

MODELIZACIÓN DE LA DEGRADACIÓN DE PASTURAS TEMPLADAS EN EL SUR DE LA PROVINCIA DE SANTA FE (ARGENTINA).

Guillermo Frank¹
Luis Frank²

RESUMO

O presente artigo estabelece um modelo auto-regressivo para explicar a degradação de uma pastagem associada de alfafa, trevo vermelho, trevo branco, festúceas, cevadilha e rye-grass, definindo como degradação a perda de exemplares na população. As variáveis de entrada consideradas foram a carga animal acumulada - medida em [cabeças/ha] /dia- a lâmina de água útil no perfil, e a frequência atrasada das espécies implantadas e as principais doenças. O modelo proposto é do tipo $Y_G = X \cdot \theta_G + V_G$. As respostas variadas foram as conseqüências das espécies implantadas. Os dados utilizados vieram de 38 censos realizados no campo sobre uma pastagem no sul da Província de Santa Fé (Argentina) -32° 27' 4" S - 61° 16' 10" W- entre os anos 1994 e 1998.

Os resultados assinalam uma queda da frequência da alfafa e do trevo da ordem do -0,03% e -0,04% respectivamente por cada [cabeças/ha] x dia de pastejo. Além disso, se encontrou correlação positiva entre o nível de água acumulada no perfil e a frequência de trevo branco ($\theta_{32}^* = 0,08\%$) e negativa entre esta variedade de entrada e a festuca e trevo vermelho. Expõem-se hipóteses que justificam este comportamento. Além do mais, se apresentam, relações entre a frequência de espécies implantadas e as principais doenças.

¹ Ing. Elec., MS.

² Ing. Agr., MS. Cátedra de Botánica Agrícola - Facultad de Agronomía - Universidad de Buenos Aires.

Palabras-chave: pastagens temperadas, degradação, modelo auto-regresivo, alfalfa, trevo, festúceas, rye-grass, pastoreio, stress hidrico.

RESUMEN

El artículo plantea un modelo autorregresivo para explicar la degradación de una pastura consociada de alfalfa, trébol rojo, trébol blanco, festuca, cebadilla y rye-grass, definiendo como *degradación* la pérdida de ejemplares en la población. Las variables de entrada consideradas fueron la carga animal acumulada -medida en [cabezas/ha]/día- la lámina de agua útil en el perfil, y la frecuencia rezagada de las especies implantadas y de las principales malezas. El modelo propuesto es del tipo $Y_G = X \cdot \theta_G + V_G$. Las variables respuestas fueron las frecuencias de las especies implantadas. Los datos utilizados provinieron de 38 censos realizados a campo sobre una pastura en el sur de la Provincia de Santa Fe (Argentina) -32°27'4" S 61°16'10" W- entre los años 1994 y 1998.

Los resultados señalan una caída de la frecuencia del alfalfa y del trébol del orden del -0,03% y -0,04% respectivamente por cada [cabezas/ha]x día de pastoreo. Se encontró, además, relación positiva entre el nivel de agua acumulada en el perfil y la frecuencia de trébol blanco ($\theta_{32}^* = 0,08\%$) y negativa entre esta variable de entrada y la festuca y trébol rojo. Se exponen hipótesis que justifican este comportamiento. Se presentan, además, relaciones entre la frecuencia de especies implantadas y las principales malezas.

Palabras clave: pasturas templadas, degradación, modelo autorregresivo, alfalfa, trébol, festuca, cebadilla, rye-grass, pastoreo, stress hídrico.

ABSTRACT

The article presents an autorregressive model to explain and predict the degradation of a compound pasture of 6 forrage species (lucerne, red and white clover, wild barley, fescue and rye-grass). The input variables

considered were the grazing pressure – measured as accumulated [animal/hectare] x day of grazing -, the soil water balance –calculated after Thornthwaite method- and the past values of frequency of the forrage species and weeds. The output variables were the actual frequency of the forrage species. The original data came from 38 floristic census done during nearly 5 years on a pasture sown in autumn 1994 in south Province of Santa Fe (Argentina) -32°27'4" S - 61°16'10" W.

The results show a decrease in lucerne and red clover frequency of -0,03% and -0,04% respectively due to every [animal heads/hectarea] x day of grazing. Positive relation of about 0,08% was found between white clover frequency and each millimeter increase of water in soil. Instead, negative impact of water on red clover and fescue was also registered. Some hypothesis on these results are exposed. Finally, relationship between forrage frequency and weeds is presented, as well as comments on the model performance.

Keywords: pasture, degradation, autorregresive model, lucerne, clover, fescue, wild barley, rye-grass, grazing, water stress.

INTRODUCCIÓN

La ganadería en el sur de la Provincia de Santa Fe se desarrolla principalmente sobre pasturas consociadas de especies primavero-estivales (alfalfa, tréboles, festuca, cebadilla y rye-grass), ya sea para la producción lechera o el engorde de novillos. La vida útil de estas pasturas se estima en 4 a 5 años, observándose a lo largo de la misma una caída no lineal en la producción de biomasa por el efecto degradativo que producen el pastoreo, el enmalezamiento y situaciones climáticas adversas, principalmente relacionadas con el balance hídrico del suelo. No obstante este conocimiento práctico, son escasos los trabajos de medición y predicción que se han realizado sobre el efecto real que las variables mencionadas tienen sobre la degradación de pasturas, entendiéndose por *degradación* a “la pérdida de ejemplares de especies implantadas en la población de

referencia". El objetivo de este artículo es plantear un modelo explicativo y predictivo de la degradación de una pastura consociada bajo condiciones de pastoreo típicas de la zona sur de la provincia de Santa Fe. A continuación se describe el ambiente de estudio.

