Carlo*² como lo es el muestreador Gibbs a presentarse en la sección 3.2.

Estimadores Bayesianos

Una vez realizado el proceso de actualización, se cuenta con una distribución posterior de probabilidad para los parámetros de interés.³ No obstante, por practicidad y utilidad, en ocasiones se busca dar un *estimador puntual* de los parámetros. La teoría de la decisión

1. En el apéndice B se detallan las distribuciones conjugadas y se realiza más a fondo la derivación de los resultados de este trabajo.

2. MCMC por sus siglas en inglés.

3. Es común tener en la práctica, no es la distribución analítica, sino una muestra de ella debido al proceso numérico usado para llegar a ella.

dicta que para medir la deseabilidad de escoger cierto parámetro en particular, se debe definir una función de pérdida (Loss) o utilidad que optimice esta elección. Particularmente, las funciones de pérdida logran medir las consecuencias incurridas al tomar $\hat{\theta}$ como el valor puntual del parámetro; lo hacen penalizando la distancia entre el *valor real* θ y su estimador puntual $\hat{\theta}$. Por lo tanto y sin entrar mucho en los detalles técnicos, para dar un estimador puntual se resuelve el problema de optimización:

$$\hat{\theta} = \min_{\theta \in \Theta} \mathbb{E}[\text{Loss}(\hat{\theta}, \theta)] \quad (3.3)$$

con Θ el espacio de todas las posibles valores de θ . Sin embargo, se demuestra que para funciones de pérdida sencillas, pero intuitivas, se tiene que el estimador puntual posterior es alguna medida de centralidad de la distribución posterior. Por ejemplo:

Función de pérdida cuadrática: $\text{Loss}(\hat{\theta}, \theta) = (\hat{\theta} - \theta)^2$, deriva en la media posterior, es decir: $\hat{\theta} = \mathbb{E}[\theta | \mathbf{X}]$

Función de pérdida valor absoluto: $\text{Loss}(\hat{\theta}, \theta) = |\hat{\theta} - \theta|$, deriva en la mediana de la distribución posterior.

Función de pérdida 0-1: $\text{Loss}(\hat{\theta}, \theta) = I(\hat{\theta} \neq \theta)$, deriva en la moda de la distribución posterior.

En la práctica, estas cantidades son fáciles de calcular cuando se tiene una muestra simulada de θ proveniente de la distribución posterior.⁴ En el paquete, se implementa una forma sencilla de obtener estimadores puntuales con cualquiera de las dos primeras funciones de pérdida (cuadrática y valor absoluto). Para la aplicación de este modelo, sin embargo, dado el uso de familias conjugadas, las distribuciones posteriores resultantes tienen la característica

4. Excepto la moda muestral para los casos continuos donde $\theta \in \mathbb{R}$

que la media, la mediana y la moda coinciden facilitando la elección por parte del analista.

3.2. Herramientas de simulación

Desde principios de los años noventa, se han desarrollado algoritmos y paquetería estadística que permiten plantear un modelo de una forma sencilla y obtener una muestra arbitrariamente grande de la distribución posterior $\pi(\theta|\mathbf{X})$. Sin embargo, la gran mayoría de estos algoritmos recaen en los *métodos Monte Carlo de cadenas de Markov* (MCMC). Estos métodos, como su nombre lo indica, hacen alusión a principios de aleatoriedad, como se daría en un casino. Usando ideas intuitivas de probabilidad y generadores de números pseudoaleatorios, se pueden obtener muestras de cualquier distribución, incluso si la forma funcional de π es desconocida. La simulación, como tal es un tema que merece un estudio más profundo, no obstante, sus aplicaciones prácticas son altamente intuitivas (Robert y Casella 2004). Estas técnicas de simulación, permiten que los estadísticos y experimentadores puedan hacer el menor número de supuestos posibles sobre los modelos, puesto que ya no se buscan resultados analíticos sino más bien, describir el fenómeno de la forma más precisa posible y dejar los cálculos a una computadora; la idea fundamental del muestreador de Gibbs.

3.2.1. Muestreador de Gibbs

El muestreador de Gibbs (*Gibbs sampler*) es un método, para simular variables aleatorias de una *distribución conjunta* sin tener que calcularla directamente, (Gelfand y Smith 1990). Usualmente, el muestreo de Gibbs se usa dentro de un contexto bayesiano, aunque también funciona para otras aplicaciones. A primera vista, pareciera complejo, pero en realidad, se basa únicamente en las propiedades (relativamente sencillas) de las cadenas de Markov, por

lo cual, se estudian brevemente a continuación.

Breve introducción a las cadenas de Markov

Definición 3.3. Una cadena de Markov, es una secuencia de variables aleatorias: $X^{(1)}, X^{(2)}, \dots$ que cumplen la *propiedad Markoviana*:

$$\begin{aligned} P(X^{(t+1)} | X^{(t)} = x^{(t)}, X^{(t-1)} = x^{(t-1)}, \dots, X^{(2)} = x^{(2)}, X^{(1)} = x^{(1)}) \\ = P(X^{(t+1)} | X^{(t)} = x^{(t)}) \quad \forall t \end{aligned}$$

con t interpretado como *tiempo* y $x^{(t)}$ el estado en el que se encuentra la variable aleatoria $X^{(t)}$.

Esta definición, implica que la siguiente variable de la cadena, $X^{(t+1)}$, únicamente depende de el estado actual $X^{(t)}$ y no de los anteriores. Usualmente esta propiedad es interpretada como: el futuro, condicionando al presente, es independiente del pasado. El ejemplo canónico que se presenta es la caminata aleatoria: $X^{(t+1)} = X^{(t)} + e^{(t)}$, con $e^{(t)}$ error aleatorio generado de forma independiente. De esta idea se desarrolla toda una rica teoría revisada en cursos de procesos estocásticos Ross (2014).

Una de las ideas más relevantes para lo que concierne este trabajo, es la de *matrices de transición*. Dada una cadena con n posibles estados ($X^{(t)}$ únicamente puede tomar valores de un subconjunto de cardinalidad n) se puede construir una matriz cuadrada $P \in \mathbb{R}^{n \times n}$ donde cada entrada $0 \leq p_{i,j} \leq 1$ representa la probabilidad de pasar del estado i al estado j . Se demuestra, que si una cadena es *ergódica*,⁵ entonces existe una *distribución límite* que es

5. Aperiódica, irreducible y recurrente positiva. Para efectos de simplicidad en la exposición, la ergodicidad es tratada como una propiedad por sí misma. Las definiciones formales, puede ser consultadas en cualquier texto de procesos estocásticos.

igual a la *distribución estacionaria*: $\exists \pi$, un vector de estados, tal que $\pi P = \pi$. Sin entrar en los detalles técnicos, la ergodicidad es la propiedad que asegura que eventualmente se alcanza la convergencia de la cadena sin importar el estado inicial tras repetidas aplicaciones de la matriz de transición P .⁶ Esta idea se puede extender a casos más complejos donde se relajan o se cambian algunos de los supuestos. Incluso, se extiende a casos donde el número de estados es no finito, pero el concepto fundamental es el mismo. En el contexto de este trabajo, la idea es poder simular *secuencialmente* cadenas de parámetros θ que eventualmente converjan a la distribución estacionaria.

Extendiendo la idea de las cadenas de Markov a un contexto de inferencia, se busca simular una muestra de los parámetros $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_\lambda)^t$ que provienen de la distribución conjunta $\pi(\theta | \mathbf{X})$. Esta distribución usualmente no es conocida analíticamente, sin embargo el muestreador de Gibbs permite simular una muestra arbitrariamente grande de la distribución con la que se puede aproximar empíricamente $\hat{\pi}(\theta | \mathbf{X}) \approx \pi(\theta | \mathbf{X})$. Posteriormente esta muestra se estudia con medidas de centralidad y dispersión, gráficos, cuantiles, etcétera.

Para llevar a cabo el muestreo, se intercambia el difícil cálculo de la distribución conjunta al cálculo de las distribuciones condicionales que usualmente son más fáciles de derivar. Las distribuciones condicionales están dadas por:

$$\begin{aligned}\theta_1 &\sim \pi(\theta_1 | \theta_2, \dots, \theta_\lambda, \mathbf{X}) \\ \theta_2 &\sim \pi(\theta_2 | \theta_1, \theta_3, \dots, \theta_\lambda, \mathbf{X}) \\ &\vdots \\ \theta_\lambda &\sim \pi(\theta_\lambda | \theta_1, \dots, \theta_{\lambda-1}, \mathbf{X})\end{aligned}\tag{3.4}$$

Se comienza con un valor inicial arbitrario $\theta^{(0)} = (\theta_1^{(0)}, \dots, \theta_\lambda^{(0)})^t$, donde el superíndice (k)

6. Esta convergencia es una convergencia estocástica aplicable al paradigma bayesiano. El paradigma frecuentista, presenta resultados de convergencia que recaen en el análisis funcional (Stone 1985)

corresponde a la iteración k . Se comienza a simular de las correspondientes distribuciones condicionales formando cadenas de parámetros, las cuales quedan especificadas para los valores iniciales. En este caso se tienen las cadenas para $k = 1, 2, 3, \dots$:

$$\begin{aligned}
\theta_1^{(k)} &\sim \pi(\theta_1 | \theta_2^{(k-1)}, \dots, \theta_\lambda^{(k-1)}, \mathbf{X}) \\
\theta_2^{(k)} &\sim \pi(\theta_2 | \theta_1^{(k)}, \theta_3^{(k-1)}, \dots, \theta_\lambda^{(k-1)}, \mathbf{X}) \\
&\vdots \\
\theta_\lambda^{(k)} &\sim \pi(\theta_\lambda | \theta_1^{(k)}, \dots, \theta_{\lambda-1}^{(k)}, \mathbf{X})
\end{aligned} \tag{3.5}$$

Este proceso se itera hasta que las cadenas haya alcanzado la región de probabilidad donde se encuentra la distribución estacionaria, en este caso la distribución posterior $\pi(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{X})$, y se simulan hasta tener una muestra arbitrariamente grande.

La convergencia no es intuitiva, es decir, no es trivial derivar que al muestrear de las distribuciones condicionales, se obtenga eventualmente una muestra de la distribución conjunta. Sin embargo, la prueba formal recae en las mismas ideas de las cadenas de Markov. Definido el problema, se puede formar una kernel de transición (generalización de las matrices de transición) derivado de las distribuciones condicionales de $\theta_i \forall i = 1, \dots, \lambda$. A la larga ($k \rightarrow \infty$) y dadas las propiedades de ergodicidad, los valores de la cadena corresponden a valores muestreados de la distribución conjunta. En Casella y George (1992) y Tierney (1994) se presentan versiones más rigurosas de el porqué las cadenas Markov de un muestreador de Gibbs convergen.

En la práctica, una vez obtenida la cadena $\{\theta^{(k)}\}_{k=0}^{N_{\text{sim}}}$, donde N_{sim} es el número total de elementos simulados, es importante estudiar si ésta ya ha alcanzado la distribución posterior. Para ello, es usual revisar la media ergódica (media acumulada) de cada parámetro, de donde

se espera que la variación entre los valores sea mínima. De ser así, se considera que la cadena ya ha convergido y se toma esa parte. Asimismo, se suele analizar la traza de la cadena en sí y los histogramas de ella. Para ejemplificar, en la figura 3.1 se tienen tres imágenes de las cadenas simuladas por el mustreador Gibbs implementado en este trabajo,⁷ en particular, las cadenas de la realización 1 del ejemplo 1 en la página la página 72. Para esta realización en particular, se escogen los parámetros $M = 2$, $J = 2$ y $K = 1$, implicando que se tienen rectas continuas en tres nodos ($N^* = 2$), derivando en un total de $\lambda = 5$ parámetros por estimar ($\beta \in \mathbb{R}^5$). La imagen 3.1a presenta la media ergódica de todos los parámetros

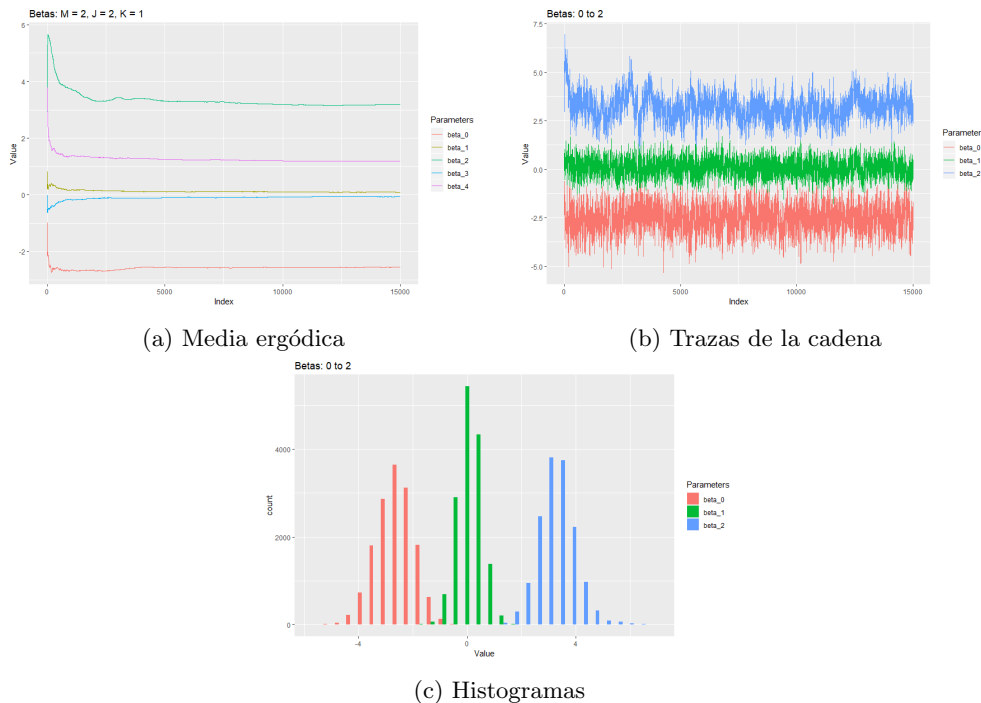


Figura 3.1: Muestro Gibbs para el ejemplo 1 (sección 5.2)

que se empiezan a estabilizar conforme avanzan el número de iteraciones del algoritmo.

7. Las imágenes fueron generadas con la librería *ggplot2*, incorporada a las funcionalidades del paquete desarrollado para este trabajo.

En 3.1b, se grafican las trazas de los primeros 3 parámetros (β_0 , β_1 y β_2) y en 3.1c sus correspondientes histogramas.⁸ Se observa como los primeros valores de los parámetros aún no se estabilizan del todo y sus medias fluctúan, asimismo, se puede observar claramente, como los histogramas tienen formas similares a la de una distribución normal; este hecho se esclarecerá en la sección 4.1.

Mejoras a las cadenas

Como se observó en las imágenes previas, el muestreador de Gibbs aunque útil, no es infalible.⁹ No obstante, las cadenas pueden ser mejoradas de dos formas sencillas. La primera se conoce como *burn-in* y consiste en eliminar los primeros (k^*)-ésimos valores simulados de la cadena. Esto dado que el valor inicial $\theta^{(0)}$ es fijado por el estadístico, por lo que en ocasiones el algoritmo tiene que explorar una región extensa de posibles valores de θ para converger. Por lo tanto, si se busca una muestra de distribución posterior $\pi(\theta)$ los primeros valores pueden ser descartados. El corte $0 < k^* < N_{\text{sim}}$ es decidido de forma subjetiva una vez que se explora la cadena entera, ya sea por resúmenes numéricos o por representaciones gráficas. El segundo método es conocido como adelgazamiento (*thinning*) y consiste en tomar cada (k_{thin})-ésimo valor de la cadena para reducir (más no desaparecer) la dependencia entre los parámetros. Esto ocurre porque las cadenas de Markov, sobre las que depende el muestreador de Gibbs, son generadas de forma secuencial con base en el valor actual de la cadena (propiedad markoviana). Por lo tanto, los valores simulados están altamente correlacionados. Sin embargo, estos sencillos pasos para mejorar las cadenas logran mejorar las muestras y ya se encuentran implementados en el paquete.

Una vez estudiadas las herramientas que proporciona la estadística bayesiana, se observa

8. Solamente se muestran los primeros tres parámetros (de cinco) para evitar tener gráficos muy saturados.

9. En el sentido que no genera una muestra de variables aleatorias independientes idénticamente distribuidas. Ésto pues no son independientes debido al proceso generador.

como se comienza a combinar el componente teórico con el componente computacional del modelo haciéndose casi indistinguibles. De la misma forma, se prepara el terreno para terminar de definir el modelo, induciendo así el algoritmo de aprendizaje para los parámetros.

Capítulo 4

El modelo *bpmpm* y su implementación computacional

[...], it is more common in machine learning to view the model as core, and how this is implemented is secondary. From this perspective, understanding how to translate a mathematical model into a piece of computer code is central.

Barber (2010)

Bajo la perspectiva de la cita de Barber, escribir un algoritmo que aterrice la estructura matemática subyacente en una aplicación práctica, no resulta fácil. Sin embargo, con base en las ideas de Albert y Chib (1993) la tarea se simplificó pues su definición induce el algoritmo (y viceversa). Al algoritmo también se le titula: *bayesian piece wise polynomial model (bpwpm)* y puede ser consultado en la página 63. Para facilitar la inferencia usando el modelo en diversas bases de datos así como su validación y visualización, a la par del algoritmo se desarrolló un paquete de código abierto (con el mismo nombre) para el software estadístico R. En el apéndice C se dan más detalles sobre este proceso y se detalla el uso del

paquete.

4.1. Aumentación de datos con variables latentes para respuestas binarias

En Albert y Chib (1993), los autores desarrollan métodos bayesianos para el análisis de respuestas binarias y policotómicas.¹ Para los objetivos del trabajo, en el caso binario su enfoque resultaba muy atractivo. Su modelo titulado *aumentación de datos para respuestas binarias*,² propone una definición del modelo probit como la presentada en (2.7) y (2.8), donde la introducción de las variables latentes es clave. Bajo esta definición, la derivación de las distribuciones marginales de los parámetros se vuelve una tarea relativamente fácil.³ Asimismo, proponen usar distribuciones conjugadas normales para los parámetros β derivando en un algoritmo relativamente rápido pues la parte estocástica depende únicamente de simular distribuciones conocidas. Esto lleva a que los periodos de *burn-in* sean relativamente pequeños y que el adelgazamiento no sea fundamentalmente necesario.

