



Labor realizada durante el período de licencia sabática

1 Objetivos alcanzados

La línea principal de investigación fue en temas de Estadística Robusta y el trabajo se desarrolló sobre distintos modelos, entre ellos, semiparamétricos, incluyendo de índice simple, paramétricos y de alta dimensión.

Respecto de los objetivos, a los inicialmente planteados, se agregaron algunos nuevos debido al interés creciente de la comunidad científica en estos temas.

Por lo tanto, se abordaron los siguientes problemas:

- a) se desarrollaron procedimientos de estimación e inferencia robustos para el parámetro de regresión en un modelo no lineal para la situación en la que puede haber valores faltantes en la variable de respuesta.
- b) se propusieron métodos de estimación para la distribución marginal y un funcional marginal, tal como la media, la mediana o un percentil de la variable de respuesta, bajo un modelo de regresión general donde hay valores faltantes que pueden hallarse tanto entre las respuestas como en las covariables,
- c) se propusieron estimadores robustos en el modelo de índice simple asumiendo que los errores siguen una distribución unimodal que puede ser simétrica o asimétrica y se estudiaron sus propiedades asintóticas,
- d) en el contexto de modelos lineales generalizados, se desarrollaron procedimientos robustos para comparar los parámetros de regresión cuando se tienen dos o más poblaciones bajo el modelo logístico,
- e) se consideraron procedimientos robustos para la estimación en un modelo de regresión general cuando hay datos faltantes tanto en la variable de respuesta como en las covariables. Se introdujeron tres nuevos métodos de estimación en este contexto y se estudiaron sus propiedades asintóticas,
- f) se desarrolló un programa para el cálculo de un boxplot adaptado que permita corregir el sesgo por la ausencia de valores en la variable de interés utilizando información de covariables con capacidad predictiva de la probabilidad de ausencia.
- g) se introduce un procedimiento iterativo para la estimación de los parámetros de un modelo no lineal heteroscedástico. Los nuevos estimadores se obtienen mediante un procedimiento stepwise (a pasos) que combina MM -estimadores con funciones de peso que atenúan el impacto de puntos de alta palanca o leverage y con estimadores robustos de la función de varianza,
- h) se propusieron estimadores robustos en modelos parcialmente lineales de índice simple basados en perfiles para el caso en que existen parámetros *nuisance* desconocidos,
- i) se propuso un estimador robusto regularizado para el parámetro de regresión en un modelo de regresión logística esparsa.

A handwritten signature in black ink, consisting of stylized, overlapping loops and lines.

2 Breve descripción de los resultados obtenidos

- a) Se abordó el problema de inferencia robusta en modelos no lineales. Más precisamente, se consideró un modelo no lineal dado por

$$y = f(\mathbf{x}, \beta_o) + \sigma_o \epsilon, \quad (1)$$

donde β_o es el parámetro a estimar, σ_o es un parámetro *nuisance* o auxiliar y ϵ es independiente de \mathbf{x} . Las propuestas dadas se adaptan al caso en que la muestra contenga respuestas faltantes, siempre que se cumpla el supuesto de valores faltantes al azar o MAR (*missing at random*).

En la primera parte de este trabajo, se propuso una familia de estimadores robustos del parámetro de regresión basados en M -estimadores pesados que son computados a través de un procedimiento MM . En segundo término, a partir de estos estimadores, se introduce un estadístico de tipo Wald con el fin de obtener tests robustos para chequear hipótesis que involucren al parámetro de interés.

Se han derivado las propiedades asintóticas de los procedimientos propuestos. Los mismos se han obtenido dando un tratamiento conjunto a muestras completas y a aquellas con respuestas faltantes al azar. Dado que para derivar estos resultados asintóticos se han utilizado técnicas de procesos empíricos, se han podido obtener condiciones de regularidad más generales que las impuestas habitualmente en el ámbito de modelos no lineales, evitando condiciones sobre la existencia de segundo momento de las covariables y compacidad del espacio paramétrico. (Ver [1] en Publicaciones). Este trabajo se ha desarrollado con la Dra. P. Spano.