Entre 1994 y 1998 se realizaron 38 censos sobre una pastura de alfalfa (*Medicago sativa* L.), trébol blanco (*Trifolium repens* L.), trébol rojo (*Trifolium pratense* L.), festuca (*Festuca arundinacea* Schreb.), cebadilla (*Bromus unioloides* H.B.K.) y rye-grass (*Lolium multiflorum* Lam.) a fin de registrar la frecuencia relativa de cada especie durante su vida útil. Dicha pastura se implantó en un establecimiento de la localidad de Clason, Provincia de Santa Fe, (32°27'4" S - 61°16'10" W) dedicado a la invernada de novillos Holando-Argentino y a la producción agrícola. La composición de la mezcla forrajera original fue:

- Alfalfa: 6,25 kg/ha de la variedad WL 320 peleteada.
- Trébol blanco: 0,25 kg/ha de la variedad "El Lucero".
- Trébol rojo: 1kg/ha de la variedad "Quiñe quelí".
- Festuca: 5,75 kg/ha cosecha propia de 1993 mezclada con cebadilla y rye-grass. Esta mezcla fue sembrada dos meses más tarde.
- Cebadilla: incorporada junto con festuca en proporción indeterminada.
- Rye-grass: incorporado junto con festuca en proporción indeterminada.

La pastura se implantó sobre un potrero de 20 has con predominio de suelo Argiudol. La siembra se realizó el 30 de marzo de 1994 y se sembró con festuca, cebadilla y rye-grass el 16 de mayo de ese año. Se realizaron tres cortes para rollos en las siguientes fechas: 5 de diciembre de 1994 (60 rollos), 21 de enero de 1995 (80,5 rollos) y 15 de diciembre de 1995 (56 rollos).

Las variables registradas fueron la frecuencia de especies implantadas en muestras obtenidas de censos de composición florística, la presión de pastoreo -medida en cabezas/hectárea por días de pastoreo- y la disponibilidad hídrica de las plantas- medida en milímetros de agua útil en el suelo. En la siguiente sección se describe la metodología de registro utilizada.

MATERIALES Y MÉTODOS.

Los censos

Cada censo se realizó de NE a SW siguiendo una transecta en el sentido de la pendiente del potrero de modo de incorporar en el muestreo toda la diversidad de suelos del mismo. Para ello se utilizó un aro de alambre de 50 cm de diámetro que se arrojó 15 veces a intervalos regulares. En una planilla se anotó la presencia o ausencia de todas las especies presentes dentro del aro en cada tirada. Para especies robustas se adoptó el criterio de contar únicamente aquellas que estuviesen arraigadas dentro del aro. La frecuencia de cada especie se obtuvo sumando la cantidad de tiradas en que ésta se hallaba presente dividido 15.

El pastoreo

Como se mencionó en la **Introducción**, ésta se midió en [cabezas/ha.]×días de pastoreo, valores que fueron tabulados en forma acumulada. Los datos fueron obtenidos de los registros del establecimiento, razón por la cual no pudo utilizarse una medida que incorpore la cantidad de kilos por hectárea sobre el potrero. No obstante, y únicamente con fines informativos se puede mencionar que los registros de compra y venta de hacienda señalan que los animales se compran con un peso medio de aproximadamente 120 kg/cabeza y se obtienen engordes medios de 500 grs. diarios, lo que nos lleva a suponer un peso promedio del rodeo de 300 kg por novillo.

El agua útil en el suelo

Esta variable se obtuvo del balance hídrico del suelo suponiendo una capacidad de almacenaje de 300 mm y una evapotranspiración de acuerdo al modelo de Thornthwaite desarrollado para la costa E. de los Estados Unidos (Chambouleyron, 1980). Los registros pluviométricos fueron tomados del establecimiento.

Planteo del modelo

Una vez obtenidas las mediciones en campo, se planteó un sistema de ecuaciones lineales, basado en los siguientes supuestos teóricos:

- Las especies que componen la pradera evolucionan linealmente respecto de su estado anterior al aplicársele cambios en las condiciones ambientales (agua y pastoreo).
- Las especies interactúan entre sí, puesto que compiten por un espacio común y presentan palatabilidades distintas.

Bajo estas suposiciones, el sistema de ecuaciones adoptó la siguiente forma:

$$\begin{array}{l} Y_1 = X \cdot \theta_1 + V_1 \\ Y_2 = X \cdot \theta_2 + V_2 \\ \dots\dots\dots \\ Y_G = X \cdot \theta_G + V_G \end{array}$$

donde cada vector columna Y_i representa los valores observados en el tiempo de la frecuencia de la especie 'i', X es la matriz de datos (presentados en la **Tabla 1**), θ_i es el parámetro desconocido (vector columna) y V_i es el término de perturbación o error. Para el cálculo se utilizó la notación más compacta $Y = X \otimes \cdot \theta + V$, en donde Y , θ y V son un nuevo vector columna formado por los vectores columna anteriores respectivos. La matriz $X \otimes$ es la matriz diagonal formada por los bloques X .