Profundizando sobre la idea, el planteamiento es casi idéntico al presentado en la definición

1. Una respuesta policotómica es una respuesta que perteneces a más de dos categorías, por ejemplo, partidos políticos; usualmente se modelan con distribuciones multinomiales.

2. *data augmentation for binary data*

3. Albert y Chib también proponen un modelo con función liga *t*-student dando lugar a un modelo *tobit*.

2.7, es decir, se introducen n variables latentes $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n)^t$ tales que:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \iff z_i > 0 \\ 0 & \iff z_i \leq 0 \end{cases} \quad (2.7)$$

$$z_i | \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i | \eta(\mathbf{x}_i), 1) \quad (2.8)$$

$$\eta(\mathbf{x}_i) = \beta^t \tilde{\psi}_i(\mathbf{x}_i), \quad (2.22)$$

donde $\tilde{\psi}_i(\mathbf{x}_i)$ es el renglón i de la matriz de transformación (2.24); lineal en el espacio transformado $\tilde{\Psi}(\mathcal{X})$.⁴ Sin embargo bajo el paradigma bayesiano, como el modelo recae en la definición de la variable latente \mathbf{z} (desconocidas pero modeladas con una distribución normal) éstas pasan a ser parte de los parámetros en el sentido de que deben ser simuladas también, pues son la liga entre todos los componentes del modelo. Siendo consistentes con la notación de (3.2) se tienen entonces dos grupos de parámetros: $\boldsymbol{\theta} = (\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}) \Rightarrow \pi(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \pi(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta} | \mathbf{y}, \mathbf{X})$. Por lo tanto, la derivación de la densidad posterior resulta en:

$$\begin{aligned} \pi(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) &\propto \pi(\mathbf{y} | \mathbf{X}, \mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}) \pi(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}) && \text{por (3.2)} \\ &\propto \pi(\mathbf{y} | \mathbf{z}) \pi(\mathbf{z} | \boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}) \pi(\boldsymbol{\beta}) && \text{por definición 2.7} \\ &= \prod_{i=1}^n [I(y_i = 1)I(z_i > 0) + I(y_i = 0)I(z_i \leq 0)] \\ &\quad \times \phi(z_i | \eta(\mathbf{x}_i), 1) \times \pi(\boldsymbol{\beta}). \end{aligned} \quad (4.1)$$

Donde $\pi(\mathbf{y} | \mathbf{z})$ es la función de verosimilitud completamente definida por la introducción de las variables latentes z_i , $\phi(\cdot | \mu, \sigma^2)$ es la función de densidad de una variable aleatoria distribuida $\mathcal{N}(\cdot | \mu, \sigma^2)$ y $\pi(\boldsymbol{\beta})$ la densidad *a priori* de $\boldsymbol{\beta}$.

4. Se enfatiza que visto de esta forma, el modelo es lineal tanto en parámetros como en estas nuevas covariables transformadas.

Bajo los fundamentos del muestreador de Gibbs, dado que muestrear de (4.1) es complejo, se busca derivar entonces las distribuciones condicionales de \mathbf{z} y β . Para β , la densidad marginal condicional ésta entonces dada por:

$$\pi(\beta | \mathbf{z}, \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \frac{\pi(\mathbf{z}, \beta | \mathbf{y}, \mathbf{X})}{\pi(\mathbf{z})} \quad (4.2)$$

$$= \frac{\pi(\mathbf{y} | \mathbf{z}) \pi(\mathbf{z} | \beta, \mathbf{X}) \pi(\beta)}{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{X}) \pi(\mathbf{z})}$$

$$= \frac{\pi(\mathbf{y} | \mathbf{z})}{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{X}) \pi(\mathbf{z})} \times \pi(\mathbf{z} | \beta, \mathbf{X}) \pi(\beta) \quad (4.3)$$

$$= C_1 \pi(\beta) \prod_{i=1}^n \phi(z_i | \eta(\mathbf{x}_i), 1), \quad (4.4)$$

Se hace notar que (4.4) es la misma expresión que se derivaría si se tuviera una regresión lineal bayesiana teniendo a z de regresor, es decir, el modelo $z_i = \beta^t \tilde{\psi}_i(\mathbf{x}_i) + e_i$ con $e_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$ y z_i conocidas. De lo anterior, se observa la utilidad de la definición particular usada: convierte una clasificación probit a una regresión lineal haciendo uso de las variables latentes \mathbf{z} como regresores, asociadas de manera unívoca con la respuesta binaria \mathbf{y} . Asimismo, la ecuación (4.2) se toma de la definición de probabilidad condicional, y el paso de (4.3) a (4.4) se puede hacer ya que, al definir \mathbf{y} como en la ecuación (2.7), sus representaciones son análogas y el cociente se desvanece en una constante C_1 que no depende de β .

Únicamente falta por definir a $\pi(\beta)$. En la práctica es común usar distribuciones *no informativas* sobre los parámetros de interés, cuando no se tiene experiencia sobre ellos. Sin embargo, para el modelo lineal bayesiano, existe una familia de distribuciones conjugadas, que son razonables para la aplicación que se busca, además, derivan en resultados cerrados.

En particular, se elige la distribución $\pi(\boldsymbol{\beta})$ como:

$$\boldsymbol{\beta} \sim \mathcal{N}_\lambda(\boldsymbol{\beta} \mid \boldsymbol{\mu}_\beta, \Sigma_\beta), \quad (4.5)$$

con el hiper-parámetro de media $\boldsymbol{\mu}_\beta \in \mathbb{R}^\lambda$ y la matriz de covarianza $\Sigma_\beta \in \mathbb{R}^{\lambda \times \lambda}$. Sustituyendo (4.5) en (4.4) y usando resultados estándar de modelos lineales (Banerjee 2008), se deriva que la densidad marginal conjugada para los parámetros es:

$$\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y}, \mathbf{z}, \mathbf{X} \sim \mathcal{N}_\lambda(\boldsymbol{\beta} \mid \boldsymbol{\mu}_\beta^*, \Sigma_\beta^*), \quad (4.6)$$

donde,

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\mu}_\beta^* &= \Sigma_\beta^* \times (\Sigma_\beta^{-1} \boldsymbol{\mu}_\beta + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z}) \\ \Sigma_\beta^* &= \left[\Sigma_\beta^{-1} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X}) \right]^{-1}. \end{aligned}$$

Esta distribución es conjugada pues preserva la estructura normal de los parámetros, es decir, tanto la distribución inicial como la distribución posterior de $\boldsymbol{\beta}$ pertenecen a la familia de distribución normal, en donde únicamente se tienen que actualizar los hiperpámetros $\boldsymbol{\mu}_\beta$ y Σ_β . Sobre este proceso de actualización recae la idea de *aprendizaje bayesiano* pues se está actualizando la medida de incertidumbre en la presencia de nueva evidencia. Otra ventaja de usar distribuciones conjugadas es que son fáciles simular usando cualquier software estadístico, calculando previamente la media y covarianza y dando un valor (o iteración) para \mathbf{z} .⁵ Con base en Banerjee (2008), en el apéndice B se completan todos los pasos de esta derivación.

Ahora, condicionar sobre \mathbf{z} es más sencillo y la derivación resulta similar. Comenzando con

5. Se hace notar, que este estimador, es relativamente similar al estimador que se usa en una regresión *Ridge*, (Tibshirani 1996).

la expresión (4.1) y re-ordenando términos se tiene:

$$\begin{aligned}
\pi(\mathbf{z} \mid \boldsymbol{\beta}, \mathbf{y}, \mathbf{X}) &= \frac{\pi(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X})}{\pi(\boldsymbol{\beta})} \\
&= \frac{\pi(\mathbf{y} \mid \mathbf{z}) \pi(\mathbf{z} \mid \boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}) \pi(\boldsymbol{\beta})}{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{X}) \pi(\boldsymbol{\beta})} \\
&= \frac{1}{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{X})} \xrightarrow{C_2} \pi(\mathbf{y} \mid \mathbf{z}) \times \pi(\mathbf{z} \mid \boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}) \\
&= C_2 \prod_{i=1}^n [I(y_i = 1)I(z_i > 0) + I(y_i = 0)I(z_i \leq 0)] \\
&\quad \times \phi(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1). \tag{4.7}
\end{aligned}$$

De donde se observa que cada z_i es independiente (por el teorema de factorización) con distribución normal truncada en 0, es decir $\forall i = 1, \dots, n$:

$$\begin{aligned}
z_i \mid y_i, \boldsymbol{\beta} &\sim \mathcal{N}(z_i \mid \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\boldsymbol{\psi}}_i(\mathbf{x}_i), 1) I_{(z_i > 0) I(y_i = 1)} \quad \text{truncamiento a la izquierda} \\
z_i \mid y_i, \boldsymbol{\beta} &\sim \mathcal{N}(z_i \mid \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\boldsymbol{\psi}}_i(\mathbf{x}_i), 1) I_{(z_i \leq 0) I(y_i = 0)} \quad \text{truncamiento a la derecha.}
\end{aligned} \tag{4.8}$$

Resulta que estas distribuciones también son fáciles de simular usando los algoritmos de Devroye (1986).

4.2. Implementación algorítmica final

Finalmente se está en la posición de presentar el modelo en su versión final al haber definido todos sus componentes.⁶

6. El modelo en su versión más completa puede resultar algo pesado en notación, sin embargo, se recuerda que existe un compendio de esta al inicio del trabajo.

Definición 4.1. El modelo *bpwpm* (final), aumentando sobre la definición 2.7, $\forall i = 1, \dots, n$:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \iff z_i > 0 \\ 0 & \iff z_i \leq 0 \end{cases} \quad (2.7)$$

$$z_i \mid \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1) \quad (2.8)$$

$$\eta(\mathbf{x}_i) = f_0 + f_1(x_{i,1}) + f_2(x_{i,2}) + \dots + f_d(x_{i,d}) \quad (2.12)$$

$$f_j(x_{i,j}) = \sum_{l=1}^{N^*} \beta_{j,l} \Psi_l(x_{i,j}, \mathcal{P}_j) \quad \forall j = 1, \dots, d \quad (2.19)$$

$$= \sum_{\hat{i}=1}^{M-1} \beta_{j,\hat{i},0} x_{i,j}^{\hat{i}} + \sum_{\hat{i}=K}^{M-1} \sum_{\hat{j}=1}^{J-1} \beta_{j,\hat{i},\hat{j}} (x_{i,j} - \tau_{j,\hat{j}})^{\hat{i}}_+. \quad (4.9)$$

con las restricciones: $M > K > 0$ y $J > 1$,

$$N^* = JM - K(J - 1) - 1 \quad (4.10)$$

$$\boldsymbol{\beta} \sim \mathcal{N}_\lambda(\boldsymbol{\beta} \mid \boldsymbol{\mu}_\beta, \Sigma_\beta) \quad (\lambda = 1 + d \times N^*) \quad (4.5)$$

La ecuación (4.9) no es más que la expansión (2.20) presentada en la página 37 sobre toda $x_{i,j}$. Asimismo, el modelo se puede presentar en su forma vectorial compacta:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \iff z_i > 0 \\ 0 & \iff z_i \leq 0 \end{cases} \quad (2.7)$$

$$z_i \mid \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1) \quad (2.8)$$

$$\boldsymbol{\beta} \sim \mathcal{N}_\lambda(\boldsymbol{\beta} \mid \boldsymbol{\mu}_\beta, \Sigma_\beta) \quad (\lambda = 1 + d \times N^*) \quad (4.5)$$

$$\boldsymbol{\eta}(\mathbf{X}) = \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}, \quad (2.23)$$

con $\eta(\mathbf{x}_i) = \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\boldsymbol{\psi}}_i(\mathbf{x}_i)$ el i -ésimo renglón de $\boldsymbol{\eta}(\mathbf{X})$. De estas expresiones y juntándolo con

el muestreador de Gibbs (3.5) definido por las distribuciones marginales de β y \mathbf{z} , (4.6) y (4.8) respectivamente, se presenta el algoritmo final en la página 63. El valor inicial $\mathbf{z}^{(0)}$, en realidad no se tiene que proporcionar pues se simula dependiendo de \mathbf{y} y $\beta^{(0)}$. Este valor inicial $\beta^{(0)}$ es arbitrario, pero se sugiere en Albert y Chib (1993) que sea dado por el estimador de máxima verosimilitud o el de mínimos cuadrados para las respuestas binarias $\beta^{(0)} = (\mathbf{X}^t \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^t \mathbf{y}$. Sin embargo en la práctica, el algoritmo inicializa los parámetros en ceros por defecto. En la primera iteración, se esparcen por el espacio y van convergiendo a la distribución límite en relativamente poco tiempo como se observará en el capítulo 5.

El código que se desarrolló es de dominio público y está disponible en <https://github.com/PaoloLuciano/BPWPM2>. Asimismo, se desarrolló mucha funcionalidad adicional para visualizar e imprimir información de los posibles modelos. En el apéndice C se hace un compendio de las funciones y una breve descripción de su uso. Se exhorta al lector probarlo por si mismo.

Dado un valor inicial $\beta^{(0)}$ y los parámetros M , J y K , se itera $k = 1, \dots, N_{\text{sim}}$:

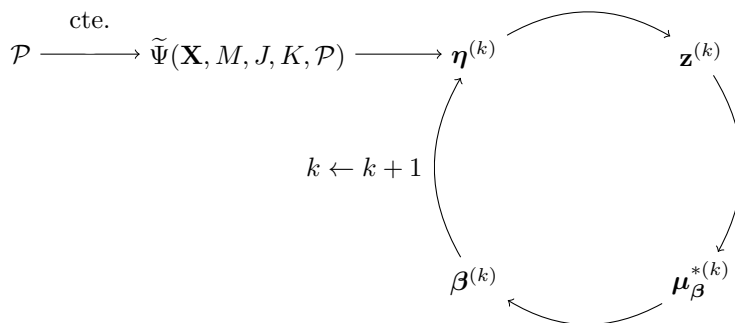


Figura 4.1: Esquema del proceso algorítmico

Ya que el modelo tiene muchos componentes y pasos intermedios, la figura 4.1 hace un resumen gráfico del algoritmo. El superíndice $^{(k)}$ denota el número de la iteración, $\tilde{\Psi}$ denota

Algoritmo 1: *Bayesian piece-wise polynomial model* (bpwpm)

Datos: \mathbf{y} , \mathbf{X} , M , J , K , N_{sim} , $\boldsymbol{\beta}^{(k)}$, $\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}$ y $\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}$

Resultado: Objeto que contiene las cadenas simuladas de $\boldsymbol{\beta}$

```

1  $N^* \leftarrow J \times M - K(J - 1) - 1$ 
2  $\lambda \leftarrow 1 + d \times N$ 
3  $\mathcal{P} \leftarrow$  cálculo de la partición con base en cuantiles de probabilidad  $1/J$  para toda
   covariable sobre  $\mathcal{X}^d$ 
4  $\tilde{\Psi} \leftarrow$  expansión de polinomios por partes, con base en  $\mathbf{X}$ ,  $\mathcal{P}$ ,  $M$ ,  $J$  y  $K$ 
5  $\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* = \left[ \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} + \tilde{\Psi}^t \tilde{\Psi} \right]^{-1}$ 
6 Inicializar un vector de tamaño  $\lambda$  que contendrá las cadenas  $\tilde{\boldsymbol{\beta}} \leftarrow \boldsymbol{\beta}^{(0)}$ 
7 para  $k = 1, \dots, N_{\text{sim}}$  hacer
8    $\boldsymbol{\eta}^{(k)} \leftarrow \tilde{\Psi} \tilde{\boldsymbol{\beta}}^{(k)}$ 
9   Simular  $\mathbf{z}^{(k)}$  dado  $\mathbf{y}$  y  $\boldsymbol{\eta}^{(k)}$  con distribuciones normales truncadas
10   $\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^{*(k)} = \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* \times (\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \tilde{\Psi}^t \mathbf{z}^{(k)})$ 
11  Simular  $\boldsymbol{\beta}^{(k)}$  de una distribución normal con media  $\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^{*(k)}$  y matriz de varianza
    $\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^*$ 
12   $\tilde{\boldsymbol{\beta}} \leftarrow \boldsymbol{\beta}^{(k)}$ 
13 fin
```

la expansión en bases truncadas para los datos \mathbf{X} , definida por los parámetros fijos M , J y K y la partición \mathcal{P} que contiene los nodos τ .⁷ Dado que los datos y los nodos son fijos, la expansión en bases de polinomios truncados únicamente se tiene que calcular una vez y es constante. Posteriormente, se calcula $\boldsymbol{\eta}^{(0)}(\mathbf{X}) = \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}^{(0)}$ con lo que queda definida la simulación de $\mathbf{z}^{(0)}$ como variables aleatorias normales truncadas. Definidos los componentes de la media actualizada, se calcula esta $\mu_{\boldsymbol{\beta}}^{*(k)}$ y se simulan los parámetros $\boldsymbol{\beta}$ que tienen distribución normal condicionada en \mathbf{z} . Finalmente se aumenta el contador en uno se repite el procedimiento. En cada iteración los parámetros se guardan en un objeto que la rutina regresa por completo para su exploración posterior, visualización y validación. Se hace notar que $\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^*$ se tiene que calcular únicamente una vez pues no depende ni de $\mathbf{z}^{(k)}$ ni de $\boldsymbol{\beta}^{(k)}$.

7. La implementación computacional de $\tilde{\Psi}$, se basa en el diagrama 2.1 de la página 31 y la expresión (2.24). La sub-rutina que realiza la expansión tiene el nombre de `calculate_Psi` en el paquete y está vectorizada para que su ejecución sea veloz.

Capítulo 5

Ejemplos y resultados

El modelo general presentado en este trabajo, aunque pesado en notación y relativamente abstracto, resultó ser muy efectivo al llevarlo a la práctica. A lo largo de este capítulo, se hará una exploración intuitiva y visual de sus capacidades. Se remarca que todas las gráficas presentadas, se generaron con el mismo paquete **bpwpm** que realiza la estimación de los parámetros β ; pues, los mismos objetos que las funciones devuelven, pueden ser utilizados para hacer gráficas que evalúan el modelo y reflejen la intuición subyacente.