- b) En este trabajo se considera un modelo de regresión general dado por

$$y = \mu(\mathbf{x}) + \epsilon, \quad (2)$$

donde ϵ es independiente de \mathbf{x} y μ es una función de regresión general en el que pueden ocurrir valores faltantes tanto en la variable de respuesta y como entre las covariables \mathbf{x} .

El objetivo es calcular la distribución marginal de la variable de respuesta y así poder estimar funcionales marginales, tales como la media, la mediana o cualquier α -percentil de la variable de respuesta. Se asume una condición de tipo valores de faltantes al azar o MAR (*missing at random*) para poder prevenir del sesgo de estimación de las medidas marginales. Se dan dos enfoques de la estimación de la distribución marginal, uno dado a partir procedimiento de pesos inversamente proporcionales (IPW) y otro, computado a partir de la convolución de las distribuciones de los residuos y la regresión estimada. Se estudia la consistencia de los métodos propuestos. (Ver [2] en Publicaciones). Este trabajo fue desarrollado con los Dres. G. Boente, W. González-Manteiga y A. Pérez-González.

- c) Se consideró un modelo de índice simple dado por

$$y = \eta(\beta^T \mathbf{x}) + \epsilon, \quad (3)$$

donde $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^q$, $\eta : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ es una función univariada a valores reales y ϵ es el error. Tanto la componente no paramétrica η como la paramétrica β son desconocidas. A los fines de identificabilidad, se supone, sin pérdida de generalidad, que $\|\beta\| = 1$ y que la primera componente de β es positiva, donde $\|\cdot\|$ denota la norma euclídea. Además, se asume que la densidad del error ϵ es de la forma

$$g(s, \gamma) = Q(\gamma) \exp^{\gamma t(s)}, \quad (4)$$



donde $\gamma > 0$ es un parámetro desconocido y t es una función continua con única moda en e_0 . Una característica interesante de esta familia es que permite modelar tanto distribuciones simétricas como asimétricas. Uno de los miembros más reconocidos de esta familia es la distribución log-Gamma que es usada frecuentemente para modelar datos asimétricos.

En este trabajo se presentan estimadores robustos basados en perfiles de ambas componentes, paramétrica y no paramétrica, del modelo (3) basados en un procedimiento *stepwise* o a pasos. Bajo condiciones de regularidad se deduce la consistencia de ambos estimadores. Asimismo, se deriva la normalidad asintótica del parámetro de índice simple, β .

Bajo un modelo log-Gamma, se estudia la sensibilidad a datos atípicos a través de la curva de influencia empírica

También se discute un procedimiento robusto para la selección de los parámetros de suavizado involucrados en el procedimiento *stepwise* propuesto. (Ver [3] en Publicaciones). Este trabajo fue desarrollado con los Dres. C. Agostinelli y G. Boente.

- d) El problema de comparar los parámetros de regresión en dos poblaciones es muy útil para entender la homogeneidad del proceso que subyace bajo los datos. En particular, el modelo logístico puede ser usado con el propósito de clasificación y en este sentido puede resultar de interés la comparación del parámetro de regresión de cada clase. En este sentido, el marco que nos interesa es aquel de respuestas binarias y_{ij} , $1 \leq i \leq n_j$, $j = 1, 2$ relacionadas con covariables $\mathbf{x}_{ij} \in \mathbb{R}^p$, mediante un modelo logístico, es decir que donde la distribución condicional de y_{ij} dada las covariables es $y_{ij} | \mathbf{x}_{ij} \sim Bi(1, \pi_{ij})$, donde $\pi_{ij} = H(\mathbf{x}_{ij}^T \beta_j)$ con

$$H(t) = \frac{\exp(t)}{1 + \exp(t)}. \quad (5)$$

En algunas situaciones, resulta de interés comparar algunas componentes de los vectores β_j , $j = 1, 2$. Teniendo en cuenta la equivariancia de los estimadores considerados podemos suponer, sin pérdida de generalidad, que la hipótesis nula del tests en cuestión involucra q componentes de β_j , esto es, $H_0 : \beta_{2,q} = \beta_{1,q}$ donde $\beta_j = (\beta_{j,q}, \beta_{j,p-q})$.