Los pasos metodológicos seguidos fueron los siguientes:

1. Análisis de la existencia de multicolinealidad

El primer paso consistió en analizar si la muestra es lo suficientemente rica, de forma tal de poder distinguir con claridad cuáles variables de entrada explican una determinada variación en las variables de salida

Tabla 1. Variables de la matriz X

Nro.	Variables explicatorias	Unidades
1	Intercepto (siempre toma el valor 1)	-----
2	Carga acumulada	(Cab. x días)/ha
3	Corte mecánico	Raciones *
4	Lámina de agua	mm
5	Período de luz	Horas
6	Tiempo (meses transcurridos)	Meses
7	Alfalfa	-----
8	Trébol blanco	-----
9	Trébol rojo	-----
10	Festuca	-----
11	Cebadilla	-----
12	Rye-grass	-----
13	Sorgo de Alepo	-----
14	Gramilla	-----
15	Capiquí	-----
16	Quinoa	-----
17	Cardo	-----
18	Nabo	-----

* (1 Ración ~ 10 kg de materia seca)

del modelo. En otras palabras, la alta colinealidad (alta correlación) entre variables de entrada, no permite aislar los efectos separados de cada variable explicativa, o equivalentemente, aumenta demasiado la varianza de la estimación.

Para detectar el grado de colinealidad entre las variables de entrada, se analizó numéricamente la matriz de datos X (cuyas columnas representan las mediciones en el tiempo de cada una de las variables explicativas)³. Para ello, se escaló cada columna entre 0 y 1, y se calculó el producto $X^T X$. En el caso ideal de que los datos fueran completamente

³ En los casos en que no existe variable endógena rezagada se utilizó el estadístico "d" convencional. En el resto se recurrió al estadístico modificado "h", salvo en las ecuaciones 2 y 11 en que el cálculo de "h" resultó en un valor complejo. En estas dos se utilizó una prueba "t" alternativa.

incorrelados, se obtendría una matriz diagonal cuyos componentes (los autovalores) no diferirían mucho entre sí. El cociente entre el autovalor más grande y el más chico se define como el número de condición $\kappa(\mathbf{X}^T\mathbf{X}) = \lambda_{\max}/\lambda_{\min}$. En el caso general ($\mathbf{X}^T\mathbf{X}$, debidamente escalado), se encuentra que si $[\lambda_{\max}/\lambda_{\min}]^{1/2}$ está entre 30 y 100 (Judge *et al.*, 1985), la colinealidad se considera entre moderada y muy fuerte respectivamente.

Dada nuestra matriz $\mathbf{X}^T\mathbf{X}$, se procedió a eliminar cada variable de a una, calculando en cada caso los autovalores resultantes $\{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k\}$. De esta forma se eliminó la variable más correlacionada primero, y se repitió el proceso con las variables restantes, estableciendo como criterio de eliminación $[\lambda_{\max}/\lambda_{\min}]^{1/2} > 30$.

2. Estimación de los parámetros del modelo

La estimación del parámetro desconocido θ se realizó por medio de un estimador mínimo cuadrático generalizado, cuya expresión es la siguiente:

$$\theta^* = [\mathbf{X} \otimes \Omega^{-1} \mathbf{X} \otimes]^{-1} \cdot \mathbf{X} \otimes \cdot \Omega^{-1} \cdot \mathbf{Y}$$

donde $\Omega = \mathbf{E}[\mathbf{V} \cdot \mathbf{V}^T]$ es la matriz de varianza-covarianza del error \mathbf{V} . Bajo ciertas condiciones θ^* es *insesgado*, *consistente* y *eficiente* (es decir, de mínima varianza) dentro de todos los estimadores lineales que son función de las observaciones \mathbf{Y} . Esas condiciones son,

- Si $\mathbf{E}[\mathbf{X} \otimes \mathbf{V}] = \mathbf{0}$ entonces se cumple que $\mathbf{E}(\theta^*) = \theta$, es decir, es *insesgado*. En nuestro caso particular, como la matriz de datos de entrada contiene variables endógenas rezagadas, las mismas son estimadas con la muestra anterior, y por lo tanto $\mathbf{E}[\mathbf{X} \otimes \mathbf{V}] \neq \mathbf{0}$, lo que generó un sesgo en la estimación.
- La matriz de varianza-covarianza de θ^* , $\Sigma[\theta^* - \theta] = [\mathbf{X} \otimes \Omega^{-1} \mathbf{X} \otimes]^{-1}$ puede verse afectada por el uso de una matriz Ω inexacta. En particular, si sus coeficientes no convergen conforme aumenta la cantidad de mediciones, la estimación θ^* se vuelve *inconsistente*. Por otro lado,

si esos coeficientes no son exactos, el resultado final lleva a una varianza de θ que no es mínima.

Con referencia al último punto, la matriz de varianza-covarianza del error puede contemplar en su estructura una posible autocorrelación de \mathbf{V} , o bien, cambios en su varianza a lo largo de las mediciones (heteroscedasticidad). En nuestro caso particular, el desconocimiento de la estructura verdadera de Ω obligó a proponer un estimador (Ω^*) que la sustituya en la expresión anterior. Para ello, se contemplaron dos posibles situaciones:

A) Autocorrelación de \mathbf{V}

Considerando cada término de perturbación \mathbf{V}_i como un proceso estacionario, se planteó un esquema autorregresivo de primer orden de la forma:

$$V_i(t) = \rho_i \cdot V_i(t-1) + w_i(t) \quad i = 1 \dots G, \quad G = 12$$

siendo ρ_i el coeficiente de autocorrelación del error y $w_i(t)$ un nuevo error libre de autocorrelación.