Para mostrar los resultados y las capacidades del modelo se presentan seis ejemplos breves. Los primeros cinco, corresponden a bases de datos simuladas en dos dimensiones, es decir, se tienen dos covariables ($\mathbf{x}_i \in \mathbb{R}^2 \forall i$), con diferentes patrones para las respuestas \mathbf{y} con fronteras tanto lineales como no lineales. El objetivo, es poder visualizar lo flexibles que son las fronteras de clasificación: la parte no lineal del modelo. Asimismo, al trabajar con bases de datos donde $\mathcal{X}^2 \subseteq \mathbb{R}^2$, se puede visualizar la función $\eta(\mathbf{x})$ en tres dimensiones. El último ejemplo corresponde a una base de datos médicos reales donde cada observación representa un tumor que puede o no ser cancerígeno, las covariables representan ciertas características sobre éste. Al aumentar la dimensionalidad, el modelo ya no es representable visualmente

pero se siguen obteniendo buenos resultados.

A todos los modelos presentados a lo largo de este capítulo se les realizó un análisis de convergencia revisando las medias ergódicas de las cadenas. Sin embargo, únicamente se estudia a detalle para el ejemplo 2 de forma que no se saturara más la presentación.

5.1. Evaluación del modelo

Antes de poder presentar los ejemplos, se definen las dos métricas que se usarán para probar la efectividad de los modelos.¹ Al trabajar con modelos de clasificación binaria, una forma intuitiva de medir su efectividad es a través de un simple conteo de *errores y aciertos*. Este conteo, se presenta en una *matriz de confusión* que desglosa la clasificación en sus respectivas categorías binarias. Asimismo, se presenta la función *log-loss* (ll) que no solo pondera la clasificación sino la *precisión* de ésta, medida a través de las probabilidades ajustadas \hat{p}_i que se le asigna a cada observación i .

Las matrices de confusión (tabla 5.1), son un método descriptivo con base en las tablas de contingencia que calcula la frecuencia de los aciertos y errores separando por grupos. Donde \hat{y} es la variable predicha de la respuesta y y $\#$ el símbolo que denota *número de*. Asimismo, se define la precisión del modelo como:

$$\text{precisión} = \frac{\text{Número de clasificaciones correctas}}{\text{Número total de observaciones}}$$

1. Técnicamente, es diferente la selección de la evaluación de los modelos. La primera se refiere a *qué modelo se debe de escoger* entre varias alternativas, controlando la interacción entre sesgo, varianza y complejidad, es decir, previniendo el sobre-ajuste. Mientras que la evaluación, hace referencia a *qué tan bien generaliza* el modelo ante la presencia de nuevos datos, capítulo 7 de Hastie, Tibshirani y Friedman (2008). Dados los objetivos del trabajo, se hace énfasis en la evaluación.

	$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
$y = 0$	#0's ✓	#0's clasificados como 1	# de observaciones 0
$y = 1$	#1's clasificados como 0	#1's ✓	# de observaciones 1
	# de 0's estimados	# de 1's estimados	Total de obs. = n

Tabla 5.1: La matriz de confusión

Sin embargo, la matriz de confusión resulta deficiente para comparar modelos completamente diferentes que resulten en exactamente la misma clasificación, por ello, se define una métrica más formal. Sea $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)^t$ el vector de respuestas observadas y $\hat{\mathbf{p}} = (\hat{p}_1, \dots, \hat{p}_n)^t$ el vector de probabilidades ajustadas, donde:

$$\hat{p}_i = \hat{P}_{\text{modelo}}(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i)$$

es la probabilidad estimada por el modelo de que la observación y_i sea igual a uno. Con lo anterior, se define un vector de respuestas ajustadas $\hat{\mathbf{y}} = (\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_n)^t$, haciendo la predicción en el corte $\hat{y}_i = 1 \iff \hat{p}_i > 0.5$.²

Definición 5.1. La función *log-loss* $ll : \{0, 1\}^n \times [0, 1]^n \rightarrow \mathbb{R}^+$ tiene la forma:

$$ll(\mathbf{y}, \hat{\mathbf{p}}) = - \sum_{i=1}^n [y_i \ln(\hat{p}_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \hat{p}_i)]. \quad (5.1)$$

La función ll logra medir la *bondad de ajuste* del modelo, tomando en cuenta tanto la clasificación en si (a través de los valores binarios de y_i) como la precisión de esta (a través

2. Este corte, es resultado de la simetría en cero de la función de acumulación normal estándar Φ , derivado de la ecuación (2.10).

de las probabilidades ajustadas \hat{p}_i). Idealmente $ll = 0$ si se da una clasificación perfecta y conforme tome valores más positivos, el modelo realiza un peor trabajo. Esto se debe a que la función es convexa y se penaliza cuando las probabilidades ajustadas están muy lejos de la real. Asimismo, si la clasificación fue incorrecta pero la probabilidad fue cercana a 0.5 no se penaliza tanto. En la práctica y bajo un enfoque frecuentista, la función ll puede ser vista como una función objetivo por optimizar y más recientemente se ha utilizado para para entrenar y comparar modelos de clasificación como lo son las redes neuronales (Nielsen 2015).³

5.2. Ejemplo 1 - las capacidades del modelo bpwpm

El primer ejemplo que se analiza, busca ejemplificar los componentes del modelo en general y sus capacidades. Para ello, se simularon un total de $n = 350$ observaciones separadas en dos grupos, cada uno con tamaños $n_0 = 200$ y $n_1 = 150$ respectivamente ($n = n_0 + n_1$). Los datos se simularon de dos distribuciones normales bivariadas:

$$\begin{aligned} \text{Grupo 0: } & \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}_2 \left(\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} \middle| \boldsymbol{\mu}_0 = \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix}, \Sigma_0 = \begin{pmatrix} 0.25 & 0.35 \\ 0.35 & 1 \end{pmatrix} \right) \\ & i=1, \dots, 200 \\ \text{Grupo 1: } & \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}_2 \left(\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} \middle| \boldsymbol{\mu}_1 = \begin{pmatrix} 4 \\ 4 \end{pmatrix}, \Sigma_1 = \begin{pmatrix} 1 & -0.24 \\ -0.24 & 0.64 \end{pmatrix} \right) \\ & i=201, \dots, 350 \end{aligned}$$

Las medias $\boldsymbol{\mu}_j$ $j = \{0, 1\}$ se toman relativamente alejadas y las covarianzas corresponden a las correlaciones $\rho_0 = 0.7$ y $\rho_1 = 0.3$ respectivamente. Estos parámetros de simulación

3. Bajo un contexto de selección de modelos, la función ll se relaciona con el criterio de Akaike y la métrica AIC contra el que se puede ponderar la complejidad del modelo: $AIC(\lambda) = 2(\lambda - ll)$ penalizando los modelos que sobre-ajustan los datos. Bajo un contexto de estadística bayesiana es usual utilizar la métrica BIC: *bayesian information criterion* la cual es sencilla de calcular para este modelo resultando en $BIC(\lambda) = \lambda \ln(n) - 2 \times ll$.

se escogen a través de un proceso empírico resultando en una estructura simple donde los grupos están claramente separados y hay poco traslape. Asimismo, el espacio de covariables queda definido: $\mathcal{X}^2 \approx [0.3, 7.5] \times [-0.5, 5.9]$. Se codifica el grupo 0 ($y = 0$) de color rojo y el grupo 1 ($y = 1$) de color azul.⁴ La base de datos final se presenta en la figura 5.1.

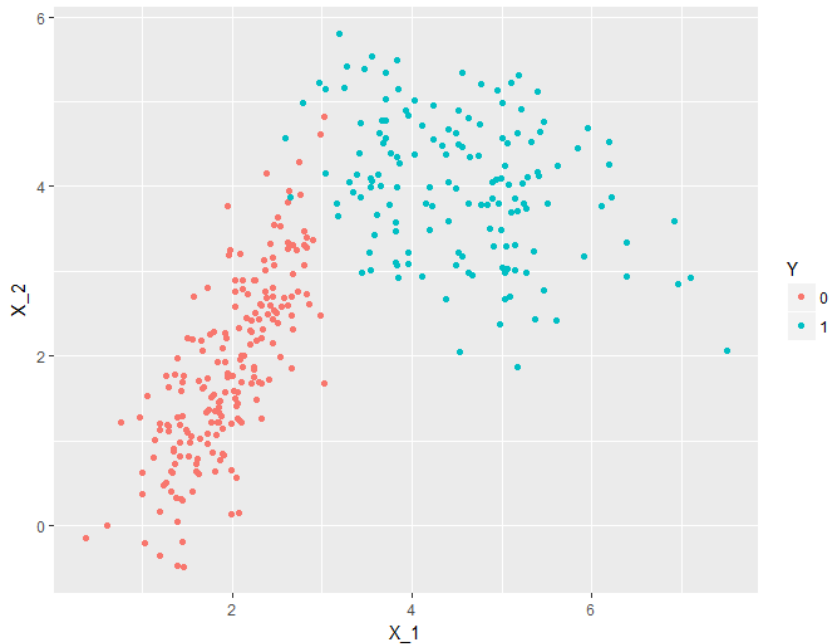


Figura 5.1: Ejemplo 1 - datos normales bivariados

Tres realizaciones del modelo

El objetivo principal de esta simple base de datos es ejemplificar el tipo de fronteras alcanzables por η , mostrando una clara separación entre los dos grupos sin sobre-ajustar, para

4. Se recomienda visualizar la versión digital de este trabajo donde se aprecian con más claridad los colores. Disponible en <https://github.com/PaoloLuciano/Tesis-Latex/>

ello, se estiman los parámetros para tres realizaciones del modelo. Para la primera se escoge el modelo más sencillo, una frontera lineal con un solo nodo ($M = 2$, $J = 2$ y $K = 1$). La segunda realización, consta de parábolas continuas mas no suaves sobre cuatro nodos ($M = 3$, $J = 5$ y $K = 1$). Finalmente la tercera realización consta de splines cúbicos en 3 nodos ($M = 4$, $J = 3$ y $K = 3$),⁵ en la tabla 5.2 se resume lo anterior.⁶

Parámetro	Realización 1	Realización 2	Realización 3
M	2	3	4
J	2	5	3
K	1	1	3
N^*	2	10	5
λ	5	21	11

Tabla 5.2: Ejemplo 1 - tres realizaciones del modelo

Para las tres realizaciones se simularon $N_{\text{sim}} = 15,000$ valores de β y se opta por no usar periodo de *burn-in* ni suavizamiento para las cadenas, es decir: $k^* = 0$ y $k_{\text{thin}} = 0$, esto para hacer a las cadenas más comparables entre sí. La única modificación que se realiza entre las tres realizaciones es que, para la tercera, se estandarizan las covariables.⁷ Al usar polinomios de orden mayor, en este caso polinomios de tercer grado, el algoritmo puede caer en problemas numéricos pues $\hat{\eta}$ puede crecer muy rápido fuera de \mathcal{X}^d ; se expande sobre este tema en el capítulo 6.

En las figuras 5.2, 5.3 y 5.4 se presentan imágenes que ejemplifican las tres realizaciones

5. Polinomios por partes cúbicos suaves hasta la segunda derivada.

6. Se recuerda que $M - 1$ corresponde al grado de los polinomios, $J - 1$ es el número de nodos, K el parámetro que controla la suavidad, $N^* = JM - K(J - 1) - 1$ el número de funciones base (por expansión de cada covariable) y $\lambda = 1 + d * N^*$ el número total de parámetros.

7. Se resta la media y se divide entre la desviación estándar muestral de cada covariable.

del modelo respectivamente. En las imágenes 5.2a, 5.3a y 5.4a se visualizan las diferentes tipos de fronteras que el modelo logra estimar. Con estas fronteras, se nota claramente como es determinante la elección de M , J y K en sus formas. El modelo logra estimar tanto fronteras relativamente rígidas (imagen 5.2a) como fronteras más suaves en las imágenes subsecuentes 5.3a y 5.4a. Asimismo, para cada realización, se tiene la representación en 3D de cada función $\hat{\eta}$ que preserva la suavidad (o rugosidad) de sus componentes. Asimismo, rescatando las ideas de los GAM, se puede colapsar cada expansión de polinomios por partes en sus correspondientes funciones \hat{f}_j y visualizarla como la transformación no lineal de cada covariable. Por ejemplo, en la imagen 5.2c se observa que $\hat{f}_1(x_1)$ está compuesta por rectas que se conectan en el nodo, mientras que 5.4d representa $\hat{f}_2(x_2)$, un polinomio cúbico suave hasta la segunda derivada.

	$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
$y = 0$	198	2	200
$y = 1$	2	148	150
	200	150	350

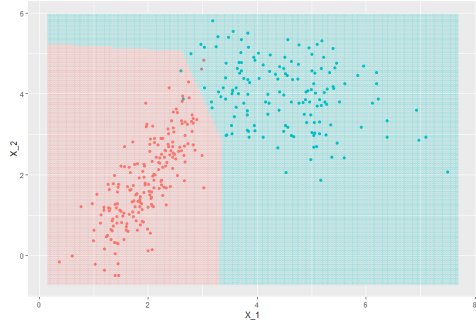
(a) Matriz de confusión para todas las realizaciones

Realización	ll
1	0.04088
2	0.03464
3	0.03498

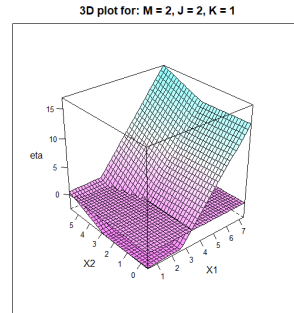
(b) $log-loss$

Tabla 5.3: Ejemplo 1 - resultados

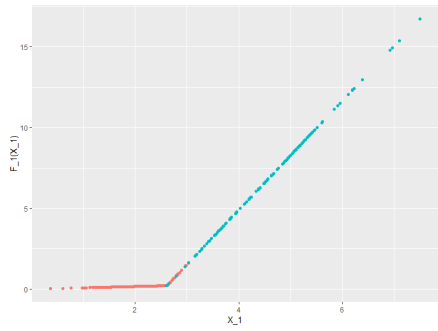
Al estar tratando con una base de datos tan sencilla, no es el enfoque comparar los modelos resultantes entre si pues no se está tomando en cuenta la complejidad a través del número de parámetros. Más bien, se está tratando de ejemplificar las varias fronteras que el modelo logra para la misma clasificación desglosada en la tabla 5.3a. Al compartir la matriz de confusión, por ende, las realizaciones también comparten una precisión de 98.9 %. De la matriz y las imágenes, se observa que se clasifican de forma incorrecta solo cuatro observaciones. Sería inverosímil tratar de alcanzar una precisión del 100 % pues implicaría sobre-ajustar el modelo. Para estas cuatro observaciones incorrectamente clasificadas, no se tiene la suficiente evidencia como para clasificarlas en su categoría contraria. Sin embargo, los modelos se pueden comparar más a fondo por medio de la métrica ll presentada en la tabla 5.3b.



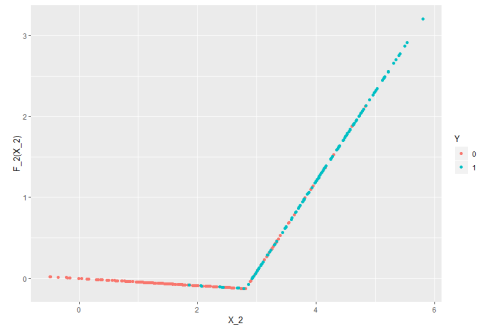
(a) Frontera de predicción



(b) Representación 3D de $\hat{\eta}$

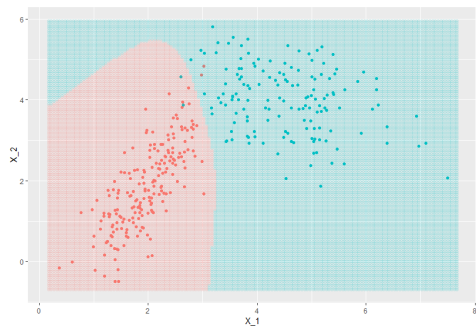


(c) $\hat{f}_1(x_1)$

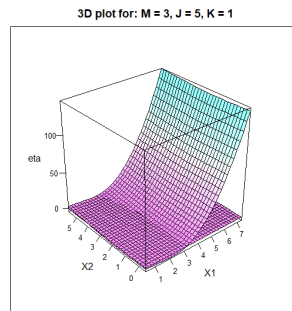


(d) $\hat{f}_2(x_2)$

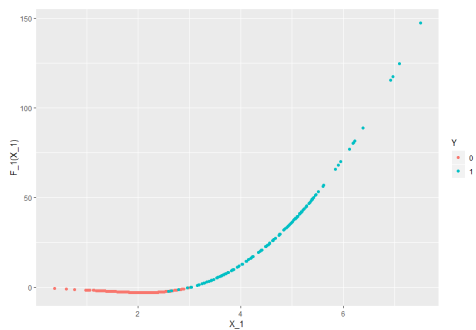
Figura 5.2: Realización 1 - fronteras lineales con un nodo ($M = 2$, $J = 2$ y $K = 1$)



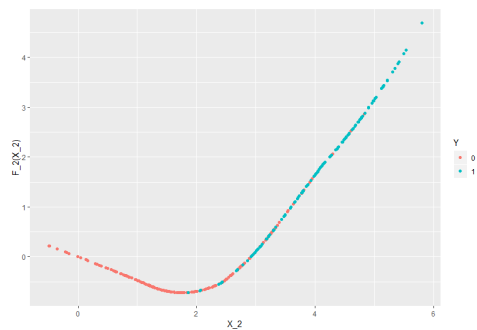
(a) Frontera de predicción



(b) Representación 3D de $\hat{\eta}$

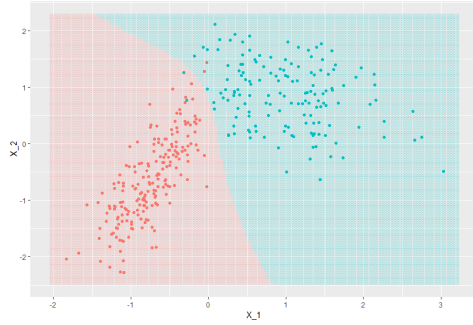


(c) $\hat{f}_1(x_1)$

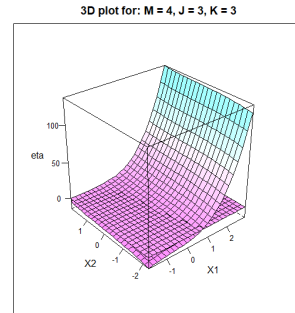


(d) $\hat{f}_2(x_2)$

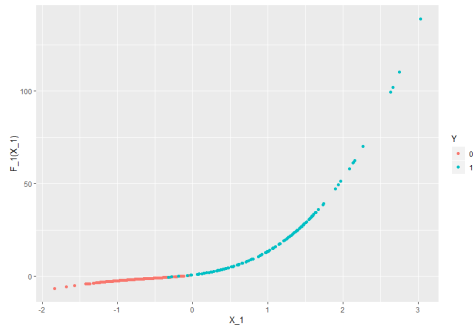
Figura 5.3: Realización 2 - parábolas continuas mas no suaves ($M = 3$, $J = 5$ y $K = 1$)



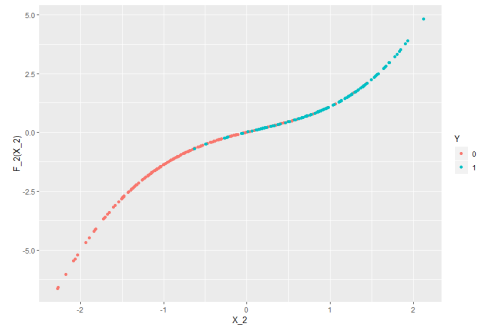
(a) Frontera de predicción



(b) Representación 3D de $\hat{\eta}$



(c) $\hat{f}_1(x_1)$



(d) $\hat{f}_2(x_2)$

Figura 5.4: Realización 3 - *splines* cúbicos ($M = 4$, $J = 3$ y $K = 3$)

Aunque muy similares, la definición de la métrica indica que la realización dos es la mejor por un pequeño margen pues es la más cercana a cero.