Un test clásico para realizar dichas comparaciones es el de tipo Wald basado en máxima verosimilitud, pero es conocido que puede resultar muy afectado por observaciones atípicas. Por este motivo, en este trabajo se consideró un test de tipo Wald basado en estimadores robustos pesados que controlan el leverage de observaciones anómalas mediante la función de peso y así previenen la ruptura de la función de potencia del test asociado.

Se estudia la distribución asintótica del estadístico del test propuesto bajo la hipótesis nula de igualdad de los parámetros y bajo hipótesis contiguas.

La robustez del test considerado se estudia a través de su función de influencia. (Ver [4] en Publicaciones). Este trabajo fue desarrollado con las Dras. G. Boente e I. Rodrigues.

- e) Este trabajo considera el problema de estimación de una medida de posición marginal de la respuesta en un modelo de regresión general como el dado en (2) cuando hay datos faltantes tanto en la variable de respuesta como en las covariables. Más precisamente, se estudian estimadores Fisher-consistentes de posición de la distribución marginal de la variable de respuesta.



En este sentido este trabajo se concentra en la estimación robusta de un parámetro de M -posición $\theta = T(F_y)$, tales como la media, la mediana o un α -cuantil bajo el modelo (2) cuando hay datos missing al menos en las respuestas. El procedimiento se basa en el método *plug-in* por el cual el estimador buscado se obtiene al aplicar el M -funcional deseado a un estimador de la función de distribución marginal de la respuesta.

Se presentan tres estimadores de la distribución marginal que permiten obtener los M -estimadores marginales deseados: 1) un estimador de la distribución basado en pesos inversamente proporcionales, 2) un estimador de la distribución basado en la convolución y 3) un estimador de la distribución marginal que en una ponderación inversamente proporcionales aumentada que protege de la mala especificación de los modelos de regresión y de datos faltantes asumidos.

Se estudia el comportamiento asintótico de los métodos resultantes. (Ver [5] en Publicaciones). Este trabajo fue desarrollado con los Dres. G. Boente, W. González-Manteiga y A. Pérez-González.

- f) En muchas situaciones el usuario debe enfrentar la situación en que los datos tienen valores faltantes. Aún las técnicas descriptivas más sencillas pueden verse distorsionadas por el sesgo introducido por los datos faltantes. Con el fin de prevenir esta situación se ha desarrollado un boxplot ajustado al hecho de que hay valores faltantes en la variable de interés utilizando la información de variables auxiliares con valor predictivo de la probabilidad de ausencia. A tal fin se utilizan percentiles estimados basados en una estimación de la distribución marginal de la variable de interés que usa el método de pesos inversamente proporcionales (IPW).

Se desarrolló un programa en lenguaje R para el cálculo efectivo de este boxplot adaptado tanto para el caso de distribuciones simétricas como asimétricas, con la idea de crear una librería que facilite la transferencia a otras disciplinas y la interfase con el usuario. (Ver [6] en Publicaciones). Este trabajo se desarrolla con las Dras. G. Boente y A. Pérez-González.

- g) Ante la sospecha de heterogeneidad de varianzas, el modelo no lineal dado en (1) suele ser reemplazado por

$$y = f(\mathbf{x}, \beta_o) + \sigma(\mathbf{x})\epsilon, \tag{6}$$

que contempla que la función de varianza pueda depender de las covariables \mathbf{x} .

En este caso, hemos asumido un modelo paramétrico para la función de varianza, estableciendo que $\sigma(\mathbf{x}) = \sigma_o v(\mathbf{x}, \lambda_o, \beta_o) = \sigma_o \exp\{\lambda_o^T \mathbf{h}(\mathbf{x}, \beta_o)\}$, donde $\lambda_o \in \mathbb{R}^q$.