Bajo esta suposición la matriz Ω adoptaría una estructura diagonal en la que la diagonal principal correspondería a las varianzas σ_i^2 y las diagonales adyacentes a la autocorrelación $\rho_i \cdot \sigma_i^2$. Se procedió a estimar el coeficiente de autocorrelación (ρ_i^*) mediante el estimador de Theil modificado (Judge *et al.*, 1985):

$$\rho_i^* = \frac{(N-M) \sum_{t=2}^N V_i^*(t) V_i^*(t-1)}{(N-1) \sum_{t=1}^N V_i^*(t)^2} \quad i = 1 \dots G, \quad N = 38, \quad M = 11$$

donde $\mathbf{V}^* = \mathbf{Y} - \mathbf{X} \otimes [\mathbf{X} \otimes^T \mathbf{X} \otimes]^{-1} \cdot \mathbf{X} \otimes \cdot \mathbf{Y}$, es decir, el error estimado con

mínimos cuadrados ordinarios ($\Omega = \mathbf{I}$, matriz identidad). Estos resultados fueron contrastados con la hipótesis nula ($\rho_i = 0$) mediante las pruebas propuestas por Durbin y Watson⁴.

B) Heteroscedasticidad de \mathbf{V}

Si existiese heteroscedasticidad y se despreciara la autocorrelación del error, la matriz Ω adoptaría una estructura diagonal de la forma:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2(1) & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & \sigma_1^2(N) & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & \sigma_G^2(N) \end{bmatrix}$$

donde $\sigma_i^2 = \sigma_i^2(t)$ es una función del tiempo y adquiere un valor distinto para cada medición. En caso contrario, tendríamos $\sigma_i^2 = \sigma_i^2(1) = \dots = \sigma_i^2(N)$, cuyo estimador insesgado sería,

$$\sigma_i^{2*} = \frac{\sum_{t=1}^N (V_i^*)^2}{N-M} \quad N=38, \quad M=11$$

La detección de cambios o tendencias en la varianza de \mathbf{V}_i a lo largo de las mediciones se realizó por inspección de los gráficos $[V_i^*(t)]^2$ como función de $Y_i^*(t)$ (Gujarati, 1981), donde \mathbf{V}_i^* se obtuvo suponiendo $\Omega = \mathbf{I}$.

⁴ En los casos en que no existe variable endógena rezagada se utilizó el estadístico "d" convencional. En el resto se recurrió al estadístico modificado "h", salvo en las ecuaciones 2 y 11 en que el cálculo de "h" resultó en un valor complejo. En estas dos se utilizó una prueba "t" alternativa.

3. Evaluación del Modelo

La evaluación de este modelo presentó dos inconvenientes. Por un lado, se trata de un sistema autorregresivo con dinámica propia, lo que añadió el problema de la sintonía para responder en tiempo y forma a las variables de entrada. Por otro lado, de existir problemas de heteroscedasticidad, las pruebas convencionales ('F', 't') no son exactas y por lo tanto pierden fuerza o validez. Se aplicó entonces otro criterio de evaluación. Se tomó como medida la desigualdad o coeficiente de Theil (Pindyck, 1981):

$$U_i = \frac{\sum_{t=1}^N [Y_i^s(t) - Y_i(t)]^2}{\sum_{t=1}^N [Y_i^s(t)]^2 + \sum_{t=1}^N [Y_i(t)]^2} \leq 1 \quad i = 1 \dots G$$

donde s = simulado, es decir, los valores estimados de Y_i , aplicando la dinámica del sistema.

El criterio de aceptación se fijó para valores de $U_i \leq 0,3$ (Pindyck, 1981). Las variables rechazadas no fueron eliminadas porque contribuyen al cálculo de los rezagos.

Otro criterio de evaluación consistió en descomponer algebraicamente el numerador de U_i , de forma de identificar el error cometido en la media o error sistemático (U_i^M) y el error ocurrido ante cambios bruscos (U_i^S). El error sistemático del modelo no debió superar el 20% del error total.

Finalmente, se realizaron pruebas para verificar la inmunidad del modelo ante cambios en las condiciones iniciales y en la cantidad de mediciones consideradas.