Dado que éste es un ejemplo introductorio la estimación de los parámetros se realizó *dentro de la muestra (in-sample)*, esto quiere decir que el modelo se entrena con las mismas observaciones contra las que se busca predecir.⁸ Cabe mencionar que para esta sencilla base de datos en particular, usar un modelo complejo como el *bpwpm* no es del todo necesario pues la base podría ser clasificada con la misma precisión por un modelo que use un predictor lineal en covariables. Sin embargo, se usa la base de datos para ejemplificar los tipos de fronteras flexibles. Asimismo, presentar las formas funcionales que toman las funciones f_j tampoco aportaría mucho pues están compuestas de muchos términos aditivos que no vale la pena desglosar.

5.3. Ejemplo 2 - comparación contra un probit lineal

Aprovechando la familiaridad de la base de datos anterior, se decide modificarla para que existan dos regiones de clasificación separadas. Se tomaron trece puntos, más allá de $x_1 \approx 5.5$ y se voltea su clasificación. En la imagen 5.6a se presenta esta base de datos modificada.

Con afán de comparar las predicciones del modelo *bpwpm* presentado en este trabajo contra uno más convencional, primeramente utiliza un modelo probit lineal en covariables. Es decir,

8. El efecto que ésto puede tener es que se sobre-ajuste a la muestra de entrenamiento donde, si se introdujeran nuevos datos el modelo probablemente no haría clasificaciones tan acertadas. En aprendizaje de máquina, debido al tamaño de la n , es usual separar la base de datos en dos, una para entrenamiento y otra para probar la efectividad; a este proceso se le conoce como *validación cruzada* y es análogo a la selección de modelos a través de las métricas AIC y BIC.

se estiman los parámetros $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2)^t$ del modelo:⁹

$$p_i = P(y_i = 1) = \mathbb{E}[y|\mathbf{x}_i] = \Phi(\eta(\mathbf{x}_i)) \Rightarrow$$

$$\eta(\mathbf{x}_i) = \Phi^{-1}(p_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (5.2)$$

De donde se obtienen los resultados presentados en la tabla 5.4 y la figura 5.5. De la imagen anterior, todo lo que quede por arriba de recta será clasificado como uno y todo lo que quede por debajo como cero.

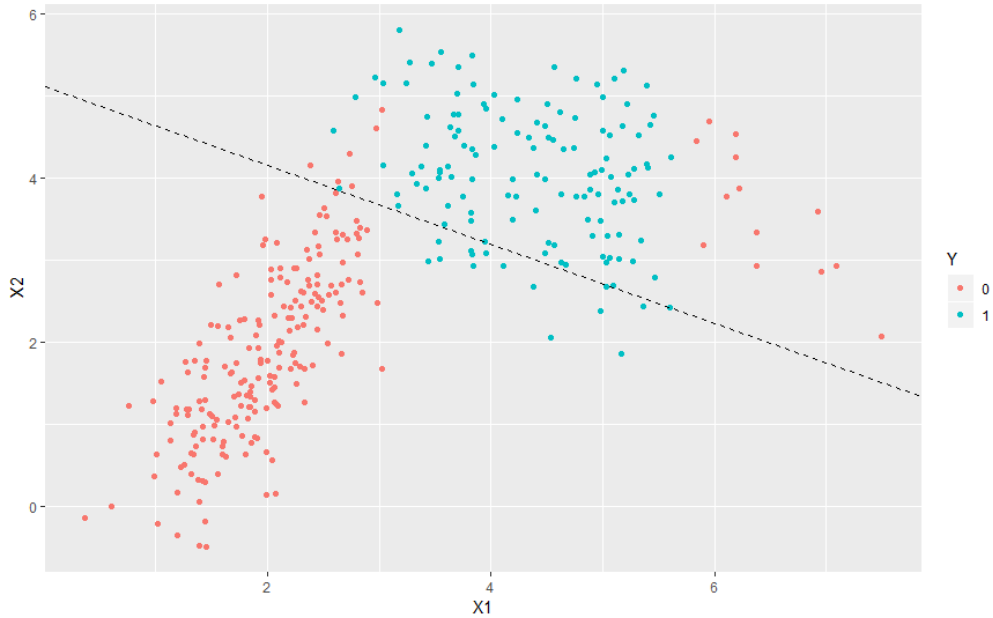


Figura 5.5: Frontera de predicción para modelo probit lineal en covariables

9. La estimación se realiza bajo el paradigma frecuentista usando el método de mínimos cuadrados a través de la función `glm(..., family = binomial(link = 'probit'))` en R.

Parámetro	Estimado	Info. predicción	
$\hat{\beta}_0$	-4.67	Est. Puntual	No aplica
$\hat{\beta}_1$	0.45	Precisión	90 %
$\hat{\beta}_2$	0.91	<i>log-loss</i>	0.28072

	$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
$y = 0$	194	19	213
$y = 1$	16	121	137
	210	140	350

Tabla 5.4: Ejemplo 2 - resultados para modelo probit lineal

Por ende, el modelo resultante es:

$$\Phi^{-1}(\hat{p}_i) = \hat{\eta}(\mathbf{x}) = -4.67 + 0.45x_{i,1} + 0.91x_{i,2}, \quad (5.3)$$

de donde se puede obtener explícitamente la ecuación de la frontera de predicción igualando (5.3) a 0.5, es decir:

$$\begin{aligned}
\Phi(\hat{\eta}(\mathbf{x}_i)) &\equiv 0.5 && \iff \\
\hat{\eta}(\mathbf{x}_i) &= 0 && \iff \\
0.45x_{i,1} + 0.91x_{i,2} &= 4.67 && (5.4)
\end{aligned}$$

Para contrastar, ahora se estiman los parámetros del modelo *bpwpm* especificando $M = 3$, $J = 3$ y $K = 2$ (resumen en la tabla 5.5). Para este ejemplo, se opta por analizar a fondo todos los componentes y hacer un análisis más detallado de su convergencia, por lo tanto, se presentan los resultados de los estimadores en la tabla 5.6 e imágenes generadas en la figura 5.6.

Parámetros		Parámetro Sim.
$M = 3$	$N^* = 4$	$N_{\text{sim}} = 10,000$
$J = 3$	$\lambda = 9$	$k^* = 7,500$
$K = 2$	$n = 350$	$k_{\text{thin}} = 0$

Tabla 5.5: Ejemplo 2 - regiones disjuntas de clasificación

Juntando todo, el modelo tiene como predictor lineal a la siguiente forma funcional:

$$\Phi^{-1}(\hat{p}_i) = \hat{\eta}(\mathbf{x}) = \hat{f}_0 + \hat{f}_1(x_{i,1}) + \hat{f}_2(x_{i,2}) \quad (5.5)$$

$$\begin{aligned}
&= \underbrace{\hat{f}_0}_{\hat{\beta}_0} \\
&\quad + \underbrace{\hat{\beta}_1 x_{i,1} + \hat{\beta}_2 x_{i,1}^2 + \hat{\beta}_3 (x_{i,1} - \hat{\tau}_{1,1})_+^2 + \hat{\beta}_4 (x_{i,1} - \hat{\tau}_{1,2})_+^2}_{\hat{f}_1(x_{i,1})} \\
&\quad + \underbrace{\hat{\beta}_5 x_{i,2} + \hat{\beta}_6 x_{i,2}^2 + \hat{\beta}_7 (x_{i,2} - \hat{\tau}_{2,1})_+^2 + \hat{\beta}_8 (x_{i,2} - \hat{\tau}_{2,2})_+^2}_{\hat{f}_2(x_{i,2})},
\end{aligned}$$

la cual queda perfectamente definida si se sustituyen los valores de β y nodos contenidos en \mathcal{P} presentados en la tabla 5.6. La ecuación (5.5) permite observar la expansión en bases final de $\eta(\cdot)$ para esta realización y elección de parámetros. Asimismo, en esta expansión se observa su forma aditiva y el desglose de las funciones \hat{f}_j . Es necesario remarcar que la transformación que realizan las funciones no lineales f_j , se observa contrastando las imágenes 5.6a y 5.6b. Es decir, el espacio inicial de covariables \mathcal{X}^2 (imagen 5.6a) tiene una forma que no puede ser separable por una frontera lineal. Sin embargo al llevar a cabo la transformación no lineal de esta base (imagen 5.6a), se deriva en un espacio $\tilde{\Psi}(\mathcal{X})^9 \subseteq \mathbb{R}^9$ que si puede ser separable por una recta. En consecuencia, la frontera de clasificación es disjunta, pues el modelo identifica dos regiones donde los datos deben ser clasificados como cero (imágenes 5.6c y 5.6d). Una vez más, se tienen esos pocos puntos que no quedan bien clasificados, incluyendo uno nuevo

cerca de las coordenadas cartesianas (5.8,2.3). Para esta base de datos en particular, se debe usar un nodo adicional cerca de la segunda región, ya que la curvatura, deriva de él. Asimismo, la suavidad de las funciones \hat{f} deriva de la elección de K .

Contrastando los resultados del modelo probit lineal (tabla 5.4) contra el modelo *bpwpm* (tabla 5.6), se observa que se tiene una mejora en precisión sustancial pues se enfatiza que la flexibilidad en la frontera viene derivada del número relativamente grande de parámetros. Uno de los beneficios es que para el modelo probit lineal, esta frontera se puede derivar de forma explícita en la ecuación (5.4), mientras que para el modelo *bpwpm* implicaría resolver numéricamente la ecuación derivada de la expresión no lineal (5.5). Asimismo, al comparar la métrica *log-loss*, se observa que se tiene una mejora importante. En cuanto a tiempo de estimación computacional, no se tiene una diferencia significativa entre los dos modelos.

Info. predicción				
Est. Puntual	Media posterior	$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
Precisión	98.6 %	210	2	200
<i>log-loss</i>	0.04505	2	135	137
		212	138	350

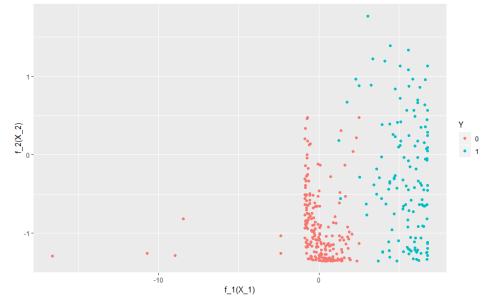
β	Valor		
$\hat{\beta}_0$	-2.03	}	\hat{f}_0
$\hat{\beta}_1$	-1.74		
$\hat{\beta}_2$	0.90	}	$\hat{f}_1(x_{i,1})$
$\hat{\beta}_3$	-0.07		
$\hat{\beta}_4$	-3.68		
$\hat{\beta}_5$	-1.01		
$\hat{\beta}_6$	0.13	}	$\hat{f}_2(x_{i,2})$
$\hat{\beta}_7$	0.31		
$\hat{\beta}_8$	-0.25		

\mathcal{P}	Valor		
$\hat{\tau}_{1,1}$	2.07	}	Nodos
$\hat{\tau}_{1,2}$	3.69		
$\hat{\tau}_{2,1}$	2.00		
$\hat{\tau}_{2,2}$	3.52		

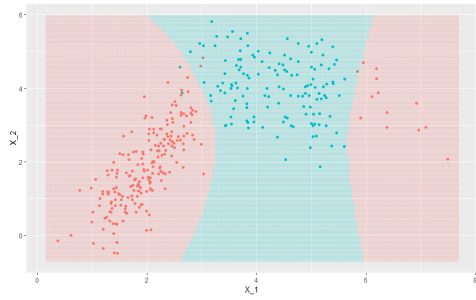
Tabla 5.6: Ejemplo 2 - resultados



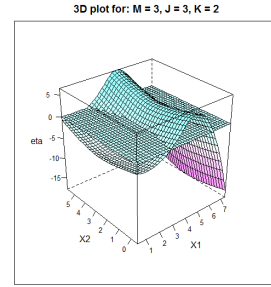
(a) Base del ejemplo 1 modificada



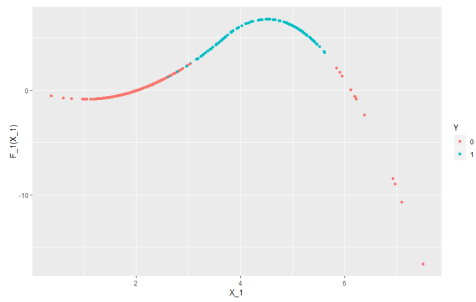
(b) Transformación no lineal



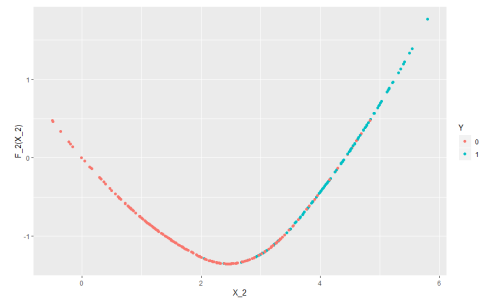
(c) Frontera de predicción



(d) Representación 3D de $\hat{\eta}$



(e) $\hat{f}_1(x_1)$



(f) $\hat{f}_2(x_2)$

Figura 5.6: Ejemplo 2 - regiones disjuntas de clasificación ($M = 3$, $J = 3$ y $K = 2$)

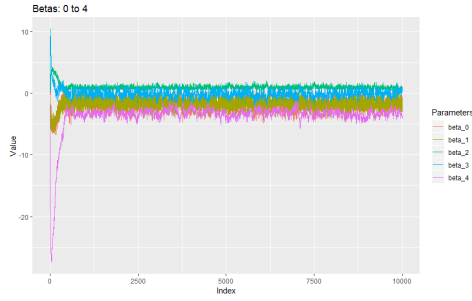
5.3.1. Análisis de convergencia

Para finalizar este ejemplo, se busca realizar un análisis detallado de la convergencia de las cadenas pues es parte fundamental del estudio de un modelo bayesiano. Por lo tanto en la tabla 5.7 se presentan resúmenes numéricos de los parámetros β y las cadenas completas en la figura 5.7.¹⁰

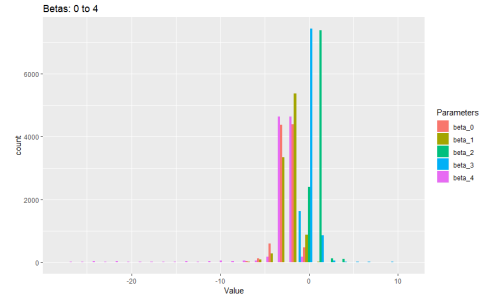
Al analizar las gráficas y los resúmenes, se nota cómo ciertos parámetros como $\hat{\beta}_4$ fluctúan mucho en su estimación en un comienzo, sin embargo de 5.7e se observa cómo el modelo converge a la larga. Asimismo, de los histogramas y trazas de las cadenas, se observa que éstas tienden a estar bien formadas y presentan vagamente una distribución normal multivariada, estabilizándose conforme el algoritmo de muestreo Gibbs converge al espacio de probabilidad buscado. El periodo de burn-in, se escoge en $k^* = 7,500$ pues se busca dar estimaciones puntuales de la media posterior lo más exactas posibles y pareciera que a partir de k^* se logra esto pues tanto las cadenas como la media ergódica no fluctúan demasiado. Si únicamente se mostraran los datos de las cadenas recortadas, los histogramas estarían perfectamente formados y tendrían una desviación estándar de aproximadamente uno por construcción.

Para este modelo flexible, aunque los parámetros no estén confundidos, existe la posibilidad de que algunos de ellos converjan a cero pues son innecesarios para la estimación, por ejemplo $\hat{\beta}_3$ y $\hat{\beta}_6$. Para identificar estos parámetros, se pueden aplicar pruebas de hipótesis o procedimientos de selección de variables ya que se cuenta con toda la información que se tendría en un modelo tradicional; sin embargo, se enfatizan los resultados de predicción del modelo completo y no la interpretabilidad de los parámetros individuales.

