

ITEA

PRODUCCION ANIMAL

Asociación
Interprofesional
para el Desarrollo
Agrario
1996 – Vol. 92A N.º 1



ITEA

Información Técnica Económica Agraria
Revista de la Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario

1996 - AÑO XXVII Vol. 92A N.º 1	DIRECCIÓN Y REDACCIÓN Montañana, 176 - Apartado 727 50080 ZARAGOZA	Depósito legal: Z-577-82 ISSN: 1130-6009 INO Reproducciones, S.A. Polígono Miguel Servet, nave 13 50013 Zaragoza
------------------------------------	---	--

COMITÉ DE REDACCIÓN

DIRECTOR: Pere Albertí Lasalle
SUBDIRECTOR: Joaquín Uriarte Abad
SECRETARIOS: Serie Producción Vegetal: Eduardo Notivol Paíno
Serie Producción Animal: José Luis Alabart Álvarez
VOCAL: José Álvarez Álvarez
Joaquín Gómez Aparisi
Emilio Manrique Persiva
Clara Marín Alcalá
Juan A. Marín Velázquez
Luis Pérez Pérez
M.ª Dolores Quílez Sáez de Viteri
Michel Villalta Martín
Carlos Zaragoza Larios

JUNTA DIRECTIVA DE A.I.D.A.

PRESIDENTE: Leonardo Plana Claver
VICEPRESIDENTES: 1.º Beatriz Amorena Zalbaza
2.º Rafael Socas i Company
SECRETARIO: José Álvarez Álvarez
TESORERO: Joaquín Uriarte Abad
VOCAL: José Folch Pera
Miguel Cambra Álvarez
Ricardo Revilla Delgado
Joaquín Gómez Aparisi
Gerardo Caja López
Antonio Felipe Mansergas
Emilio Manrique Persiva

El coste de ITEA en 1995 ha ascendido a 1.691.615 pesetas, que ha sido financiado por los ingresos habidos en concepto de suscripciones, venta de números sueltos y la aportación de la Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario.

Prohibida toda reproducción total o parcial sin autorización expresa
de la Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario

ITEA no se responsabiliza necesariamente con las opiniones en los artículos firmados
que publica, cuya responsabilidad corresponde a sus autores

Suscripciones y Distribución

Información Técnica Económica Agraria publica tres números en volumen. En
1996 se publicarán los volúmenes 92A y 92V correspondientes a las series

Producción Animal y Producción Vegetal.

El precio de la suscripción para 1996 será de 3.500 ptas. para una serie y de 5.000 ptas.
para las dos series.

ITEA. Apartado 727. 50080 Zaragoza

RELACIÓN DE ARTÍCULOS PUBLICADOS EN ITEA (PRODUCCIÓN ANIMAL) DURANTE 1995

AUTOR Y TÍTULO	Rev. n.º	Pág.
S. ALDAY MARTÍNEZ DE CESTAFE, E. UGARTE SAGASTIZABAL: <i>Efecto de la introducción de grupos genéticos en el modelo de valoración del vacuno lechero frisón del País Vasco</i>	91A-3	118
M.E. ALONSO, J.M. SÁNCHEZ, J.A. RIOL, P. GUTIÉRREZ, V.R. GAUDIOSO: <i>Estudio del síndrome de caída en el toro de lidia: I. Manifestación e incidencia</i>	91A-2	81
M.E. ALONSO, J.M. SÁNCHEZ, J.A. RIOL, P. GUTIÉRREZ, V.R. GAUDIOSO: <i>Estudio del síndrome de caída en el toro de lidia: II. Distribución a lo largo de la lidia</i>	91A-2	93
M.E. ALONSO, J.M. SÁNCHEZ, J.A. RIOL, P. GUTIÉRREZ, V.R. GAUDIOSO: <i>Estudio del síndrome de caída en el toro de lidia: III. Relación con el comportamiento exhibido durante la lidia</i>	91A-3	105
A. BLASCO: <i>Los pesos económicos en mejora genética animal</i>	91A-2	59
A. CAUDEVILLA, L. PÉREZ Y PÉREZ, J.M. GIL: <i>Análisis comparado de los resultados de las fábricas de piensos compuestos en Aragón</i>	91A-1	23
A. FERRET, J. PLAIXATS, E. ALBANELL, L. BOSCH, F. CASAÑAS, A.M.C. VERDÚ, F. NÚEZ: <i>Evaluación de la calidad de la fracción vegetativa de maíces forrajeros obtenidos por cruce entre poblaciones de origen tropical y material adaptado</i>	91A-1	13
F. MUÑOZ, A. ARGAMENTERÍA, D. ANDUEZA: <i>Cadena de análisis interlaboratorial de alimentos para el ganado</i>	91A-3	129
A.M.ª OLAIZOLA, E. MANRIQUE, M.ª T. MAZA: <i>Tipos de sistemas de producción y rendimientos económicos en explotaciones de vacuno de montaña</i>	91A-2	47
I. SÁEZ GUTIÉRREZ, M.ª C. MARCA ANDRÉS, J.J. RAMOS ANTÓN, M.ª T. VERDE ARRIBAS, A. FERNÁNDEZ CASASNOVAS, M.ª C. SANZ LORENZO: <i>Detección de carencias de selenio en el ganado ovino de la provincia de Zaragoza mediante la medicación de la actividad glutatión peroxidasa selenio-dependiente</i>	91A-1	5
J. SANTIAGO MORENO, A. GONZÁLEZ DE BULNES, M. GARCÍA LÓPEZ, A. LÓPEZ SEBASTIÁN: <i>Diagnóstico precoz de gestación y determinación del número de embriones mediante ecografía transrectal en la cabra</i>	91A-1	37