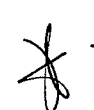
A fin de computar estimadores robustos de $(\sigma_o, \lambda_o, \beta_o)$ hemos definido un procedimiento de tres pasos en el que se utilizan MM -estimadores pesados:

Paso 1. Computar un estimador inicial de $\beta_o, \hat{\beta}_{ini}$, como si el modelo fuera homoscedástico, i.e., $v(\mathbf{x}, \lambda, \beta) \equiv 1$. Estimadores MM - pesados y MM - son elecciones posibles.

Paso 2. Para estimar los parámetros auxiliares $(\hat{\sigma}, \hat{\lambda})$, resolver el siguiente sistema en (σ, λ)

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \chi \left(\frac{y_i - g(\mathbf{x}_i, \hat{\beta}_{ini})}{\sigma v(\mathbf{x}_i, \lambda, \hat{\beta}_{ini})} \right) = 0$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \chi \left(\frac{y_i - g(\mathbf{x}_i, \hat{\beta}_{ini})}{\sigma v(\mathbf{x}_i, \lambda, \hat{\beta}_{ini})} \right) w_2(\mathbf{h}(\mathbf{x}_i, \hat{\beta}_{ini})) \mathbf{h}(\mathbf{x}_i, \hat{\beta}_{ini}) = 0.$$



Paso 3. Calcular las pseudo-variables

$$y_i^* = \frac{y_i}{v(\mathbf{x}_i, \hat{\lambda}, \hat{\beta}_{ini})}$$

y la función de pseudo-regresión

$$g^*(\mathbf{x}, \beta) = \frac{g(\mathbf{x}, \beta)}{v(\mathbf{x}_i, \hat{\lambda}, \hat{\beta}_{ini})}.$$

para computar un estimador robusto del modelo (1), es decir como en el modelo homoscedástico.

Usualmente se toma $\chi(u) = \rho_c(u) - b$, donde $c > 0$ es una constante de calibración fijada por el usuario, $\rho_c(u) = \rho(u/c)$ y $\min(b, 1 - b)$ es el punto de ruptura de la M -escala cuando $\|\rho\|_\infty = 1$. Si $b = 1/2$, con frecuencia se elige $\rho(u) = \min(3u^2 - 3u^4 + u^6, 1)$, función bicuadrada de Tukey, con $c = 1.54764$ o $\rho(u) = \min(u^2, 1)$ con $c = 1.041$ que permiten obtener un estimador de escala Fisher-consistente bajo normalidad con punto de ruptura 50%. Por otro lado, la función de peso w_2 es una función no negativa que permite controlar el *leverage* de las covariables. (Ver [7] en Publicaciones). Este trabajo se desarrolla con las Dras. C. Amado, G. Boente e I. Rodrigues.

- h) Se consideró un Modelo Parcialmente Lineales de Índice Simple (MPLIS), en el que la variable de respuesta y se relaciona con dos vectores de covariables \mathbf{x} y \mathbf{z} mediante la ecuación

$$y = \beta^t \mathbf{x} + \eta(\theta^t \mathbf{z}) + \sigma \epsilon, \quad (7)$$

donde $(\mathbf{x}, \mathbf{z}) \in \mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^q$. Tanto la función real univariada η como el vector de parámetros $(\beta, \theta) \in \mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^q$ y el parámetro de *nuisance* σ , son desconocidos. Con el propósito de que el modelo sea identificable, se supone que $\|\theta\| = 1$, ya que por el hecho de ser η desconocida, sólo la dirección del vector θ puede ser reconocida, y además suponemos, sin pérdida de generalidad, que la primera componente, θ_1 , es positiva.

Se proponen dos procedimientos de estimación robusta que extienden los procedimientos de Bianco y Boente (2004) y Boente y Rodríguez (2012) adaptando estos métodos al hecho de que el parámetro de *nuisance* debe ser estimado. La metodología propuesta está basada en el *método de perfiles robustos*, por lo tanto mediante el uso de un procedimiento de perfiles, se definen estimadores robustos de los parámetros involucrados usando un algoritmo de tres pasos. En uno de los procedimientos se computa la mediana de la distribución empírica local, para luego calcular S -estimadores de posición y de dispersión, mientras que en el otro procedimiento, se utilizan M -estimadores para todos los parámetros. Ver [(c)] en Congresos.