10. Tanto las imágenes como los resúmenes, aún no han sido ajustados por el periodo de burn-in, de ahí la disparidad contra las estimaciones puntuales de 5.6. Asimismo, para este ejemplo se presenta una visualización animada en formato .gif de como el algoritmo converge conforme avanza el número de iteraciones, consultando <https://github.com/PaoloLuciano/Tesis-Latex>



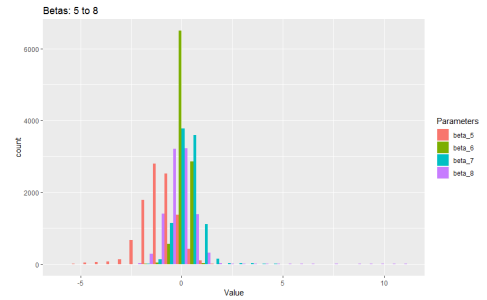
(a) Trazas de $\hat{\beta}_0$ a $\hat{\beta}_4$



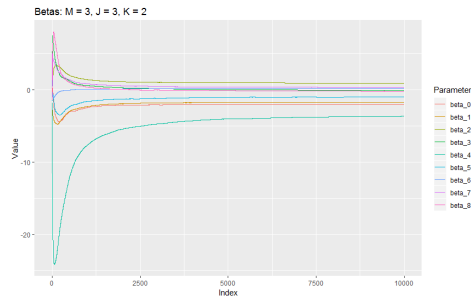
(b) Histogramas de $\hat{\beta}_0$ a $\hat{\beta}_4$



(c) Trazas de $\hat{\beta}_5$ a $\hat{\beta}_8$



(d) Histogramas de $\hat{\beta}_5$ a $\hat{\beta}_8$



(e) Media ergódica

Figura 5.7: Ejemplo 2 - análisis de convergencia

Métrica	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
Mínimo	-6.79	-6.63	-0.39	-2.11	-27.40
Primer Cuartíl	-2.54	-2.22	0.66	-0.48	-3.72
Media	-2.03	-1.73	0.90	-0.07	-3.68
Mediana	-1.98	-1.69	0.85	-0.09	-3.28
Tercer Cuartíl	-1.44	-1.17	1.05	0.27	-2.86
Máximo	0.85	1.56	4.21	10.38	-1.07
Desviación Estandar	0.89	0.87	0.45	0.72	2.61

Métrica	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$	$\hat{\beta}_7$	$\hat{\beta}_8$
Mínimo	-5.59	-1.64	-1.89	-2.47
Primer Cuartíl	-1.49	-0.04	-0.05	-0.69
Media	-1.00	0.13	0.31	-0.21
Mediana	-0.97	0.13	0.27	-0.27
Tercer Cuartíl	-0.44	0.31	0.63	0.13
Máximo	2.44	1.47	6.67	11.0
Desviación Estandar	0.87	0.28	0.60	0.94

Tabla 5.7: Ejemplo 2 - resúmenes numéricos para las cadenas de β

5.4. Ejemplos 3 a 5 - otros resultados interesantes

Los ejemplos presentados a continuación, son más expositivos que analíticos, es decir, se enfatizan los resultados más que los detalles matemáticos como se hizo en la sección anterior. Estos ejemplos y bases de datos simuladas, buscan sobre todo poner a prueba las capacidades no lineales del modelo y estresar las interacciones entre las dimensiones. Al estar tratando con regiones de clasificación más complejas, la predicción correcta sería imposible para un modelo lineal en covariables.

Ejemplo 3 - región parabólica

Para este ejemplo, se generaron $n = 400$ datos en \mathbb{R}^2 usando coordenadas polares al tomar ángulos con un rango entre $[-1, 1]$. Posteriormente se tomaron diferentes radios para diferenciar cada grupo y finalmente se les sumó ruido blanco a los puntos para que existiera una región de confusión. La simulación derivó en un patrón de datos cuya frontera es curva, casi parabólica. Dadas las características de los datos, se piensa que usar polinomios por partes parabólicos y suaves ($M = 3$ y $K = 2$) es una buena opción para modelarlos. Los parámetros escogidos para la realización final del modelo, se presentan en la tabla 5.8. Asimismo, los resultados e imágenes se presentan en la tabla 5.9 y la figura 5.8 respectivamente.

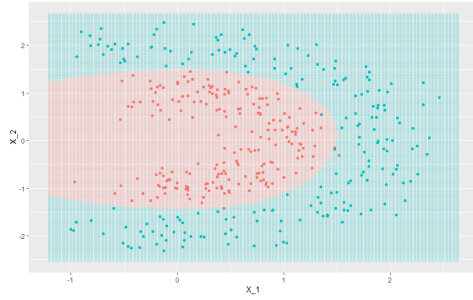
Parámetros		Parámetro Sim.
$M = 3$	$N^* = 5$	$N_{\text{sim}} = 10,000$
$J = 4$	$\lambda = 11$	$k^* = 2,500$
$K = 2$	$n = 400$	$k_{\text{thin}} = 0$

Tabla 5.8: Ejemplo 3 - región parabólica

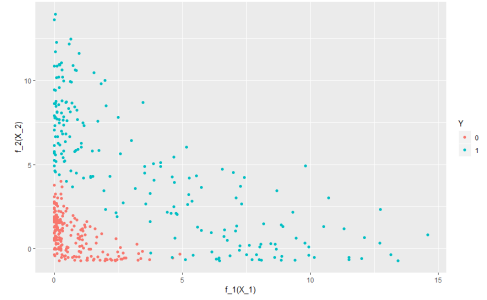
Info. predicción			$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
Est. Puntual	Media posterior	$y = 0$	198	2	200
Precisión	99.2 %	$y = 1$	1	199	200
$\log\text{-loss}$	0.04352		199	201	400

Tabla 5.9: Ejemplo 3 - resultados

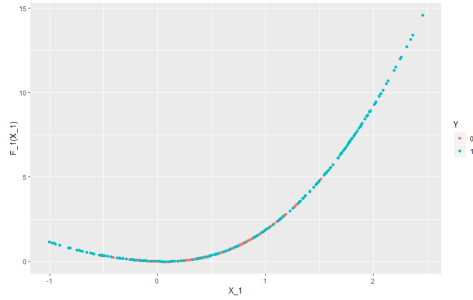
Esta es una realización particularmente interesante pues con un total $\lambda = 11$ parámetros se logra una precisión alta además de obtener convergencia relativamente rápido ($N_{\text{sim}} = 10,000$ y $k^* = 2,500$). Analizando el modelo de forma gráfica, se observa claramente que la segunda transformación $\hat{f}_2(x_2)$ (imagen 5.8d) captura la parte parabólica. A la vez, la primera transformación $\hat{f}_1(x_1)$ (imagen 5.8c) le da poco peso a la región donde hay confusión entre los los grupos pero posteriormente crece en donde hay certidumbre. Asimismo, se



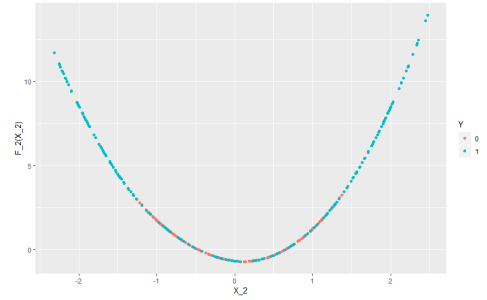
(a) Frontera



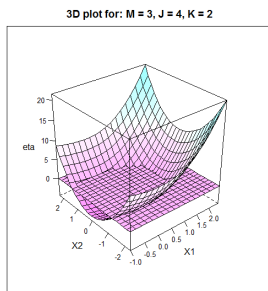
(b) Transformación no lineal



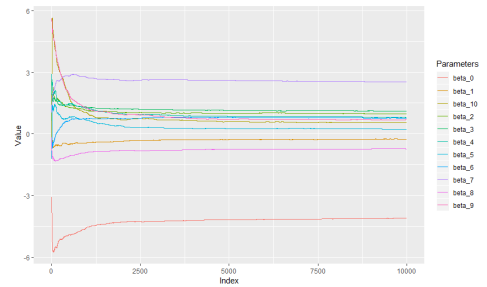
(c) $\hat{f}_1(x_1)$



(d) $\hat{f}_2(x_2)$



(e) Representación 3D de $\hat{\eta}$



(f) Medias ergódicas

Figura 5.8: Ejemplo 3 - parábolas suaves ($M = 3$, $J = 4$ y $K = 2$)

presenta el espacio de la transformación no lineal en la imagen 5.8b en donde se observa que el grupo rojo cero, se concentra en la esquina inferior izquierda, representando la posible separación lineal en este espacio transformado.

Ejemplo 4 - región ovalada

Para esta base de datos en particular se busca replicar algo similar a la imagen del capítulo introductorio 1.1 de la página 3. Se obtuvo una base de datos pequeña del curso en línea de aprendizaje de máquina de Ng (2018) que presenta una frontera de clasificación ovalada.¹¹ Esta base de datos se usa para entrenar modelos saturados logit con regularización, Hastie, Tibshirani y Friedman (2008), logrando predecir fronteras curvas con modelos tradicionalmente lineales al incluir interacciones de orden mayor entre covariables. Por lo tanto, se decidió probarlo también con el modelo presentado para contrastar.

El modelo una vez más, fue ajustado usando parábolas suaves las cuales resultaron ser excelentes herramientas. Los parámetros escogidos para la realización final del modelo, se presentan en la tabla 5.10 con resultados e imágenes en la tabla 5.11 y figura 5.9 respectivamente.

Parámetros		Parámetro Sim.
$M = 3$	$N^* = 3$	$N_{\text{sim}} = 2,000$
$J = 2$	$\lambda = 7$	$k^* = 500$
$K = 2$	$n = 118$	$k_{\text{thin}} = 0$

Tabla 5.10: Ejemplo 4 - región ovalada

Para esta realización del modelo, se buscó estresar su flexibilidad al incluir el menor número

11. Este curso, se ofrece de forma gratuita en la plataforma de MOOC's Coursera.

Info. predicción			$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
Est. Puntual	Media posterior	$y = 0$	48	12	60
Precisión	78.8 %	$y = 1$	13	45	58
<i>log-loss</i>	0.4714		61	57	118

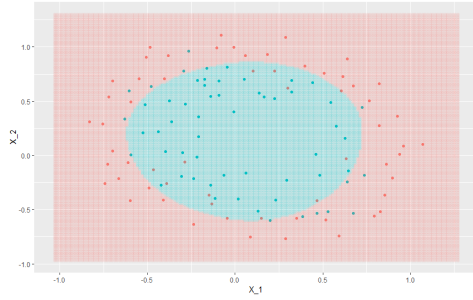
Tabla 5.11: Ejemplo 4 - resultados

de términos posibles usando un solo nodo ($\lambda = 7$ y $J = 2$) y cadenas cortas ($N_{\text{sim}} = 2,000$). Aunque una precisión de 78.8 % no resulte tan atractiva, es la precisión que se presenta en el curso en línea y permanece constante aún si se aumenta λ . La métrica ll mejora (marginalmente) sobre la presentada en el curso (≈ 0.5), sin embargo, se logra una reducción significativa en el número de parámetros pues el modelo saturado de Ng (2018) inicia con 28 parámetros.¹² Asimismo, como se observa en la figura 5.9f las cadenas convergen rápidamente. Todo el poder del modelo, recae en la forma funcional de las funciones \hat{f}_j al poder estimar regiones irregularmente curvas, con pocas observaciones y parámetros.

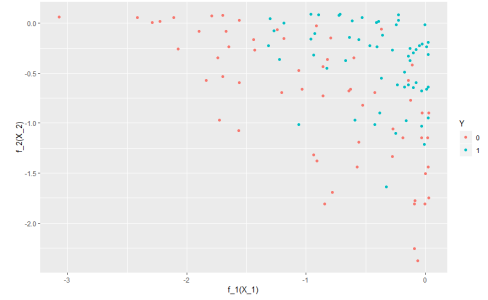
Ejemplo 5 - *yin-yang*, limitaciones del modelo

Para finalizar con las bases de datos simulados, el modelo *bpwpm* se llevó al límite de sus capacidades sobre un patrón de puntos, intuitivo al ojo humano, pero difícil de identificar por un modelo de este tipo. Los datos tratan de simular un *yin-yang* que se puede observar en la figura 5.10a. La simple simulación de la base de datos representó un reto donde se conjuntaron varias áreas de la matemática aplicada. En el software **GeoGebra**, se generó el diagrama

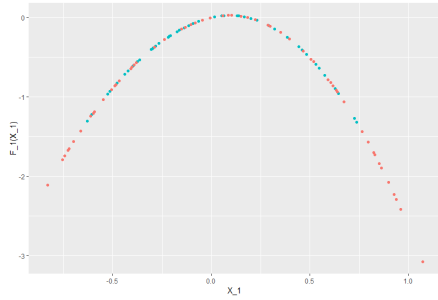
12. Dada la regularización, muchos de estos parámetros se desvanecían.



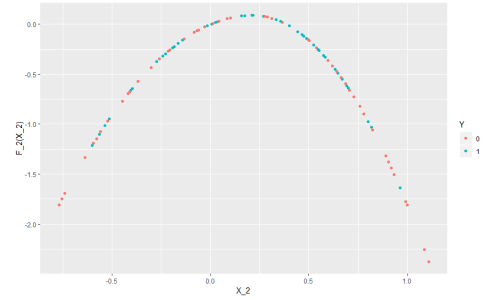
(a) Frontera



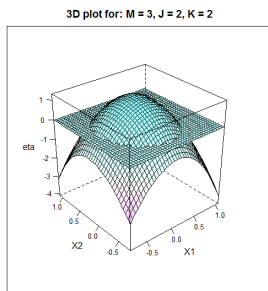
(b) Transformación no lineal



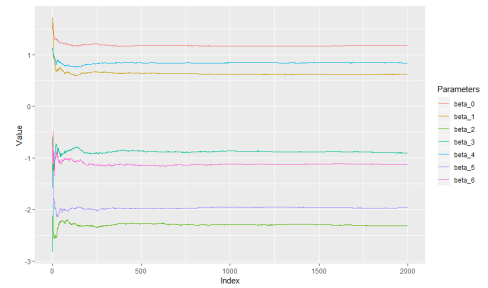
(c) $\hat{f}_1(x_1)$



(d) $\hat{f}_2(x_2)$



(e) Representación 3D de $\hat{\eta}$



(f) Medias ergódicas

Figura 5.9: Ejemplo 4 - parábolas suaves en un nodos ($M = 3$, $J = 2$ y $K = 2$)

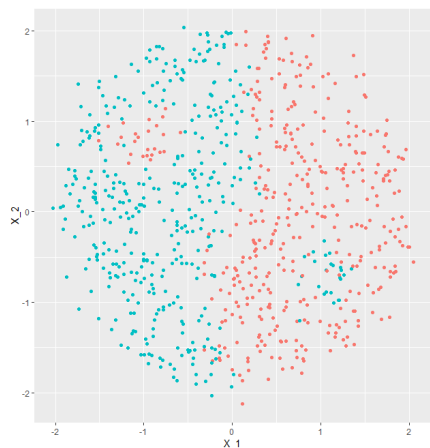
presentado en la figura 5.10b que consiste de las siguientes desigualdades cartesianas:

$$x^2 + y^2 < 16,$$

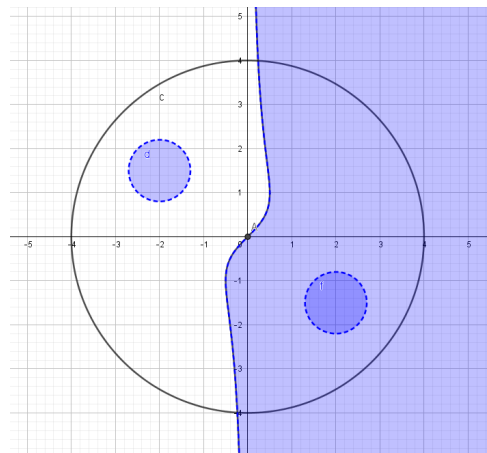
$$(x + 2)^2 + (y - 1.5)^2 < 0.49,$$

$$(x - 1.5)^2 + (y + 2)^2 < 0.49,$$

$$x < \frac{y}{(1 + y^2)}.$$



(a) Datos simulados

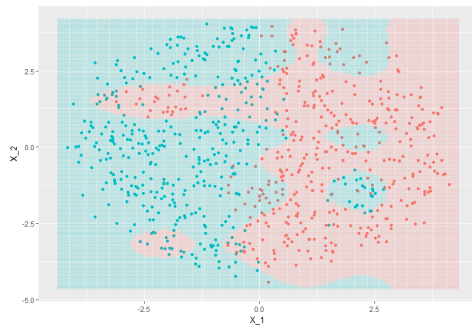


(b) Salida del software **GeoGebra**

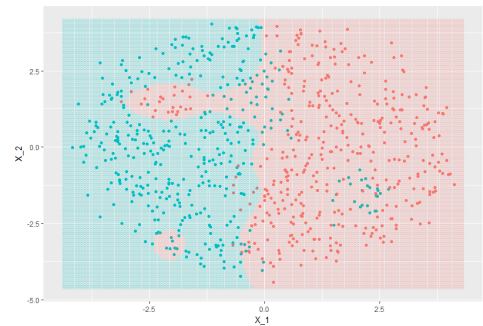
Figura 5.10: Ejemplo 5 - patrón yin-yang

Una vez dibujadas las ecuaciones, se generó una base de datos de aproximadamente $n \approx 800$ observaciones con una distribución uniforme dentro del círculo usando coordenadas polares. A estos puntos se les asignó la categoría cero, posteriormente se cambió la categoría a los puntos que cumplieran con las desigualdades. Después, se le añadió algo de ruido normal a cada punto para darle aleatoriedad a la base de datos pero manteniendo el patrón y finalmente, se escala la base para centrarla en cero.

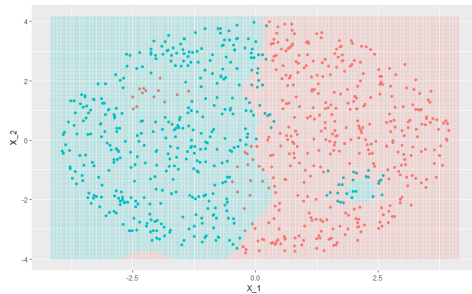
Se corrieron un sinnfín de realizaciones del modelo, tratando de calibrar los parámetros M , J y K para captar de la mejor manera posible el patrón. Sin embargo y aunque el modelo casi siempre lograba una precisión de cerca de 85 %, no se logra la clasificación esperada identificando los puntos de color dentro de las áreas opuestas. De cualquier forma se observa cómo el algoritmo está tratando de encontrar este patrón. En la figura 5.11 se pueden ver fronteras de algunos de los mejores modelos.¹³ Para las imágenes 5.11c y 5.11b,



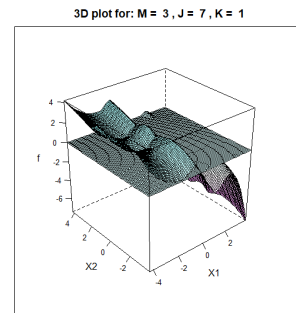
(a) Sobre-ajuste



(b) Mejor modelo



(c) Falta de precisión



(d) Gráfico 3D para uno de los modelos

Figura 5.11: Fronteras de varios modelos para datos yin-yang

se observa cómo el modelo está tratando de encontrar las regiones anidadas, sin embargo,

13. En la imagen 5.11a, el modelo detecta relativamente bien la curva que separa las regiones y detecta de forma aislada el círculo azul de la esquina inferior derecha.

nunca se logra de forma precisa. Finalmente la imagen 5.11d, muestra una de las muchas representaciones 3D que se hicieron al tratar de ajustar esta base de datos. Precisamente en esta última imagen esconde el porqué no se logró hacer la estimación correcta: la dependencia implícita entre los nodos. Estos nodos, en realidad están dividiendo el espacio bi-dimensional en una malla cuadriculada donde las interacciones son difíciles de discernir. Conforme aumenta el número de nodos, más complejo se vuelve el modelo. Es por ello, que los picos y valles se repiten en un patrón uniforme. Asimismo, dada la naturaleza global de los polinomios y esta interacción, el modelo tiene esta estructura decreciente siempre, derivando que los picos y los valles nunca alcancen las regiones extremas en polos opuestos. De igual forma, la uniformidad y simetría impar, inherente a esta base de datos, llevó a que la estimación de los parámetros fuera óptima dentro de las capacidades del modelo. Otra desventaja de esta base, es que estos modelos se tuvieron que correr con un número grande de nodos $J \approx 20$, derivando en un número de parámetros aún mayor.