RELACIÓN DE ARTÍCULOS PUBLICADOS EN ITEA (PRODUCCIÓN VEGETAL) DURANTE 1995

AUTOR Y TÍTULO	Rev. n.º	Pág.
G. BERGAMIN, C. ICARAN SOUVILLE, M.P. FRAGOSO DE CASTRO LOUREIRO, V. ORTAÇESME, K. OUAMANE, F. AYACHE, E. NÚÑEZ SEOANE: <i>Propuestas para la ordenación integral de diez municipios del "campo de Borja"</i>	91V-2	71
A. CASTREJÓN SANGUINO: <i>Efecto de compuestos biológicos sobre el rendimiento de cebada infectada con Puccinia striiformis f.sp. hordei</i>	91V-3	207
A. CASTREJÓN SANGUINO, Y. CHEW MADINAVEITIA: <i>Comportamiento de dos variedades de algodónero al ataque de Verticillium dahliae en diferentes etapas fenológicas</i>	91V-2	98
J.P. DEL MONTE DÍAZ DE GUEREÑU: <i>Intercambio de malas hierbas entre Europa y América (I).....</i>	91V-1	21
J.P. DEL MONTE DÍAZ DE GUEREÑU: <i>Intercambio de malas hierbas entre Europa y América (II).....</i>	91V-1	35
I. DELGADO ENGUITA: <i>Evaluación de diferentes tipos de alfalfa en secuno</i>	91V-2	120
J. FERNÁNDEZ, E. MIRANDA, S. PEREIRA: <i>Esquema de producción de materiales clonales forestales y frutales de castaño híbrido.</i>	91V-2	65
E. GARCIA-ESCUDERO, J. BAIGORRI, J.R. LISSARRAGUE, V. SOTES: <i>Influencia del riego sobre la acidez de mostos en cv. Tempranillo (V. vinífera L.).....</i>	91V-3	175
C. GODOY, M.* V. HUITRON: <i>Relaciones hídricas internas de ocho cultivares de vid (Vitis vinífera L.) I. Osmoregulación o ajuste osmótico</i>	91V-1	55
A. LEYVA, J. POHILAN: <i>Rotación VS: Monocultivo. El camino hacia la agricultura sostenible en Cuba</i>	91V-3	157
R. MADRID, R.F. LACOMBA, C. EGEA, M.LL. AMO: <i>Influencia del sistema de riego sobre la calidad del fruto de naranjo (Var. Valencia Late): Evolución de los parámetros químicos.....</i>	91V-3	197
J.J. MARQUEZ ORTIZ, C.G. CURRIER, G. NÚÑEZ HERNÁNDEZ: <i>Eficiencia en el uso del agua en alfalfa bajo un sistema de aspersión lineal.....</i>	91V-2	110
M.E. MIRANDA FONTAÑA, J. FERNÁNDEZ LÓPEZ: <i>Aclimatación, cultivo en vivero y calidad de planta de castaño micropropagado</i>	91V-3	149
R.M. MUÑOZ VÍLCHEZ, P. RUÍZ AVILÉS, J. JIMÉNEZ ZURERA, A. DÍAZ JIMÉNEZ, A. GRANADOS SANJUÁN: <i>El uso de productos fitosanitarios de los cultivadores de hortalizas extensivas de la vega del sur de Córdoba</i>	91V-2	129
J. TOUS, I. BATTI E. A. ROMERO: <i>Prospección de variedades de algarrobo en Andalucía.....</i>	91V-3	164
I. VÍNAS, J. USALI, N. TEIXIDÓ, V. SANCHÍS: <i>Presencia de cepas fúngicas resistentes a fungicidas en post-cosecha de fruta dulce en Lleida</i>	91V-1	6
G. YEPES JARAMILLO, E. SOBRINO VESPERINAS: <i>Balance energético del girasol (Helianthus annuus L.) en condiciones semiáridas bajo diferentes condiciones de cultivo</i>	91V-3	186