- i) En la actualidad tratar con datos de alta dimensión se ha vuelto un problema recurrente que atraviesa toda la Estadística contemporánea. Una característica frecuente de este tipo de datos es que el número de covariables, digamos p , suele ser alto, mientras que el tamaño muestral, digamos n es relativamente pequeño.

Una manera popular de abordar este problema es asumiendo *esparcidad* en los coeficientes de regresión, es decir, asumiendo que sólo unos pocos coeficientes son distintos de cero.

Covariables esparsas son frecuentes en el problema de clasificación y en este contexto el problema de selección de variables puede resultar de interés. Consideramos el modelo de regresión logística





Con el propósito de introducir una alternativa robusta en este contexto, introducimos una familia de M -estimadores penalizados en el modelo de regresión logística que resulten estables ante la presencia de datos atípicos. Más precisamente asumimos que (Y_i, \mathbf{X}_i^T) , $1 \leq i \leq n$ es una muestra aleatoria tal que $\mathbf{X}_i \in \mathbb{R}^p$, $Y_i \in \{0, 1\}$ es una variable binaria tal que $Y_i | \mathbf{X}_i \sim Bi(1, \pi_{0,i})$, donde

$$\pi_{0,i} = F(\mathbf{X}_i^T \beta_0) = \frac{\exp(\mathbf{X}_i^T \beta_0)}{1 + \exp(\mathbf{X}_i^T \beta_0)}, \quad (8)$$

con $\beta_0 \in \mathbb{R}^p$ el verdadero parámetro de regresión. Asumimos un escenario de esparcidad en el que p/n es grande. En este contexto, el M -estimador penalizado se define como

$$\hat{\beta}_n = \underset{\beta \in \mathbb{R}^p}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i, \mathbf{X}_i^T \beta) + I_{\lambda_n}(\beta) = \underset{\beta \in \mathbb{R}^p}{\operatorname{argmin}} L_n(\beta) + I_{\lambda_n}(\beta), \quad (9)$$

donde ϕ es una función de pérdida y el término $I_{\lambda_n}(\beta)$ representa la penalización introducida a fin de regularizar al estimador.

Se exploraron distintos tipos de penalizaciones para los M -estimadores regularizados propuestos y propusimos una nueva penalización que combina las normas ℓ_1 y ℓ_2 .

Esta nueva penalización tiene la ventaja de que no achica los coeficientes a 0 y depende de un solo parámetro.

Se obtuvieron resultados de consistencia, de normalidad asintótica y que conciernen a las propiedades oráculo de los estimadores propuestos. Ver [(b), (d), (e) y (f)] en Congresos.

3 Visitas a otras Universidades

- 2017. Profesor Visitante. Universidad de Santiago de Compostela, Facultad de Matemáticas, Departamento de Estadística e Investigación Operativa, 4 al 13 de Diciembre, Santiago de Compostela, España.
- 2018. Profesor Visitante. Universidad de Santiago de Compostela, Facultad de Matemáticas, Departamento de Estadística e Investigación Operativa, 20 de Febrero al 9 de Marzo, Santiago de Compostela, España.
- 2018. Profesor Visitante. Departamento de Matemática, Instituto Superior Técnico, Universidad de Lisboa, 10 al 20 de Marzo, Lisboa, Portugal.
- 2018. Profesor Visitante. Departamento de Matemática, Instituto Superior Técnico, Universidad de Lisboa, 22 de Junio a 1ro. de Julio, Lisboa, Portugal.
- 2018. Profesor Visitante. Universidad de Santiago de Compostela, Facultad de Matemáticas, Departamento de Estadística e Investigación Operativa, 12 al 23 de Julio, Santiago de Compostela, España.