5.5. Ejemplo 6 - el modelo en la práctica

Hasta ahora, todos los resultados de este trabajo han sido sobre bases de datos simuladas. Claramente se forman imágenes atractivas por construcción, sin embargo, no se está prediciendo nada en realidad pues se utiliza una metodología *dentro de muestra* para enfatizar las posibles fronteras del modelo. Por lo tanto y como último ejemplo, se presenta la base de datos de cáncer de mama de la Universidad de Wisconsin. Esta base de datos es citada en varios trabajos de los años noventa, donde se tratan de hacer clasificaciones binarias usando una serie de procedimientos más robustos que los tradicionales GLM, Mangasarian, Setiono y Wolberg (1990) y Bennett y Mangasarian (1992).

De manera general y sin entrar en el detalle biológico de las variables como tal, se presenta un

análisis exploratorio preliminar que se lleva a cabo para seleccionar, de forma completamente subjetiva, las que se consideren relevantes. La base de datos cuenta con $n = 699$ observaciones de las cuales el 34.5 % representan pacientes infectados con tumores malignos representados por el color rojo (etiqueta cero). Se cuenta con diez covariables (dimensiones) médicas sobre las características de los tumores como lo son: el tamaño, la uniformidad de la pared celular y la cromatina.¹⁴ En la figura 5.12, se muestran los gráficos de puntos pareados para todas las posibles combinaciones de covariables además de cierta información adicional. Se hace notar

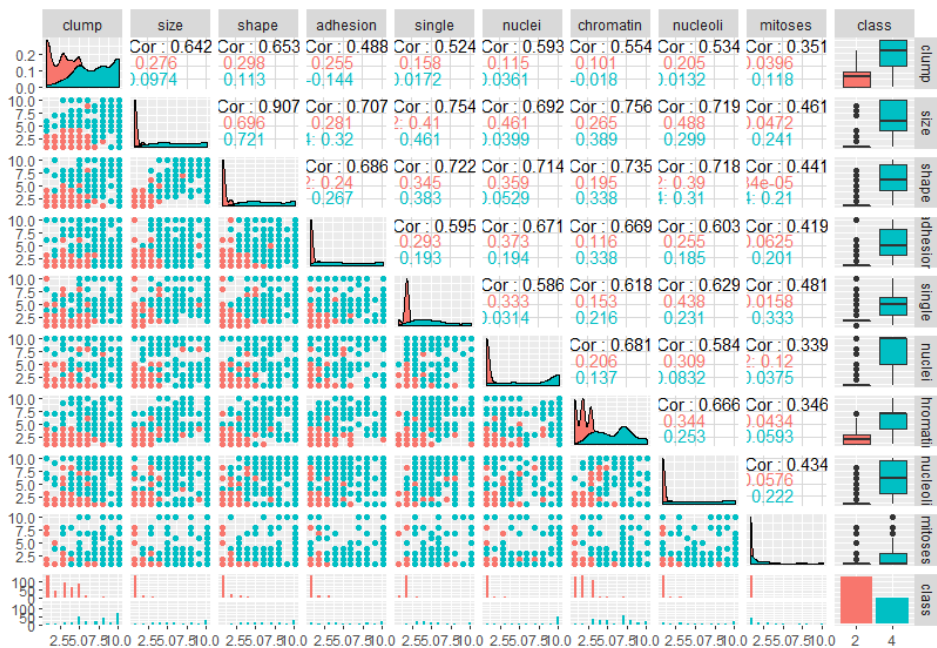
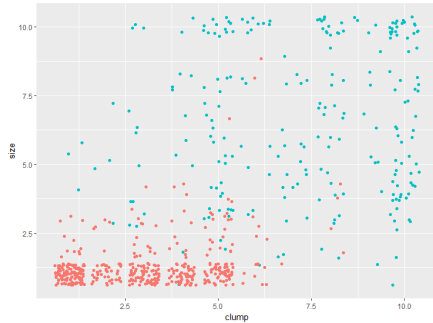


Figura 5.12: Análisis exploratorio para selección de variables

que las covariables están codificadas en una escala a 10 puntos, por lo tanto, la representación gráfica de los datos se ve más como una cuadrícula que como un espacio real de variables. Derivado de esta exploración previa, se seleccionan las covariables *clump*, *size* y *chromatin*

14. Forma en la que se presenta la cadena de ADN en el núcleo celular.

debido a que parecieran ser las que mejor separan el espacio.¹⁵ En la figura 5.13 se presentan dos gráficos de puntos con algo de ruido para hacer notar que las regiones son un poco más complejas de lo que podría parecer en una primera exploración, además se tienen puntos idénticos con clasificaciones contrarias. Sin embargo, a simple vista se detecta cierto patrón en los datos.



(a) Variables *clump* y *chromatin*



(b) Variables *clump* y *size*

Figura 5.13: Gráficos de puntos con ruido para separar las observaciones

Para poder hablar de predicción como tal, tiene que existir una base de datos contra la cual probar las estimaciones del modelo. Por lo tanto, la base original se parte en dos: un conjunto de entrenamiento con el 60 % de las observaciones ($n_{\text{train}} = 409$) y un conjunto de prueba con las observaciones restantes ($n_{\text{test}} = 274$) sobre las que se evaluará el modelo.¹⁶ La realización final de entrenamiento del modelo se resume en la tabla 5.12, se escogen segmentos de recta continuos sobre tres nodos. Los resultados numéricos sobre la base de datos de prueba se presentan en la tabla 5.13 y el análisis de convergencia a través de las medias ergódicas en la figura 5.14a. Asimismo, se presenta cada \hat{f}_j $j = 1, 2, 3$ en las figuras 5.14b, 5.14c y 5.14d respectivamente.

15. Estas covariables corresponden a el espesor de los tumores, su tamaño y la textura de la cromatina en las células respectivamente.

16. La diferencia de 16 observaciones entre la suma de entrenamiento y prueba, contra las 699 originales, se debe a que estas estaban incompletas y por lo tanto se descartan.

Haciendo una predicción fuera de muestra los resultados son buenos logrando una precisión del 95.6 %. Asimismo, se resalta que inclusive en dimensiones ($d = 3$) más altas si se escogen los parámetros adecuados M , J y K , el número total de parámetros ($\lambda = 13$) no necesita aumentar demasiado para lograr una buena separación del espacio.¹⁷ Sin embargo, derivado también del número de covariables es que no se pueden hacer una visualización en el plano cartesiano \mathbb{R}^2 como en los ejemplos anteriores. No obstante, la convergencia es clara y los resultados buenos, incluso usando segmentos de recta y un número de nodos pequeño. Se hace notar que la codificación de las covariables usando una escala de diez puntos no es óptima para un modelo que se construye pensando en un espacio real de covariables \mathcal{X}^d , sin embargo, no parece afectar la estimación de los parámetros.

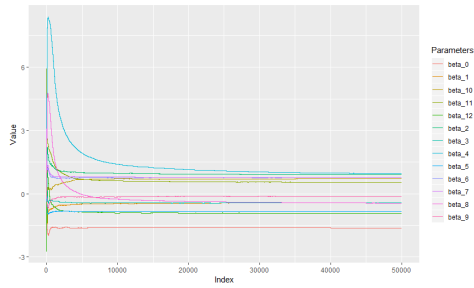
Parámetros		Parámetro Sim.
$M = 2$	$N^* = 4$	$N_{\text{sim}} = 50,000$
$J = 4$	$\lambda = 13$	$k^* = 10,000$
$K = 1$	$n = 409$	$k_{\text{thin}} = 0$

Tabla 5.12: Ejemplo 6 - datos médicos de cáncer

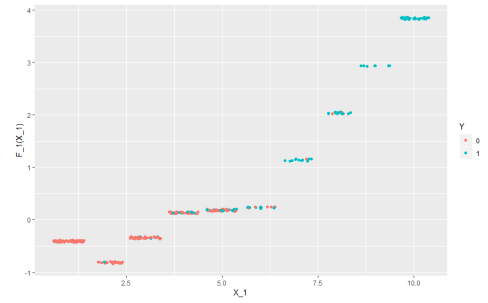
Info. predicción				
		$\hat{y} = 0$	$\hat{y} = 1$	
Est. Puntual	Media posterior	169	9	178
Precisión	95.6 %	3	93	96
$\log\text{-loss}$	0.1561	172	102	274

Tabla 5.13: Ejemplo 6 - resultados

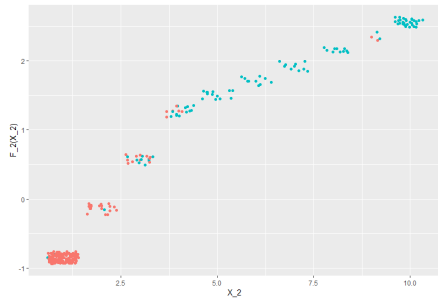
17. Se corrieron otras realizaciones del modelo aumentando el número de covariables d y ajustando los parámetros M , J y K . Sin embargo, no logró aumentar significativamente la precisión del modelo.



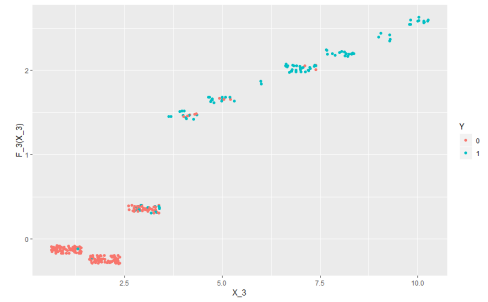
(a) Medias ergódica



(b) $\hat{f}_1(x_1)$ con ruido



(c) $\hat{f}_2(x_2)$ con ruido



(d) $\hat{f}_3(x_3)$ con ruido

Figura 5.14: Media ergódica y funciones $\hat{f}_j(x_j)$ $j = 1, 2, 3$

Capítulo 6

Conclusiones

Se espera que a lo largo de este trabajo, se haya vislumbrado como el desarrollo de un modelo de aprendizaje de máquina termina derivando en el estudio y aplicación de múltiples áreas de la estadística y las matemáticas. Siguiendo una vez más el precepto de Box (1976), el modelo se flexibiliza en respuesta a una necesidad práctica y no por sí mismo. Sin embargo es interesante el reto que esto representa, pues en el proceso, se logra cierto entendimiento de modelos más complejos o muchos otros usados en la práctica actual. Asimismo, es altamente gratificante observar los buenos resultados. No obstante, el modelo se puede mejorar significativamente, además de que restan algunos temas en los que vale la pena profundizar. Este capítulo busca resumir las posibles limitaciones y contratiempos que podrían surgir en la aplicación del modelo que el autor anticipa.

6.1. Consideraciones finales sobre el modelo

Ventajas con respecto a procedimientos tradicionales

Como se hizo notar a lo largo del trabajo, el *bpwpm* no es más que la combinación de dos trabajos claves, la flexibilización de la función de predicción η por parte de Denison, Mallick y Smith (1998) y la definición de un modelo probit (que induce un algoritmo de muestreo Gibbs) por parte de Albert y Chib (1993). Sin embargo al combinar sus trabajos y extender sobre sus posibilidades, el modelo logra diversas fronteras de predicción, imposibles para modelos con fronteras más rígidas como se ilustró en la sección 5.3. Asimismo, el que el modelo sea fácil de implementar, calibrar y validar lo hace pedagógico, logrando ilustrar conceptos que en aprendizaje estadístico pudieran parecer confusos.¹ Otro beneficio es la utilización de un paradigma bayesiano de aprendizaje. Este paradigma, permite poner modelos en producción en aplicaciones reales donde se reciben constantemente nuevos datos. Si se cree que los parámetros no son estáticos en el tiempo, conforme se reciben nuevas observaciones se pueden hacer predicciones en tiempo real y al mismo tiempo refinar los parámetros en presencia de la nueva evidencia.

Convergencia y sus implicaciones

Lograr cadenas siempre convergentes, estables y que tengan la distribución posterior buscada es complejo por dos razones. Primeramente pues, aunque el muestreador de Gibbs garantice la ergodicidad, si se tienen regiones de baja probabilidad, el algoritmo podría tomar un

1. La validación como tal, se realiza de una manera más empírica que en modelos más sencillos como lo podría ser una regresión lineal simple. Ésto pues los supuestos del modelo no son observables, Draper (1995).

tiempo casi infinito en alcanzarlas, Robert y Casella (2004). Segundo por el componente numérico del algoritmo, esto pues la mayoría de los métodos bayesianos de simulación dependen de generadores de números aleatorios, además, se podrían dar errores de estimación por problemas de desbordamiento binario. Por ejemplo, no es raro que el algoritmo caiga en errores de precisión de máquina al tener términos de orden mayor ($M \gg 0$) que crecen rápidamente fuera de \mathcal{X}^d . Sin embargo, todos los modelos presentados en este trabajo son replicables al fijar la semilla del algoritmo generador, e incluso, si este se cambia, los parámetros siguen convergiendo a los valores puntuales presentados, lo cual indica que efectivamente existe un patrón que el modelo está encontrando y los resultados no se deben a la aleatoriedad intrínseca del algoritmo de simulación.

Calibración de los parámetros

Aunque se podría pensar que fijar M , J y K a discreción del estadístico sesga los resultados, en realidad es sólo una consecuencia de haber escogido un modelo estructurado como se hizo. Prácticamente en ningún modelo estadístico, incluso en los no paramétricos, se puede abandonar toda decisión al algoritmo para que este encuentre el modelo perfecto. Siempre existirá un parámetro o variable que se deba de afinar lo cual introduce una dimensión subjetiva al modelo, Wasserman (2007). Inclusive, la misma selección del modelo introduce variabilidad no sistemática en los datos lo cual podría sesgar los resultados. Sin embargo, en el caso de los parámetros del modelo, existe un proceso de calibración que se puede realizar de forma analítica y no por fuerza bruta. Usando métodos de selección de modelos, ya sea a través de validación cruzada o con criterios como el de Akaike, se puede conseguir un *mejor* modelo prefiriendo siempre la parsimonia. En particular, para los ejemplos sencillos presentados la selección de M , J y K era prácticamente trivial y el modelo lograba capturar el patrón con diferentes tipos de fronteras. Como ejemplo, se tienen las realizaciones del primer ejemplo de la sección 5.2.

Velocidad del algoritmo

Es curioso notar, que aunque el modelo sea complejo y pueda crecer rápidamente en el número de parámetros λ al modificar M , J y K o aumentar el número de covariables d , la velocidad del algoritmo es relativamente buena. Gracias a las optimizaciones realizadas en los cálculos parciales y el uso de distribuciones conjugadas, la simulación de un gran número de parámetros es trivial. Prácticamente en todos los modelos probados, se terminaron de simular las cadenas en un minuto o menos. Aquello que hace que el algoritmo sea más lento, usualmente es escalar n ordenes de magnitud.² Otro factor importante que influye en la velocidad del algoritmo es el uso de un paradigma bayesiano para el entrenamiento. Esta decisión se toma, además de la definición de Albert y Chib (1993), por cuestiones personales ya que la filosofía bayesiana de *actualización del conocimiento* resuena mucho con aquella del autor. Sin embargo, el paradigma frecuentista es muy valioso por sí mismo y para este modelo, habría logrado que el algoritmo fuera casi instantáneo para un número grande de parámetros.

Gracias a la fácil disponibilidad y uso del paquete *bpwpm*, se exhorta al lector a probarlo sobre diferentes datos y problemas ya que sería interesante verlo aplicado en otros contextos y datos. Además, tanto el modelo como el algoritmo se puede ir mejorando con contribuciones de terceros. Dado que el algoritmo se implementó en el software estadístico R, el cual tiene múltiples ventajas, se reconoce que no es el lenguaje más veloz computacionalmente pues corre a un nivel muy alto y es un lenguaje interpretado. Si se pensara usar el algoritmo para aplicaciones más robustas, se recomendaría adaptar las funciones a un lenguajes de nivel más bajo como lo puede ser C++.

2. El algoritmo comienza a ralentizarse significativamente cuando n es cercano a 10^5 .

6.2. Posibles mejoras y actualizaciones

Como se mencionó, la fuerza del modelo recae en la combinación de todos sus componentes pues le otorga flexibilidad a las estructuras contenidas en η . No obstante, como se estudió en el ejemplo 5, el modelo tiene limitantes que se pueden mejorar.

La primer y más urgente mejora que se propone explorar, es la de incorporación de un método para la selección de covariables. Bajo el enfoque de la estadística frecuentista para modelos de regresión, en ocasiones se trata de buscar aquellas covariables más significativas para la predicción correcta de la respuesta. Existen procedimientos iterativos hacia adelante y hacia atrás, que exploran el espacio de 2^d modelos posibles y encuentran el mejor usando criterios análogos al de la función log-loss usada en este trabajo, Bishop (2006).³ Los métodos de aprendizaje de máquina más recientes son especialmente efectivos en este ámbito; sus algoritmos recaen en usar cantidades enormes de información con múltiples covariables ($d \gg 1$) para hacer predicciones robustas al entrenar miles de parámetros, Nielsen (2015). Bajo el paradigma bayesiano la selección de covariables también se puede manejar. Los métodos más usados, incorporan una nueva serie de variables auxiliares (usualmente funciones indicadoras) cuyo trabajo es detectar cuando una variable es relevante o no. A estas variables, también se les da un tratamiento bayesiano y son estimadas por los mismos algoritmos MCMC a la par de todos los demás, O'Hara, Sillanpää y col. (2009).