EVOLUCIÓN DE LA CONCENTRACIÓN DE PROGESTERONA PLASMÁTICA Y APARICIÓN DE CELOS TRAS EFECTO MACHO EN CABRAS DE ANGORA EN ANESTRO ESTACIONAL

**I. Lorenzo
J.L. Alabart
J. Valderrábano**

Unidad de Tecnología en Producción Animal.
SIA-DGA.
Apartado 727. 50080 ZARAGOZA.

RESUMEN

La respuesta al efecto macho de cabras de Angora en anestro estacionario se evaluó sobre un rebaño de 39 hembras adultas a partir de la evolución de la secreción de progesterona plasmática después de la ovulación inducida por la introducción de machos y el comportamiento de estro.

Después de la introducción de los machos, el 5% de las hembras presentó un ciclo de duración normal con una elevación progresiva de progesterona desde el nivel basal.

El 79% de las hembras presentaron un ciclo corto entre el día 6 y 13 y el 16% de las cabras presentaron dos ciclos cortos, con un primer pico de progesterona el día 6 y un segundo pico máximo hacia el día 12 de la introducción de los machos.

El comportamiento de estro apareció entre los días 7 al 16 en el 97,4% de las cabras, siendo la media de salida en celo de $9,8 \pm 0,52$ días. Este primer celo observado fue fecundante en el 65% de las cabras. El porcentaje de animales gestantes tras cubrirse en dicho celo y el retorno siguiente fue del 88%.

Los resultados obtenidos sugieren la utilización del efecto macho como un método sencillo y eficaz para sincronizar celos al final del anestro estacionario en cabras de Angora y sugieren su utilización como medio para reducir el intervalo generacional en esta raza.

Palabras clave: Efecto macho, Progesterona, Cabras de Angora, Anestro estacional.

SUMMARY

RESPONSE OF A MALE EFFECT ON PLASMATIC PROGESTERONE EVOLUTION IN ANGORA GOATS IN SEASONAL ANOESTRUS.

The response of a "male effect" on the evolution of plasmatic progesterone secretion of Angora goats in seasonal anoestrus was studied on 39 adult does.

A 5% of the goats had a normal oestrus cycle showing a progressive increase in progesterone from basal levels after a male effect took place. While a 79% of goats showed a short cycle of about 7 days, a 16% showed two short cycles showing a first

peak of progesterone after 6 days and a 2nd one 12 days after males were introduced in the flock.

Between day 7 and 16, a 97,4% of goats were on oestrus showing a conception rate of 65%. The conception rate after the two first oestrus was 88%.

The results obtained suggest that a "male effect" could be used as an easy and efficient method for oestrus synchronization in Angora goats by the end of seasonal anoestrus. The utilization of a "male effect" for shortening the interval between generation is discussed.

Key words: Male effect. Progesterone. Angora goats. seasonal anoestrus.

Introducción

A diferencia de otras razas caprinas, el ganado de Angora presenta un periodo de anestro muy profundo (VAN DER WESTHUYSEN et al., 1988). Durante el periodo de actividad sexual, la fertilidad aparece limitada no tanto por la edad como por el peso vivo que presentan las hembras a la primera cubrición, por lo que generalmente las chotas entran en pubertad en torno a los 19 meses (VAN DER WESTHUYSEN et al., 1988).