RESULTADOS

Análisis de la multicolinealidad

El criterio de eliminación basado en el análisis del número de condición $\kappa(\mathbf{X}^T\mathbf{X})$, determinó la supresión de las siguientes variables en la matriz de datos:

Prioridad	Variable Eliminada		$[\lambda_{\max}/\lambda_{\min}]^{1/2}$
	Nro.	Nombre	
1	18	Nabo	132.15
2	16	Quinoa	96.83
3	10	Festuca	89.65
4	3	Corte mecánico	87.71
5	5	Período	79.77
6	14	Gramilla	79.66
7	6	Tiempo	33.52

Autocorrelación y Heteroscedasticidad de V

La estimación de los coeficientes de autocorrelación del error arrojó los siguientes resultados para cada una de las ecuaciones:

i	Especie	ρ_i^*
1	Alfalfa	-0.0461
2	Trébol Blanco	-0.0978
3	Trébol Rojo	-0.0168
4	Festuca ^(*)	-0.0789
5	Cebadilla	-0.1176
6	Rye-grass	-0.0064
7	Sorgo de Alepo	-0.0277
8	Gramilla ^(*)	-0.1873
9	Capiquí	-0.0240
10	Quinoa ^(*)	-0.0109
11	Cardo	-0.1056
12	Nabo ^(*)	-0.1545

(*) No poseen término rezagado

Luego de realizadas las pruebas de Durbin y Watson, en ningún caso se debió rechazar la hipótesis nula. Es decir que el fenómeno de autocorrelación del error era débil y pudo despreciarse.

Por otro lado, los gráficos adjuntos de $[V_i^*(t)]^2$ como función de Y_i^* mostraron un marcado patrón creciente con el aumento de Y_i^* , hecho que fue contrastado por medio de la prueba de Goldfeld y Quandt para una distribución $F_{[5,5]}$ y un valor crítico $F_c = 3,45$ ($P[F > F_c] = 0,10$). La hipótesis homoscedástica debió ser rechazada para todas las especies, salvo alfalfa, trébol blanco y festuca. Lamentablemente, no se dispuso de una muestra del error para cada medición, de forma de poder estimar la varianza $\sigma_i^2(t)$. La solución más aproximada posible fue hacer $\sigma_i^2(t) \approx [V_i^*(t)]^2$.

El uso de una solución como la descripta mejora la *eficiencia*⁵ de la estimación, pero tiene el inconveniente de ser *inconsistente*, es decir, no se puede asegurar que θ^* converja a θ , a medida que la muestra crece indefinidamente.

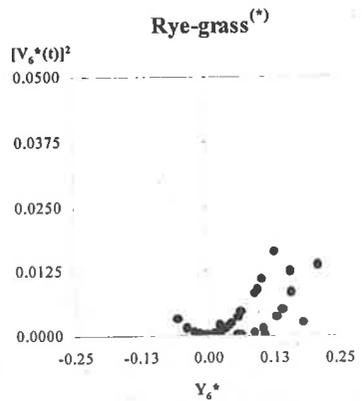
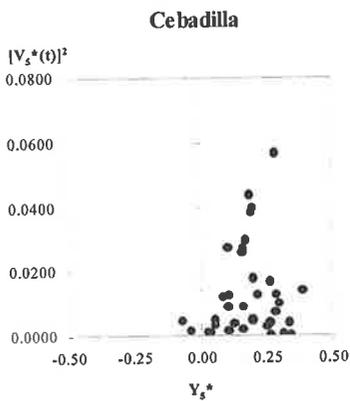
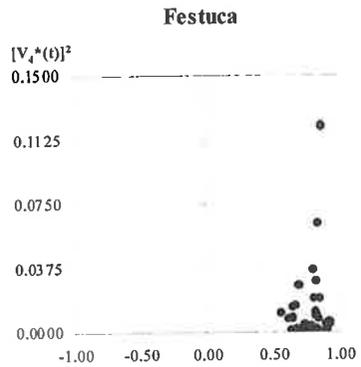
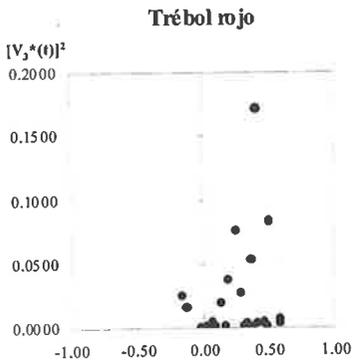
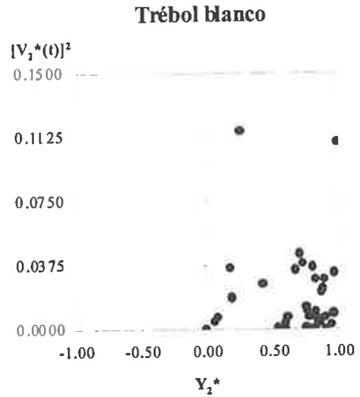
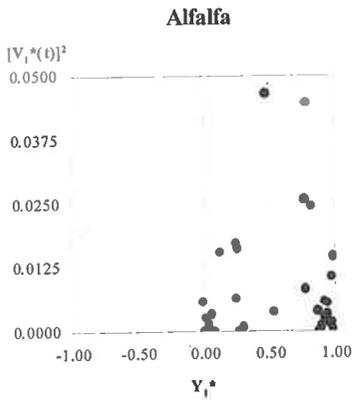
Performance del modelo