Para este trabajo, como se observa en el ejemplo 6, la selección de covariables se hizo de manera manual (y subjetiva) tomando únicamente aquellas que se consideraban importantes o útiles derivado de una exploración a priori de los datos. La urgencia de incorporar esto al modelo, se debe a que la selección de covariables, no sólo se realiza en afán de simplificar los modelos, sino por una razón computacional de convergencia pues al no tener covaria-

3. Usualmente el criterio de Akaike

bles adicionales los parámetros asociados a las variables relevantes serían más significativos. Asimismo, se podría reducir la colinealidad entre covariables.

La siguiente modificación interesante está en la selección automática de posiciones nodales. La principal razón por la que no se logró estimar perfectamente el ejemplo del *yin-yang* se debe a que los nodos se concentraban hacia el centro donde hay más datos y no en los pequeños círculos donde más se necesitaban. Esto viene derivado de que hasta el momento, sus posiciones se eligen en los cuantiles de los datos. Como se mencionó, el mismo trabajo rector de este trabajo Denison, Mallick y Smith (1998), considera un método para realizar esto, pero implicaría usar métodos más avanzados en el algoritmo de muestreo pues la dimensión del número de parámetros fluctúa como se agregan o se eliminan nodos. Balancear esa capa adicional con la estimación de todos los parámetros, latentes y no latentes, salía del enfoque de este trabajo y hubiera mejorado marginalmente las estimaciones presentadas.

Otra modificación considerada es volver el algoritmo de muestreo Gibbs en algo menos rígido. Como se menciona en el Capítulo 3, se toman distribuciones conjugadas para el proceso de aprendizaje bayesiano pues simplifica mucho la derivación de la ecuación (4.1). Esto permite que el muestreo sea sencillo, requiriendo únicamente álgebra lineal y simulaciones de variables con distribución normal multivariada. Aunque el supuesto de que $\beta \sim \mathcal{N}_\lambda$ no es malo, sería bueno poder incorporar distribuciones a priori arbitrarias, para poder reflejar conocimiento previo de la base de datos o información de expertos. Hacer esta modificación sin embargo, requeriría de cambiar sustancialmente el algoritmo, y por ende las derivaciones. Asimismo, se estaría obligando a usar paquetes de software que permitan hacer inferencia bayesiana más general como las librerías **STAN** o **BUGGS**.

Como última modificación, se considera que si se usara una expansión de bases diferente, sería posible mejorar tanto la velocidad, como la precisión del algoritmo más allá de los nodos. La expansión en bases truncadas es buena y en la práctica funciona muy bien, sin embargo,

es computacionalmente lenta. Por ejemplo, si se incorporara el cambio en la posición de los nodos sería forzoso recalcular la matriz $\tilde{\Psi}$ múltiples veces. Haciendo un cambio de bases, se puede usar un conjunto de b-splines que representen exactamente el mismo polinomio pero se calculen más rápido. Asimismo, esta modificación permitiría incorporar *splines naturales* que son menos globales y no fluctúan tan rápido más allá de la frontera, Wahba (1990).

Estas capacidades adicionales, robustecerían en gran forma al modelo. Si se pensara en usarlo para aplicaciones a gran escala, con miles de datos y aplicaciones concretas, sería importante incorporarlas. Sin embargo, para efectos de este trabajo y para problemas menos trascendentes de clasificación binaria, estas consideraciones se puede obviar. Asimismo, para todos los ejemplos y bases de datos probadas, no resultaron en un contratiempo.

6.3. El aprendizaje de una máquina

El mundo de la estadística computacional se ha revolucionado en las últimas décadas gracias a los grandes estadísticos, entre ellos los citados, que han generalizado y extendido los métodos tradicionales. Eso, aunado al aumento exponencial en las capacidades de cómputo, los modelos se han vuelto cada vez más poderosos y útiles en la vida real, por ejemplo Madan, Saluja y Zhao (2015) y Shah y Zhang (2014). Con este trabajo, además de desarrollar el modelo, se busca sembrar una base teórica y técnica de las posibles extensiones del aprendizaje de máquina, disciplina la cual no es más que estadística computacional llevada al límite.

Algunos de los métodos de aprendizaje de máquina, no son más que extensiones de modelos GLM como el presentado, que se corre un gran número de veces sobre bases de datos con miles de observaciones, donde existen capas de regresiones y un sinnúmero de parámetros por estimar. Las redes neuronales por ejemplo, son regresiones sucesivas entre *neuronas* de información,

que no son otra cosa más que variables latentes z intermedias. Cada capa de neuronas, va captando patrones subyacentes de los datos. Las neuronas, se dice que se activaron cuando la función de activación, después de colapsar dimensiones, rebasa cierto umbral. Este proceso se repite miles de veces logrando detectar patrones cada vez más complejos. Al final, fuera de las capacidades de estos modelos y su complejidad, la gran mayoría, son regresiones aumentadas que se basan en los mismos principios que el modelo presentado en este trabajo. Por lo mismo, valía la pena hacer una exploración a fondo de un modelo análogo y de autoría propia.

La fuerza que han adquirido los métodos de aprendizaje de máquina en los últimos años se debe a que han logrado romper con muchos de los paradigmas tradicionales. Esto pues se han comenzado a aplicar a datos poco tradicionales como lo podrían ser imágenes, textos y sonidos; asimismo, han extendido las capacidades de predicción a un número enorme de categorías y no solo el caso binario. Su utilidad es tan grande que dispositivos de uso diario, utilizan estos métodos y modelos para clasificar fotos, recopilar información o entender el lenguaje hablado. Sin embargo, vale la pena recordar que *el que una computadora aprenda* es básicamente encontrar patrones, usualmente complejos y no lineales, codificados mediante datos que expresan algún fenómeno de la realidad. Al final, los modelos estadísticos han sido, y siguen siendo, clave para el desarrollo de la ciencia y la tecnología. Por ello, se considera que es más vital que nunca poder entenderlos y analizarlos de forma correcta y bien fundamentada.

Apéndice A

Splines: orígenes y justificación de su uso

Como brevariario histórico, los splines originales, los desarrolla el matemático Isaac J. Schoenberg como la solución al problema de encontrar la función h en el espacio de Sobolev W_M de funciones con $M - 1$ derivadas continuas y M -ésima derivada integrable al cuadrado que minimice:

$$\int_a^b (h^{(M)}(x))^2 dx,$$

sujeta a que interpole los puntos $h(x_i) = h_i \quad i = 1, 2, \dots, n$ (Schoenberg 1964).

Posteriormente, la teoría sobre los splines se expandió y estos fueron adoptados por ramas de la matemática tan diversas como los gráficos por computadora y, como es el caso, la estadística computacional Wahba (1990). Bajo este contexto, los splines también surgen de forma orgánica pues el problema general de encontrar una función que ajuste a (2.18)

se puede plantear como el problema de optimización:

$$\min_h \left[\sum_{i=1}^n (y_i - h(x_i))^2 + \lambda \int_a^b h''(t)^2 dt, \right] \quad (\text{A.1})$$

para alguna $\lambda > 0$. Para este problema la solución se demuestra que son *splines cúbicos* ($M = 4$) con nodos en cada x_i , Green y Silverman (1994). Cabe mencionar, que esta formulación del problema engloba muchas de técnicas estadísticas interesantes además de conceptos de optimización. El lector reconocerá que el primer término es la *suma de residuales cuadrados (RSS)* y el segundo término del sumando es un caso particular de los métodos de regularización mencionados anteriormente.

No es el enfoque de este trabajo entrar en los detalles pues cambios menores en la formulación y diferentes elecciones de λ llevan a modelos que cada uno merece un trabajo extenso por si mismo. Sin embargo, es importante mencionar que la regularización y modelos de este tipo, son algunos de los más usados y útiles en el aprendizaje de máquina, pues logran captar patrones muy complejos al incluir muchos términos de orden superior e interacciones tratando de no sobre-ajustar los datos, al ir penalizando la complejidad a través del segundo término. Para ilustrar los métodos de regularización se retoma el ejemplo 4 del capítulo 5 (página 95). Esta base de datos se toma del curso en línea de Ng (2018) donde, se busca encontrar fronteras de clasificación circulares usando un modelo logístico en \mathbb{R}^2 al incluir todos los términos polinomiales y las interacciones posibles de las dos covariables hasta el orden 6 dando un total de 28 parámetros. Al correr el modelo regularizado, donde se penaliza la complejidad, muchos de estos términos se desvanecen y se termina con un modelo más parsimonioso.

Lo esencial en la expresión (A.1) es la idea del *suavizamiento*, es decir, al tratar de minimizar el RSS se puede caer en problemas de sobre-ajuste en donde el modelo no se estén capturando efectos y patrones subyacentes, la llamada *señal* de los datos, sino sólo se trata

de seguir (incluso interpolar) a los estos, dando resultados *ruidosos* muy dependientes de las observaciones. Para compensar la complejidad, se penaliza la función a minimizar con segundo termino que controla el número de parámetros y la suavidad deseada mediante λ . A este segundo término, se le conoce como termino de *penalización* y crece rápidamente a medida que h se vuelve más compleja.¹

Posterior a estas formulaciones, los splines vuelven a ser relevantes con el modelo aditivo de Hastie y Tibshirani. Ellos extienden el concepto de un espacio de covariables en una sola dimensión a $d \in \mathbb{N}$. La formulación del problema es prácticamente la misma que (A.1) pero ahora se busca estimar d funciones h , dando lugar al mismo número de parámetros λ :

$$y = \sum_{j=0}^d h_j(x_j) + \epsilon$$

$$\text{RSS}(h_0, h_1, \dots, h_d) = \sum_{i=1}^n [y_i - \sum_{j=0}^d h_j(x_{ij})]^2 + \sum_{j=1}^d \lambda_j \int h_j''(t_j) dt_j$$

con la convención de que h_0 es una constante. Ellos muestran que $h_j \forall j$ son splines cúbicos. Sin embargo, sin restricciones adicionales, el modelo no sería *identificable*, es decir h_0 podría ser cualquier número real y el modelo sería el mismo. Para asegurar la unicidad de la solución se añade la condición de que las funciones estimadas, promedien cero sobre los datos:

$$\sum_{i=1}^n h_j(x_{ij}) = 0 \quad \forall j \tag{A.2}$$

Esto lleva a la conclusión natural de que h_0 sea la media de las variables de respuesta, es decir: $h_0 = \bar{y}$. Por lo que si se ve cada dimensión j , se tiene que su función correspondiente h_j está centrada alrededor de la media \bar{y} . Por lo mismo, en este tipo de modelos siempre es fundamental la inclusión de un término independiente que no esté confundido.

1. Si el lector tiene una intuición de análisis, notará que integrar la función al cuadrado, corresponde con el producto interno de las funciones pertenecientes al espacio de Hilbert $\mathcal{L}_2([a, b])$, Bergstrom (1985).

Apéndice B

Distribuciones conjugadas

Durante el trabajo se menciona que la distribución posterior de β es conjugada, sin embargo, no sé da una definición formal aún pues se busca profundizar en los detalles y las implicaciones de la definición. Asimismo, este apéndice se concentra en demostrar formalmente la derivación de la distribución posterior de β y el proceso de actualización de los hiperparámetros así su interpretación bayesiana.

Definición B.1. Se dice que una distribución previa $\pi(\beta) \in \mathcal{F}$ es *conjugada* bajo el muestreo $\pi(\mathbf{X}|\beta)$, si la distribución posterior $\pi(\beta|\mathbf{X})$ pertenece a la misma familia de distribuciones \mathcal{F} . Es decir:

$$\pi(\beta) \in \mathcal{F} \Rightarrow \pi(\beta|\mathbf{X}) \in \mathcal{F},$$

con \mathbf{X} cualquier muestra aleatoria, Mendoza y Regueiro (2011) y Barber (2010). Si se cumple esta definición, es usual referirse al modelo como conjugado o hablar de distribuciones conjugadas.

Como ejemplos clásicos de distribuciones conjugadas, se tiene el modelo *normal-normal* como el utilizado en este trabajo o el modelo *beta-bernoulli*. Para el segundo, la muestra

consiste en observaciones binarias con parámetro θ , el cual a su vez, se modela de forma previa con una distribución beta. Una vez llevado a cabo el procedimiento de actualización, la distribución posterior de θ bajo el muestreo correspondiente vuelve a pertenecer a la familia de distribuciones beta. Asimismo, las distribuciones conjugadas tienen la ventaja que simplifican relativamente los cálculos permitiendo derivar distribuciones cerradas.

Esta definición es interesante pues retoma la idea central de la estadística bayesiana de actualización de la medida de incertidumbre ante la presencia de nueva información. Esto pues, bajo el modelado propuesto y dado que ya se piensa que $\beta \sim \mathcal{F}$, el introducir la nueva información bajo cierto muestreo, únicamente refina el entendimiento de β pues su forma funcional no cambia al seguir perteneciendo a la misma familia de distribuciones. Sin embargo, al modificar los hiperparámetros, sí se está actualizando la asignación de incertidumbre asociada a β . Ante la eventualidad que se obtuviera más información (bajo el mismo muestreo), el proceso se podría repetir, iterando en la actualización para continuar mejorando el entendimiento de β . Para ejemplificar de forma más rigurosa, se completa la derivación de la distribución posterior usada para este trabajo.

Teorema B.2. *Dado el modelo bpwpm (definición 4.1, página 61) donde se tienen las siguientes distribuciones:*

$$z_i \mid \mathbf{x}_i \sim \mathcal{N}(z_i \mid \eta(\mathbf{x}_i), 1) \quad (2.8)$$

$$\beta \sim \mathcal{N}_\lambda(\beta \mid \mu_\beta, \Sigma_\beta), \quad (4.5)$$

la distribución posterior de β dado \mathbf{y}, \mathbf{z} y \mathbf{X} es conjugada. Es decir, esta también pertenece a la familia normal multivariada,

$$\beta \mid \mathbf{y}, \mathbf{z}, \mathbf{X} \sim \mathcal{N}_\lambda(\beta \mid \mu_\beta^*, \Sigma_\beta^*), \quad (4.6)$$

con los hiper-parámetros actualizados:

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^* &= \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* \times (\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z}) \\ \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* &= \left[\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X}) \right]^{-1}.\end{aligned}$$

Demostración. Se retoma la derivación comenzada en la página 58.

$$\begin{aligned}\pi(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{z}, \mathbf{y}, \mathbf{X}) &= \frac{\pi(\mathbf{z}, \boldsymbol{\beta} | \mathbf{y}, \mathbf{X})}{\pi(\mathbf{z})} \\ &= C \pi(\boldsymbol{\beta}) \prod_{i=1}^n \phi(z_i | \eta(\mathbf{x}_i), 1),\end{aligned}$$

utilizando un argumento de proporcionalidad sobre $\boldsymbol{\beta}$ y expandiendo la función de densidad de una variable aleatoria normal ϕ se tiene:

$$\propto \pi(\boldsymbol{\beta}) \times \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (z_i - \eta(\mathbf{x}_i))^2 \right\}.$$

Ahora, se sustituye la identidad (2.22), $\eta(\mathbf{x}_i) = \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\boldsymbol{\psi}}_i(\mathbf{x}_i)$, y por las propiedades de la función exponencial, el producto se convierte en suma:

$$\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (z_i - \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\boldsymbol{\psi}}_i(\mathbf{x}_i))^2 \right\} \times \pi(\boldsymbol{\beta}).$$

Posteriormente, se re-expresa la identidad en su forma matricial usando la siguiente propiedad

$$\|\mathbf{u}\|^2 = \mathbf{u}^t \mathbf{u} = \sum_{i=1}^n u_i^2$$

donde \mathbf{u} representa un vector de tamaño n arbitrario. En este caso $u_i = (z_i - \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\boldsymbol{\psi}}_i(\mathbf{x}_i))$ y

se completa la forma cuadrática:

$$\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta})^t(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}) \right\} \times \pi(\boldsymbol{\beta}).$$

Se hace notar que se juntan todas las funciones $\tilde{\psi}_i(\mathbf{x}_i)$ en su correspondiente matriz $\tilde{\Psi}(\mathbf{X})$. Lo anterior es análogo a que \mathbf{z} sea definida como una distribución normal multivariada de tamaño n con vector de medias $\tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}$ y a la matriz identidad como matriz de varianza covarianza (preservando la independencia). Ahora, se desglosa $\pi(\boldsymbol{\beta})$ en su correspondiente densidad normal multivariada, identidad (4.5):

$$\begin{aligned} &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta})^t(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}) \right\} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}})^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}) \right\} \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta})^t(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}) + (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}})^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}) \right] \right\}. \end{aligned} \quad (\text{B.1})$$

De lo anterior, basta concentrarse únicamente en la expresión dentro de los corchetes en (B.1) la cual se desarrolla usando propiedades estándar de álgebra lineal,

$$\begin{aligned} &(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta})^t(\mathbf{z} - \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}) + (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}})^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}) \\ &= \mathbf{z}^t \mathbf{z} - 2\boldsymbol{\beta}^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z} + \boldsymbol{\beta}^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X}) \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\beta}^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\beta} - 2\boldsymbol{\beta}^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} \\ &= \underbrace{\boldsymbol{\beta}^t (\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X})) \boldsymbol{\beta}}_{\text{término cuadrado}} - \underbrace{2\boldsymbol{\beta}^t (\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z})}_{\text{término lineal}} + \underbrace{(\mathbf{z}^t \mathbf{z} + \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}})}_{\text{término independiente}}. \end{aligned} \quad (\text{B.2})$$

Estudiando a detalle la línea (B.2), se nota que está compuesta por un término cuadrático, un término lineal y un término independiente en su forma multi-dimensional. De resultados estándar de álgebra básica se piensa que si se logra completar el trinomio cuadrado perfecto se puede simplificar mucho la expresión. En el caso multivariado, completar el un trinomio

cuadrado perfecto es análogo al utiliza la propiedad de *rectificación elipsoidal*:

$$\mathbf{u}^t A \mathbf{u} - 2\mathbf{u}^t \boldsymbol{\alpha} = (\mathbf{u} - A^{-1} \boldsymbol{\alpha})^t A (\mathbf{u} - A^{-1} \boldsymbol{\alpha}) - \boldsymbol{\alpha}^t A^{-1} \boldsymbol{\alpha}$$

donde \mathbf{u} y $\boldsymbol{\alpha}$ son vectores de igual tamaño y A una matriz invertible. Por lo tanto, basta con reemplazar las variables $\mathbf{u} = \boldsymbol{\beta}$, $A = \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X})$ y $\boldsymbol{\alpha} = \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z}$, para derivar que (B.2) es igual a:

$$= (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*)^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*) + \gamma \quad (\text{B.3})$$

con:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^* &= \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* \times (\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z}) \\ \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^* &= \left[\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X}) \right]^{-1} \\ \gamma &= \mathbf{z}^t \mathbf{z} + \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + (\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}} + \tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \mathbf{z})^t \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*. \end{aligned}$$

donde γ es un término independiente que no depende de $\boldsymbol{\beta}$. Retomando la notación de (B.1) y sustituyendo (B.3), se tiene:

$$\begin{aligned} &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*)^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{*-1} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*) + \gamma \right] \right\} \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*)^t \Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{*-1} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*) \right\}, \end{aligned}$$

lo cual es el kernel de una distribución normal multivariada con vector de medias $\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\beta}}^*$ y matriz de varianza y covarianza $\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^*$. Dado que la distribución previa y posterior pertenecen a la misma familia de distribuciones, estas son conjugadas y se termina así la prueba. Q.E.D.