La rentabilidad productiva de un rebaño de Angora está condicionada por su eficiencia reproductiva y por la edad media del rebaño, dado que la calidad de la fibra de mohair producida depende fundamentalmente de la edad (SHELTON, 1961). Sin embargo los tratamientos hormonales realizados sobre ganado caprino para conseguir gestaciones fuera de estación no parecen aconsejables ni por su costo ni por las dificultades de su aplicación en condiciones extensivas (SHELTON, 1978).

Los trabajos realizados por SHELTON (1960), asumiendo una duración media de la gestación en el ganado caprino de Angora de $149 \pm 0,4$ días, le permitieron deducir a

partir de las fechas de parto que el 66% de las hembras habían mostrado celos fértiles entre los días 6 al 13 de la introducción de los machos al final del periodo de anestro.

La metodología utilizada por Shelton (1960) no permite conocer la respuesta endocrinológica ni la eficacia del efecto macho en nuestras condiciones, pero sugiere la posibilidad de utilizar el "efecto macho" como un método sencillo y aplicable en condiciones extensivas para conseguir gestaciones fuera de estación en el ganado de Angora.

El objetivo de este trabajo fue estudiar la evolución de la progesterona plasmática y presentación de celos, tras la introducción de machos, en cabras de Angora en anestro estacional y estudiar las posibilidades que ofrecía el efecto macho para reducir el intervalo generacional en el valle medio del Ebro.

Material y métodos

Al final del mes de Septiembre 38 cabras de Angora adultas y multíparas de peso vivo

36±1,04 Kg, de origen tejano, fueron puestas en presencia de 3 machos provistos de arnés marcador, después de un período de más de 7 meses de completa separación, con el fin de estudiar el efecto de la introducción de los machos sobre la concentración de la progesterona plasmática en las cabras.

El ensayo fue realizado en el Valle Medio del Ebro situado a una altitud de 220 m. y con unas coordenadas de 41° 40' latitud N y 1°10' de longitud E.

Se tomaron muestras secuenciales de sangre desde 21 días antes hasta 28 días después de la introducción de machos. Las muestras de sangre se tomaron con una frecuencia semanal hasta las 48 horas previas a la introducción de los machos, diaria durante los 12 días siguientes y posteriormente en días alternos hasta completar las 4 semanas de la introducción de los machos. La concentración de progesterona plasmática fue determinada por RIA utilizando kits Coatria Biomericux. La sensibilidad fue establecida en 0,05 ng/ml y los coeficientes de variación intra e interanálisis 15,3 y 18,6% respectivamente (GARBAYO, 1990).

Las curvas medias diarias de concentración de progesterona se contruyeron, a partir del momento medio de aparición del pico de progesterona plasmática, según el procedimiento descrito por CHEMINEAU. (1984).

Desde su introducción, los machos fueron mantenidos permanentemente con las hembras hasta el final del ensayo, determinándose el comportamiento de estro diariamente.

Resultados

Después de la introducción de los machos el 95% de las cabras presentaron

uno o dos ciclos cortos antes de la aparición de un ciclo de duración normal. El 79% de las cabras presentó el día 7,6±0,36 un ciclo corto con un pico máximo de progesterona plasmática de 0,27±0,029 ng/ml (figura 1). El 16% de las cabras presentó 2 ciclos cortos con un primer pico de progesterona de 0,08±0,005 ng/ml el día 6 y un 2º pico máximo de progesterona de 0,31±0,094 ng/ml el día 12±0,63 (figura 2).

Un 5% de las cabras manifestaron un ciclo de duración normal tras la introducción de los machos, en el que la concentración de progesterona se elevó regularmente desde el nivel basal (figura 3).

El comportamiento de estro apareció entre los días 7 al 16 en el 97,4% de las cabras, siendo la media de salida en celo de 9,8±0,52 días (figura 4). Este primer celo observado fue fecundante en el 65% de las cabras. El porcentaje de animales gestantes tras cubrirse en dicho celo y el retorno fue del 88%. La duración media de la gestación fue de 153,8±0,71 días.