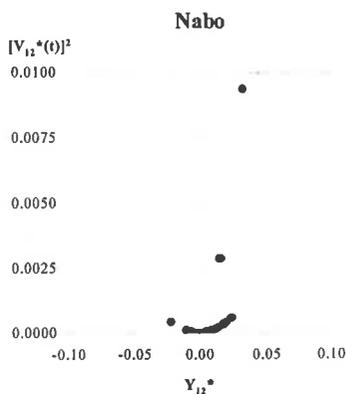
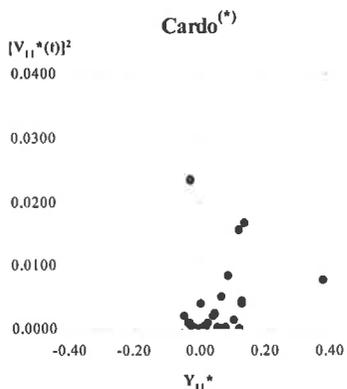
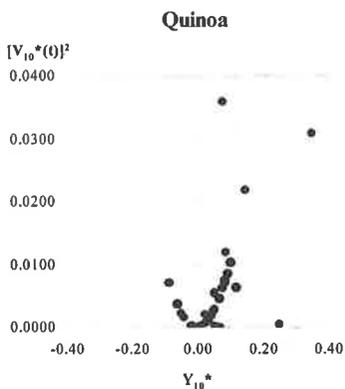
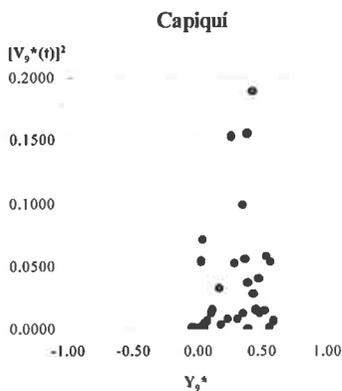
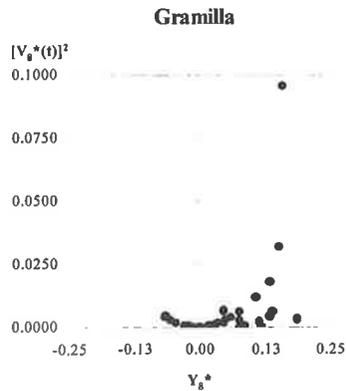
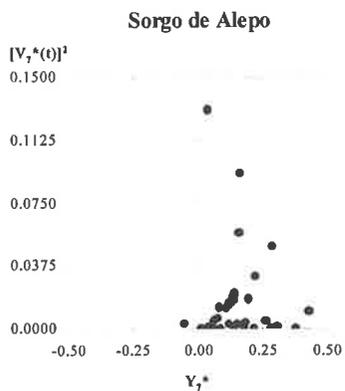
A continuación se presentan los resultados de la evaluación del modelo, tanto para el caso homoscedástico como heteroscedástico:

i	Especie	Homoscedástico			Heteroscedástico		
		U_i	U_i^M	U_i^S	U_i	U_i^M	U_i^S
1	Alfalfa	0.0861	0.0652	0.0023	0.0810	0.0067	0.0283
2	Trébol Blanco	0.1680	0.1280	0.1870	0.1592	0.0627	0.3701
3	Trébol Rojo	0.2807	0.0535	0.1282	0.2779	0.0003	0.2570
4	Festuca	0.0895	0.0842	0.1623	0.0867	0.0496	0.3984
5	Cebadilla	0.4778	0.1671	0.2264	0.3621	0.0828	0.2719
6	Rye-grass	0.7364	0.1170	0.3399	0.5574	0.0091	0.4695
7	Sorgo de Alepo	0.3802	0.0265	0.5896	0.4440	0.0357	0.4377
8	Gramilla	0.4670	0.1162	0.2164	0.7098	0.0844	0.5308
9	Capiquí	0.4339	0.3374	0.0440	0.3399	0.1238	0.5620
10	Quinoa	0.4129	0.1787	0.2893	0.4265	0.0367	0.3059
11	Cardo	0.5422	0.6488	0.0191	0.3220	0.2065	0.0000
12	Nabo	0.6773	0.0105	0.2568	0.9871	0.0460	0.9363

⁵ No obstante, la varianza no es mínima porque se despreció el pequeño efecto de autocorrelación del error.

Gráficos del Cuadrado de los Errores respecto de Y_i^*





(*) La escala elegida puede haber omitido algún valor lejano

Observamos que las primeras cuatro variables son las únicas que cumplieron con el criterio de $U_i \leq 30\%$, tanto en el caso en que se consideró la heteroscedasticidad como en el que no. El resto presentaron una diferencia mayor y no podemos decir que sigan de manera aproximada a los valores observados.

Por otro lado, el coeficiente U_i^M resultó pequeño en ambos casos, especialmente en el caso heteroscedástico. Muy por el contrario, el coeficiente de variación U_i^S empeoró mucho en el caso heteroscedástico y llegó a superar el 20% de discrepancia en algunas de las cuatro variables aceptadas. Podemos decir, entonces, que el caso homoscedástico es más equilibrado que el heteroscedástico, dado que aunque tiene una peor performance en la media, en ningún caso ésta lo perjudica tanto como para llegar a grandes discrepancias.

Respecto a la inmunidad a las condiciones iniciales y a la cantidad de mediciones, se realizó una simulación con condición inicial nula y sin las cuatro primeras mediciones ni las seis últimas. Los resultados fueron los siguientes:

i	Especie	Homoscedástico			Heteroscedástico		
		U_i	U_i^M	U_i^S	U_i	U_i^M	U_i^S
1	Alfalfa	0.1490	0.1214	0.1392	0.1232	0.0884	0.1109
2	Trébol Blanco	0.2020	0.1058	0.0250	0.1961	0.2120	0.1056
3	Trébol Rojo	0.2304	0.0707	0.0036	0.2293	0.0581	0.0016
4	Festuca	0.0787	0.0501	0.1063	0.0724	0.0219	0.2125

El caso homoscedástico respondió bien a los cambios efectuados porque el coeficiente de Theil no superó el 30% y los coeficientes U_i^M y U_i^S permanecieron bajos (menores al 20%). El caso heteroscedástico, en cambio, siguió manteniendo poca discrepancia con las mediciones, pero no podemos decir lo mismo respecto de los otros dos coeficientes: U_i^M pasó a valer 21,2% para el trébol blanco y lo mismo ocurrió con la festuca respecto del coeficiente U_i^S . Nuevamente podemos decir que el hecho de no considerar la heteroscedasticidad no perjudicó la performance del modelo.