1. La matriz A es de rango completo y por ende invertible pues tanto $\Sigma_{\boldsymbol{\beta}}^{-1}$ como $\tilde{\Psi}(\mathbf{X})^t \tilde{\Psi}(\mathbf{X})$ son simétricas positivas definidas, por lo tanto, su suma también lo es.

Apéndice C

Paquete en R: desarrollo y lista de funciones

El desarrollo de un paquete computacional para la estimación de los parámetros del modelo resultó ser la tarea más retadora y cautivante de del trabajo. El código, conecta la teoría abstracta del modelo y la aterriza en un terreno práctico y tangible. Durante este esfuerzo, se encontró la necesidad de desarrollar funcionalidad adicional para probar cada parte del modelo e ir visualizando paso a paso las correspondientes proyecciones. Al final, la capacidad y flexibilidad del paquete quedan reflejadas en la practicidad de su uso pues con pocas líneas de código se puede estimar una realización del modelo y visualizar ciertos componentes.

El paquete se desarrolló en el lenguaje abierto de programación estadístico R por dos razones: por la familiaridad con la que previamente se contaba y por la facilidad del lenguaje para manejar objetos matemáticos como vectores, matrices y listas. Asimismo el paquete se escribe siguiendo a Wickham (2015), uno de los principales desarrolladores del popular IDE RStudio¹.

1. *Integrated Development Enviroment*

Para instalar el paquete **bpwpm** de forma remota, basta con instalar un paquete adicional y estimar una línea, ver código C.1. Posterior a esto, toda las las capacidades y funcionalidad del modelo con las que se crearon las gráficas de este trabajo deberían de ser asequibles para el usuario.

```
install.package("devtools")  
devtools::install_github("PaoloLuciano/bpwpm2")
```

Tabla C.1: Descarga del paquete

La idea de desarrollar un paquete es poder usar el modelo de una forma sencilla, así como validar y explorar las realizaciones del modelo sin tener que programar demasiado. Por lo tanto se presenta un ejemplo *minimamente funcional* de cómo se puede estimar un modelo **bpwpm**, ver código C.2. La base de datos viene incluida en el paquete y corresponde a la del ejemplo 2.

C.1. Listado de funciones

Se trata de respetar la notación usada dentro del trabajo para su fácil comprensión. Sin embargo, como parte del desarrollo del paquete, este también cuenta con una documentación más detallada que se puede acceder directamente desde la terminal o un IDE.

Función *bpwpm_gibbs*

Encontrada en el archivo **bpwpm2.R**.

```

# Ejemplo minimo del paquete bpwpm2

# 0. Lectura de datos y preparacion del modelo
library(bpwpm2)
# set.seed(135491) incluir para obtener replicabilidad

datos <- bpwpm2::NormalBiVarMod
Y <- datos$Y # Consistencia en la notacion
de este trabajo
X <- datos[,2:3]
plot_2D_data(Y,X) # Visualizacion de los datos

# Parametros del modelo
M <- 3 # Controla el grado de los polinomios
J <- 3 # Controla el numero de nodos
K <- 2 # Controla la suavidad
draws <- 10000 # N sim

# 1. Modelo
model <- bpwpm2_gibbs( Y = Y, X = X,
                      M = M, J = J,
                      K = K, draws = draws)
burn_in <- 7500
thin <- 0
predictions <- predict(model, Y, X, burn_in, thin, 'mean')

# 2. Analisis y visualizaciones
summary(model)
plot(model, n = draws, m = 5)
summary(predictions)
plot(predictions)
plot_2D(Y, X, predictions, n = 20, alpha = 0.9)

```

Tabla C.2: Ejemplo mínimo funcional

`bpwpm_gibbs(y, X, M, J, K, ...)`: esta es la función principal del paquete que realiza la simulación de la cadena de Markov usando los datos para el entrenamiento y los parámetros especificados.

Función *predict.bpwpm*

Encontrada en el archivo `predict_funcs.R`.

`predict.bpwpm(object, \tilde{y} , $\tilde{\mathbf{X}}$, thin, burn-in, type, ...)`: función genérica de la clase S3 que realiza predicciones de un nuevo conjunto de datos $\tilde{\mathbf{X}}$ dado un objeto de la clase `bpwpm` y los prueba contra las etiquetas reales \tilde{y} .²

Funciones matemáticas

Funciones auxiliares relacionadas con procedimientos matemáticos más complejos. Encontradas en el archivo `math_utils.R`.

`calculate_Psi(X, M, J, K, n, d, τ)`: calcula matriz $\tilde{\Psi}(\mathbf{X})$ con base en los parámetros M , J y K . Los componentes de la matriz son las expansiones de bases de cada covariable para cada una de las observaciones $i = 1, \dots, n$.

`calc_F(Ψ , β , d)`: calcula una matriz \mathbf{F} donde cada columna representa la transformación f_j . Este calculo se obtiene de separar $\tilde{\Psi}(\mathbf{X})$ en sus correspondientes componentes.

2. Los métodos S3 (precisando, clases S3) son funciones que crean objetos y son la estructura que permite que R sea más análogo a un lenguaje orientado a objetos tradicional como lo sería `Python`. Son útiles pues detectan automáticamente la clase del objeto con el que se las llama, ya sea un modelo o cualquier otra estructura soportada por R y actúan de forma automática según el tipo. Algunos ejemplos son las funciones `print` y `summary`.

`ergodic_mean(mcmc_chain)`: calcula la media ergódica por componentes de una cadena de Markov.

`log_loss(y, p, ...)`: calcula la función *log-loss* dados los valores reales \mathbf{y} y las probabilidades ajustadas \hat{p} . La versión implementada controla por el posible error de máquina para probabilidades muy cercanas a uno o a cero.

`accuracy`: calcula la precisión del modelo definida como el número total de predicciones correctas entre el número total de observaciones.

`contingency_table(y, p)`: calcula la matriz de contingencia para las predicciones.

`calculate_eta(F)`: calcula el vector de medias para cada observación $\boldsymbol{\eta} = \tilde{\Psi}(\mathbf{X})\boldsymbol{\beta}$. La implementación computacional real, únicamente es la suma por renglones de la matriz \mathbf{F} respetando la aditividad del modelo.

`model_eta(X_tilde, params)`: calcula la función de proyección $\boldsymbol{\eta}$ para un conjunto de datos $\tilde{\mathbf{X}}$, los cuales pueden ser los mismos con los que se entrenó el modelo o un conjunto de datos nuevos.

`post_probs(X_tilde, params)`: calcula la probabilidad posterior de la clasificación para un conjunto de datos nuevo o el mismo que se usó en el entrenamiento.

Funciones útiles

Funciones auxiliares para la simplificación de procesos en las funciones de más alto nivel. Encontradas en el archivo `utils.R`.

`thin_chain(mcmc_chain, burn_in, thin)`: dada una matriz de una cadena MCMC esta función auxiliar recorta y adelgaza la cadena.

`thin_bpwpm(bpwpm, burn_in, thin)`: adelgaza todos los parámetros de un modelo `bpwpm` y regresa un objeto del mismo tipo.

`post_params(bpwpm, burn_in, thin, type)`: dado un objeto de la clase `bpwpm`, la función hace la estimación puntual de los parámetros del modelo $\hat{\beta}$ utilizando el tipo de estimación puntual (media o mediana) especificado en `type`. Además, recorta y adelgaza la cadena y regresa un objeto conteniendo todos los parámetros con clase `bpwpm_params`.

Funciones gráficas

Funciones que facilitan el análisis gráfico de los datos y el modelo de forma rápida y sencilla. Existen 3 funciones importante que toman el papel de función *envoltorio*³ pues ayudan llamando a otras subfunciones para visualizar una a una las gráficas relevantes: `plot.bpwpm`, `plot.bpwpm_predictions` y `plot_2D`. Prácticamente todas las funciones dependen de el paquete libre para graficación en R: `ggplot2` que se instala en paralelo con el paquete de este trabajo. Todas estas funciones se encuentran en el archivo `plot_funcs.R`.

`plot.bpwpm(object, n)`: para un objeto del tipo `bpwpm`, grafica las trazas y los histogramas para los parámetros estimados $\hat{\beta}$. `n` controla el número de observaciones por graficar de la cadena muestreada original.

`plot_ergodic_mean(object, n)`: grafica la média ergódica de una cadena de Markov

3. *wrapper function*

muestreada.

`plot_chains(mcmc_chains, n)`: grafica la traza de una cadena de Markov muestreada.

`plot_hist(mcmc_chains, n)`: grafica el histograma de una cadena de Markov muestreada.

`plot.bpwp_predictions(object, ...)`: dado un objeto del tipo `bpwp_prediction`, grafica las f_j del modelo ya estimado. Se usa como *envoltorio* para la función `plot_each_F`.

`plot_each_F(y, X, F)`: grafica cada una de las las funciones f_j .

`plot_2D(y, X bpwp_params, m, alpha)`: dados los datos en 2D ($d = 2$), se dibujan todas las gráficas posibles para este caso particular de los modelos. El parámetro `alpha` controla la transparencia de los puntos proyectados y el parámetro m la finura de la malla en la representación en tres dimensiones.

`plot_2D_data(y, X)`: grafica de puntos de los datos originales.

`plot_2D_proj(y, X, bpwp_params, n, alpha)`: grafica la proyección de η en el espacio de covariables \mathbf{X} para datos bivariados. Bueno para identificar las regiones de clasificación y visualizar los resultados del modelo.

`plot_3D_proj(X, bpwp_params, m)`: usando el paquete de `lattice`, se crea una gráfica de malla para representar la función $\eta(\mathbf{X})$ en 3D. El parámetro m controla la finura de la malla.

`plot_3D_proj(y, bpwp_params)`: grafica la proyección de los puntos al transformarlos no linealmente en f_j .

Funciones de resumen

Estas tres funciones son métodos S3 para la rápida exploración de los objetos del paquete. Se encuentran en el archivo `summary_funcs.R`.

`summary.bpwpm(objeto y parámetros)`: imprime en pantalla la información sobre la llamada del modelo y los principales resúmenes numéricos de las cadenas para los parámetros β .

`summary.bpwpm_params(objeto y parámetros)`: imprime la estimación sobre los parámetros posteriores $\hat{\beta}$.

`summary.bpwpm_prediction(objeto y parámetros)`: resume e imprime la información sobre una predicción con el modelo. Esto es: la precisión, la medida *log-loss*, el tipo de estimación puntual usada, la tabla de contingencia, los nodos y los parámetros posteriores.

Bibliografía

- Albert, James H., y Siddhartha Chib. 1993. «Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data». *Journal of the American Statistical Association*: 669-679.
- Alpaydin, Ethem. 2014. *Introduction to Machine Learning*. MIT press.
- Banerjee, Sudipto. 2008. *Bayesian Linear Model: Gory Details*. [En Linea; accedido el 10 de Mayo, 2018]. <http://www.biostat.umn.edu/~ph7440/pubh7440/BayesianLinearModelGoryDetails.pdf>.
- Barber, David. 2010. *Bayesian Reasoning and Machine Learning*. Cambridge University Press.
- Bennett, Kristin P., y Olvi L. Mangasarian. 1992. «Robust Linear Programming Discrimination of Two Linearly Inseparable Sets». *Optimization Methods and Software* 1 (1): 23-34.
- Bergstrom, Albert R. 1985. «The Estimation of Nonparametric Functions in a Hilbert Space». *Econometric Theory* 1 (01): 7-26.
- Bernardo, José M. 2003. *Bayesian Statistics. Encyclopedia of Life Support Systems (EOLSS). Probability and Statistics*.
- Bernardo, José M., y Adrian F. M. Smith. 2001. *Bayesian Theory*. John Wiley & Sons.
- Bishop, Christopher M. 2006. *Pattern Recognition and Machine Learning*. Springer.

- Box, George E. P. 1976. «Science and Statistics». *Journal of the American Statistical Association* 71 (356): 791-799.
- Breiman, Leo, Jerome Friedman, Charles J. Stone y Richard A. Olshen. 1984. *Classification and Regression Trees*. CRC press.
- Casella, George, y Edward I. George. 1992. «Explaining the Gibbs Sampler». *The American Statistician* 46 (3): 167-174.
- Cleveland, William S., y Susan J. Devlin. 1988. «Locally Weighted Regression: an Approach to Regression Analysis by Local fitting». *Journal of the American Statistical Association*: 596-610.
- De Boor, Carl. 1978. *A Practical Guide to Splines*. Volumen 27. Springer-Verlag New York.
- Denison, David G. T., Bani K. Mallick y Adrian F. M. Smith. 1998. «Automatic Bayesian Curve Fitting». *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)* 60 (2): 333-350.
- Devroye, Luc. 1986. *Non-Uniform Random Variate Generation*. Volumen 4. Springer-Verlag New York.
- Draper, David. 1995. «Assessment and Propagation of Model Uncertainty». *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 57 (1): 45-70.
- Friedman, Jerome. 1991. «Multivariate Adaptive Regression Splines». *The Annals of Statistics*: 1-67.
- Gelfand, Alan E., y Adrian F. M. Smith. 1990. «Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities». *Journal of the American Statistical Association* 85 (410): 398-409.
- Green, Peter J., y Bernard W. Silverman. 1994. *Nonparametric Regression and Generalized Linear Models: A Roughness Penalty Approach*. Chapman & Hall, London.

- Härdle, Wolfgang, Marlene Müller, Stefan Sperlich y Axel Werwatz. 2004. *Nonparametric and Semiparametric Models*. Springer-Verlag New York.
- Hastie, Trevor, y Robert Tibshirani. 1986. «Generalized Additive Models». *Statistical Science*: 297-310.
- . 1990. *Generalized Additive Models*. Chapman & Hall, London.
- Hastie, Trevor, Robert Tibshirani y Jerome Friedman. 2008. *The Elements of Statistical Learning*. Springer, Series in Statistics.
- Hoerl, Arthur E., y Robert W. Kennard. 1970. «Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems». *Technometrics* 12 (1): 55-67.
- James, Gareth, Daniela Witten, Trevor Hastie y Robert Tibshirani. 2013. *An Introduction to Statistical Learning*. Springer.
- Madan, Isaac, Shaurya Saluja y Aojia Zhao. 2015. «Automated bitcoin trading via machine learning algorithms». 20. <http://cs229.stanford.edu/proj2014/Isaac%20Madan,%20Shaurya%20Saluja,%20Aojia%20Zhao,Automated%20Bitcoin%20Trading%20via%20Machine%20Learning%20Algorithms.pdf>.
- Mangasarian, Olvi L., Rudy Setiono y William H. Wolberg. 1990. «Pattern Recognition Via Linear Programming: Theory and Application to Medical Diagnosis». *Large-scale Numerical Optimization*: 22-31.
- McCullagh, Peter, y John A. Nelder. 1989. *Generalized Linear Models*. Chapman & Hall, London.
- Mendoza, Manuel, y Pedro Regueiro. 2011. *Estadística Bayesiana*. Instituto Tecnológico Autónomo de México.
- Ng, Andrew. 2018. *Machine Learning*. Coursera Online Course, <https://www.coursera.org/learn/machine-learning>. [En Línea; accedido en primavera del 2018].

- Nielsen, Michael A. 2015. *Neural Networks and Deep Learning*. Determination Press. <http://neuralnetworksanddeeplearning.com/>.
- O'Hara, Robert B., Mikko J. Sillanpää y col. 2009. «A Review of Bayesian Variable Selection Methods: What, How and Which». *Bayesian Analysis* 4 (1): 85-117.
- Robert, Christian P., y George Casella. 2004. *Monte Carlo Statistical Methods*. Springer.
- Ross, Sheldon M. 2014. *Introduction to Probability Models*. 11.^a edición. Academic Press.
- Sanderson, Grant. 2017. *But what *is* a Neural Network? — Deep learning, Chapter 1*. <https://www.youtube.com/watch?v=aircAruvnKk>.
- Schoenberg, Isaac J. 1964. «Spline Interpolation and the Higher Derivatives». *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 51, número 1 (): 24-8.
- Shah, Devavrat, y Kang Zhang. 2014. «Bayesian Regression and Bitcoin». En *Communication, Control, and Computing (Allerton), 2014 52nd Annual Allerton Conference on*, 409-414. IEEE.
- Stone, Charles J. 1985. «Additive Regression and Other Nonparametric Models». *The Annals of Statistics*: 689-705.
- Sundberg, Rolf. 2016. *Statistical Modelling by Exponential Families, Lecture Notes*. Stockholm University.
- Tibshirani, Robert. 1996. «Regression Shrinkage and Selection via the Lasso». *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 58 (1): 267-288.
- Tierney, Luke. 1994. «Markov Chains for Exploring Posterior Distributions». *The Annals of Statistics*: 1701-1728.
- Wahba, Grace. 1990. *Spline Models for Observational Data*. Volumen 59. Society for Industrial & Applied Mathematics.

Wasserman, Larry. 2007. *All of Nonparametric Statistics*. Springer.

Wickham, Hadley. 2015. *R Packages: Organize, Test, Document, and Share Your Code*.

O'Reilly Media. ISBN: 1491910593. <http://r-pkgs.had.co.nz/>.