4 Conferencias

- 2017. Conferencista invitada. Acto Inaugural del Centro Marplatense de Investigaciones Matemáticas. Conferencia: "Esparcidad y Robustez en Clasificación". Mar del Plata, 10 de Noviembre de 2017.
- 2018. Conferencista Invitada. **International Conference on Robust Statistics (ICORS 2018)**. Conferencia: "Robust logistic regression with sparse predictor variables". 2 al 6 de Julio, Lovaina, Bélgica.

5 Participación en Congresos- Encuentros - Jornadas - Simposios

- (a) 2017. "Marginal estimation under a general regression model with missing responses and covariates". Expositora. Coautores: G. Boente, W. González-Manteiga y A. Pérez-González. Sesión Invitada Robustness in models with Missing data, High dimensional and Functional data, en la International Conference on Robust Statistics (ICORS 2017), 3 al 7 de Julio, Wollongong, Australia.
- (b) 2017. "M-estimadores penalizados para regresión logística". Coautores: G. Boente y G. Chebi. Primer Encuentro Conjunto de la Real Sociedad Matemática Española y la Unión Matemática Argentina (RSME-UMA 2017), del 11 al 15 de Diciembre, Buenos Aires, Argentina.
- (c) 2017. "Estimación Robusta en Modelos Parcialmente Lineales de Índice Simple". Coautores: M. F. Statti. Primer Encuentro Conjunto de la Real Sociedad Matemática Española y la Unión Matemática Argentina (RSME-UMA 2017), del 11 al 15 de Diciembre, Buenos Aires, Argentina.
- (d) 2017. "Penalized M-estimators in logistic regression". Expositora. Coautores: G. Boente y G. Chebi. Sesión Invitada EO138: Recent advances in FDA, high dimensional and spatial statistics. En el 10th. European Research Consortium for Informatics and Mathematics (ERCIM), del 16 al 18 de Diciembre, Londres, Reino Unido.
- (e) 2018. "Penalized M-estimators for logistic regression". Coautores: G. Boente y G. Chebi. International Symposium on Business and Industrial Statistic, 4 al 6 de Julio, Piraeus, Grecia.
- (f) 2018. "Penalized M-estimators for logistic regression". Coautores: G. Boente y G. Chebi. Workshop on Data Science, Statistics & Visualisation, 9 al 11 de Julio, Viena, Austria.

6 Organización de eventos científicos - Visitas de investigadores

- Durante el mes de Noviembre de 2017 las Dras. Isabel Rodrigues y Conceicao Amado visitaron el Instituto de Cálculo, FCEyN, UBA.
- 2018. Miembro del Comité Científico del **LatinR** "Conferencia Latinoamericana sobre Uso de R en Investigación + Desarrollo", 47 JAIIO, 4 y 5 de Septiembre, Buenos Aires, Argentina.



7 Publicaciones

7.1 Trabajos Científicos Publicados durante el sabático

1. 2017. A. M. Bianco y P. M. Spano. "Robust inference for nonlinear regression models". Aceptado en Test. En Prensa.
2. 2018. A. M. Bianco, G. Boente, W. González-Manteiga y A. Pérez-González. "Marginal estimation under a general regression model with missing responses and covariates". Aceptado en Test. En Prensa.

7.2 Trabajos Científicos en Revisión

3. 2018. C. Agostinelli, A. M. Bianco y G. Boente. "Robust estimation in single index models when the errors have a unimodal density with unknown nuisance parameter". Enviado para su consideración a publicación al *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*.

7.3 Trabajos Científicos Enviados a Publicación

4. 2018. A. M. Bianco, G. Boente e I. Rodrigues. "Robust Wald-type methods for testing equality between two populations regression parameters: A comparative study under the logistic model". Enviado para su consideración a publicación al *Computational Statistics and Data Analysis*.

7.4 Trabajos Científicos en Preparación

5. 2018. A. M. Bianco, G. Boente, W. González-Manteiga y A. Pérez-González. "Robust location estimators in regression models with responses and covariates missing at random: a plug-in approach".
6. 2018. A. M. Bianco, G. Boente y A. Pérez-González. "A boxplot adapted to missing values: an R function when predictive covariates are available".
7. 2018. C. Amado, A. M. Bianco, G. Boente e I. Rodrigues. "Robust inference for heteroscedastic nonlinear regression models".