Resultados de la estimación homoscedástica

A continuación se presentan los resultados para el caso homoscedástico con las gráficas de las simulaciones correspondientes.

	Alfalfa θ_1^*	Trébol blanco θ_2^*	Trébol rojo θ_3^*	Festuca θ_4^*
Intercepto	0.3776	0.1318	0.6632	0.7472
Carga acum.	-0.0003	-5.10 ^a	-0.0004	5.10 ^a
Lámina de agua	-0.0003	0.0008	-0.0008	-0.0012
Alfalfa	0.6632	-0.1855	-0.1328	0.2667
Trébol blanca	0.0958	0.6559	0.1904	0.1368
Trébol rojo	-0.0719	0.1986	0.3289	-0.2208
Cebadilla	-0.0480	-0.2496	-0.3774	0.0081
Rye-grass	0.1058	-0.0869	-0.1478	0.2437
Sorgo de Alepo	0.0299	-0.0690	-0.2703	0.0821
Capiquí	0.0118	0.1948	-0.1488	0.2092
Cardo	0.0335	0.1462	0.4779	-0.0939

	Cebadilla θ_5^*	Rye-grass θ_6^*	Sorgo de Al. θ_7^*	Gramilla θ_8^*
Intercepto	-0.2931	0.0527	-0.0906	-0.1510
Carga acum.	0.0004	0.0000	0.0002	0.0002
Lámina de agua	-0.0013	-0.0003	0.0001	0.0007
Alfalfa	0.5222	0.0687	0.1857	0.1261
Trébol blanca	0.3254	0.0693	-0.0584	-0.1549
Trébol rojo	-0.1811	0.0366	0.2220	0.0376
Cebadilla	0.2852	0.1225	-0.1989	0.0418
Rye-grass	-0.2025	-0.0080	0.4133	-0.0669
Sorgo de Alepo	-0.0541	-0.2218	0.1870	-0.2420
Capiquí	0.0939	-0.1044	-0.0588	-0.0225
Cardo	0.0878	0.3190	-0.2139	-0.2157

	Capiquí θ_9^*	Quinoa θ_{10}^*	Cardo θ_{11}^*	Nabo θ_{12}^*
Intercepto	0.0630	0.1744	0.0501	0.0175
Carga acum.	-0.0002	-0.0003	0.0000	0.0000
Lámina de agua	0.0006	0.0011	-0.0005	-0.0003
Alfalfa	-0.0105	-0.3867	-0.0497	0.0034
Trébol blanca	0.0145	-0.0726	0.0831	0.0418
Trébol rojo	0.1866	-0.1054	-0.0269	0.0284
Cebadilla	-0.0788	0.3069	0.0199	-0.0032
Rye-grass	-0.7165	0.1231	0.0517	-0.0060
Sorgo de Alepo	0.3152	0.1265	0.1309	-0.0138
Capiquí	0.2652	0.0432	0.0798	0.0171
Cardo	1.2114	-0.3822	0.9413	-0.0768

CONCLUSIONES

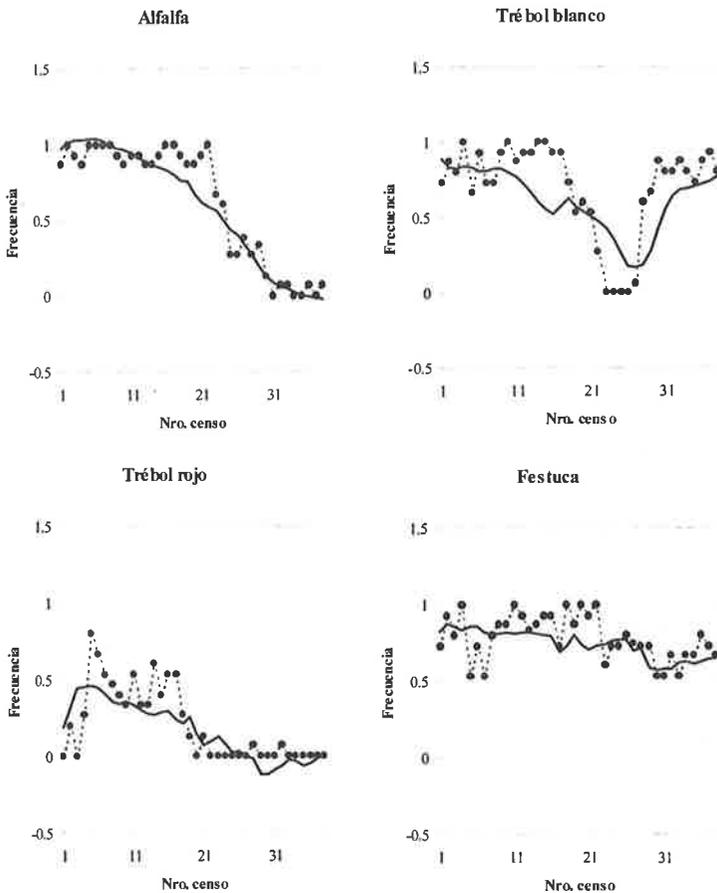
La frecuencia de cada especie se interpreta como una medida de la degradación de la pastura (cf. definición en la **Introducción**). Es decir, que variaciones en la frecuencia reflejan empobrecimiento o enriquecimiento en la composición florística de la pastura, pero no necesariamente en la productividad de la misma (por ejemplo, en la producción de kg de materia seca de forraje/ha.año).