8 Formación de Recursos Humanos

Durante el período del sabático se dirigió a los siguientes becarios

- Directora de la Beca CONICET de María Florencia Statti Dirección de la tesis de Doctorado en Matemática (UBA).
- Co-Directora de la Beca CONICET de Gonzalo Chebi. Dirección de la tesis de Doctorado en Matemática, FCEyN, UBA.



Informe de Tareas realizadas durante el Año Sabático:

Ana M. Bianco

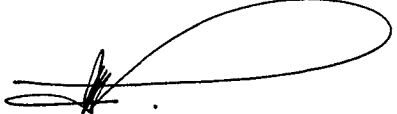
9

Por otra parte, se dirigió la tesis de Licenciatura en Ciencias Matemáticas (FCEyN, UBA) del Lic. Ignacio Franco, defendida el 28 de Marzo de 2018.

Finalmente, se comenzó la orientación del Nicolás Murrone quien demostró su interés en realizar su tesis de grado en Ciencias Matemáticas (FCEyN, UBA) en el área de Estadística.

9 Tareas de Asesoramiento

En colaboración con la Dra. Marina Valdora, hemos asesorado a las biólogas Dra. Gabriela Chaufan y Lic. Isis Coalova del Departamento de Química Biológica de la Facultad de Ciencias Exactas y Naturales en el análisis estadístico de datos provenientes de un estudio desarrollado para evaluar el sinergismo del glifosato en combinación con otras drogas en muestras de tejido humano. Dadas las características de las observaciones se han utilizado técnicas robustas para ajustar un modelo no lineal a los datos.



Ana M. Bianco.



Ref. Expte. N° 506.985

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, **08 OCT 2018**

VISTO lo dispuesto en el artículo 50° del Estatuto Universitario que instituye el Año Sabático para profesores regulares de la Universidad,

CONSIDERANDO:

Que por resolución CD 206-17 se solicitó al Consejo Superior se autorice a la Dra. Ana María Bianco, Profesora Titular Regular con dedicación exclusiva, del Instituto de Cálculo, a hacer uso de su Año Sabático,

que por resolución CS N° 7071-17 se aprobó dicha solicitud, otorgando licencia entre el 01/08/17 y el 31/07/18,

que en cumplimiento con el artículo 12° de la resolución CS N° 4518-93 la Dra. Ana María Bianco presentó su informe de actividades,

que es necesario cumplir con lo establecido por los artículos 13° y 14° de la última resolución citada,

lo aconsejado por la Comisión de Enseñanza, Programas y Planes de Estudio,

lo actuado por este cuerpo en Sesión Ordinaria realizada en el día de la fecha,

en uso de las atribuciones que le confiere el artículo 113° del Estatuto Universitario,

**EL CONSEJO DIRECTIVO DE LA FACULTAD DE CIENCIAS EXACTAS Y
NATURALES
RESUELVE**

ARTICULO 1°: Aprobar el informe correspondiente a las actividades desempeñadas por la Dra. Ana María Bianco durante su Año Sabático.

ARTÍCULO 2°: Enviar un ejemplar del informe a la Biblioteca de esta Facultad.



Ref. Expte. N° 506.985

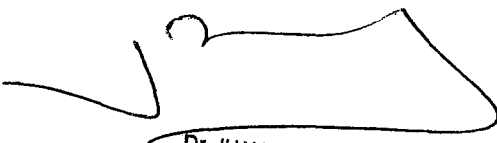
Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales

ARTICULO 3°: Regístrese, notifíquese a quienes corresponda, elévese al Consejo Superior y cumplido, archívese.

RESOLUCIÓN CD n° 2526

JD


Dra. ADALI PECCHI
SECRETARIA ACADEMICA ADJUNTA


Dr. JUAN CARLOS REBORADA
DECANO