Comparando los coeficientes θ_i^* - para $1 \leq i \leq 4$, según evaluación de *performance* mediante el coeficiente de Theil - se observa que las especies más sensibles al pastoreo, medido como carga acumulada, son alfalfa y trébol rojo. En el caso del alfalfa hay una caída del 0,03% en la frecuencia de la especie respecto de su nivel anterior por cada unidad de pastoreo acumulado (medida en [cabeza/ha] x día), en tanto que para el trébol rojo esta caída es del 0,04%. Por el contrario, el trébol blanco y la festuca son relativamente insensibles al pastoreo. El conocimiento de estos resultados son importantes para el diseño de una estrategia de pastoreo.

Entre las especies cultivadas, y para las condiciones ambientales del sur de la Provincia de Santa Fe, el trébol blanco es la única que presenta respuesta positiva al incremento del agua útil en el perfil. Cada milímetro de incremento en la lámina de agua representa un incremento del 0,08% en la frecuencia de la especie. El alfalfa es relativamente insensible al nivel hídrico del suelo, en tanto que la festuca y el trébol rojo muestran una caída toda vez que aumenta el agua en el perfil. El comportamiento de cada especie se explica por su forma de crecimiento: (i) las raíces profundas del alfalfa explican su insensibilidad al nivel hídrico; (ii) la presencia de raíces adventicias superficiales en trébol blanco genera una fuerte dependencia del agua disponible en los primeros 25-40 cm de profundidad. (iii) Respecto a la respuesta negativa del trébol rojo y la festuca, nuestra hipótesis es que la disminución de su frecuencia se explica por el sombreado que producen el trébol blanco y algunas malezas -en particular quinoa, capiquí y sorgo de alepo- cuyo crecimiento es

inducido por el aumento del agua disponible. El efecto de sombreado provocado por el sorgo de alepo es consistente con la relación opuesta que muestra su frecuencia respecto de la de ambos tréboles. Sin embargo, el efecto positivo del sorgo sobre la festuca oscurecen la relación que pudiera existir entre el agua útil y ésta forrajera.

Gráficas de las Simulaciones



●.....● Mediciones de la frecuencia de la especie
 — Respuesta del modelo con dinámica

Analizando la asociación entre variables actuales y variables rezagadas se nota que el alfalfa no depende de la presencia previa de otras especies implantadas ni de las principales malezas; el trébol rojo parece muy sensible, mientras que el trébol blanco y la festuca muestran un comportamiento intermedio. Variaciones positivas en la frecuencia de cebadilla influyen negativamente sobre valores futuros de trébol blanco y trébol rojo. Este comportamiento puede atribuirse a una competencia espacial entre dichas especies. Alfalfa y trébol blanco son las especies con mayor autocorrelación en sus valores de frecuencia.

Cabe preguntarse si los resultados obtenidos pueden extrapolarse a pasturas puras o a mezclas forrajeras con una composición diferente. La respuesta merece un análisis por separado para cada especie. En el caso del alfalfa, su término rezagado es la principal variable explicativa de su frecuencia (junto a la presión de pastoreo), lo que sugiere que su comportamiento puede ser analizado independientemente de las interacciones con otras especies. En los tréboles la interacción con otras especies es notoria, por lo que no es claro si pueden analizarse por separado. En el caso de la festuca, la especie definitivamente interactúa con las demás —ya que no posee término rezagado— por lo que no puede asegurarse que cultivada por separado se comporte de acuerdo al modelo.

Por último, resta comentar que el modelo en su conjunto reacciona lentamente ante cambios bruscos en las mediciones. Este es un problema de sintonía del modelo que puede corregirse ajustando algunos coeficientes. Esta particularidad del modelo debe tenerse en cuenta en predicciones realizadas con cambios bruscos en las variables de entrada.

BIBLIOGRAFÍA

CHAMBOULEYRON, J. L (1980): Riego y Drenaje. Enciclopedia Argentina de Agricultura y Jardinería. Tomo II. Segunda Edición.

Fasc. 4.3.2. Editorial ACME S.A.C.I. Buenos Aires, Argentina.

GUJARATI, D. (1981): *Econometría Básica*. Editorial Mc Graw-Hill Latinoamericana S.A. Bogotá, Colombia.

JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W. E.; CARTER HILL, R.; LÜTKEPOHL, H. & Lee, T. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley. 2nd Edition. New York, USA.

PINDYCK, R. & RUBINFELD, D. (1981): *Econometric Models and Economic Forecasts*. 2nd Edition. Mc Graw-Hill. New York, USA.