Discusión

Los resultados obtenidos muestran tres patrones diferentes de respuesta al efecto macho en esta raza, según el número de ciclos de corta duración y bajas concentraciones de progesterona que preceden a un ciclo "normal", que pueden ser: dos (16% de los animales), uno (79%), o ninguno (5%). Esta respuesta podría indicar la existencia de una variabilidad considerable en el estado fisiológico-endocrino de los animales en las condiciones estudiadas. Los resultados de este ensayo contrastan con los obtenidos por FOLCH et al., 1993 en cabra Blanca Celtibérica, donde la totalidad de las 24 cabras estudiadas presentaron un único

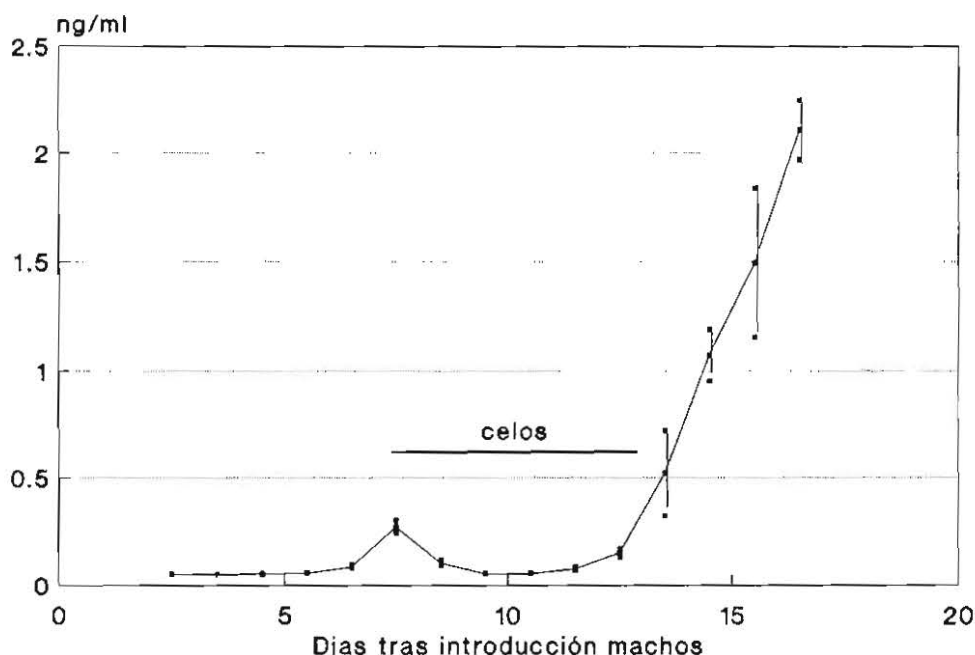


Figura 1: Evolución de la concentración de progesterona plasmática en cabras de Angora que presentaron un ciclo corto tras la introducción de los machos ($\bar{x} \pm S.E.$)

ciclo corto con concentraciones bajas de progesterona anterior al primer ciclo normal. La presentación de ciclos de duración normal tras el efecto macho, sin estar precedido por ningún ciclo corto, también ha sido observado en la raza Criolla (CHEMINEAU, 1984).

Se sabe que los ciclos cortos suelen aparecer tras un periodo prolongado durante el cual los niveles de progesterona han sido bajos, como sucede antes de la pubertad y durante el anestro estacional. Esto ocasiona que las concentraciones de oxitocina luteal y sus receptores endometriales estén elevados. (FREEMAN et al., 1984). En la mayoría de los casos estudiados en el ganado caprino, el cuerpo lúteo consecutivo a esta pri-

mera ovulación inducida por el macho es generalmente de muy corta duración. Una secreción transitoria de progesterona acompaña su aparición (OTT, 1980; CHEMINEAU, 1983). Esta progesterona segregada suele ser suficiente para que se mantengan bajos los niveles de oxitocina y de sus receptores hasta el final de un ciclo de duración normal.

A la vista de los resultados observados en este trabajo, niveles de progesterona del orden de 0,08 ng/ml no parecen ser capaces de asegurar un ciclo posterior normal, ya que en esos animales se detecta un segundo ciclo corto cuyo valor máximo de progesterona es mayor (0.31 ng/ml). Sin embargo, los animales que alcanzaron unos niveles de

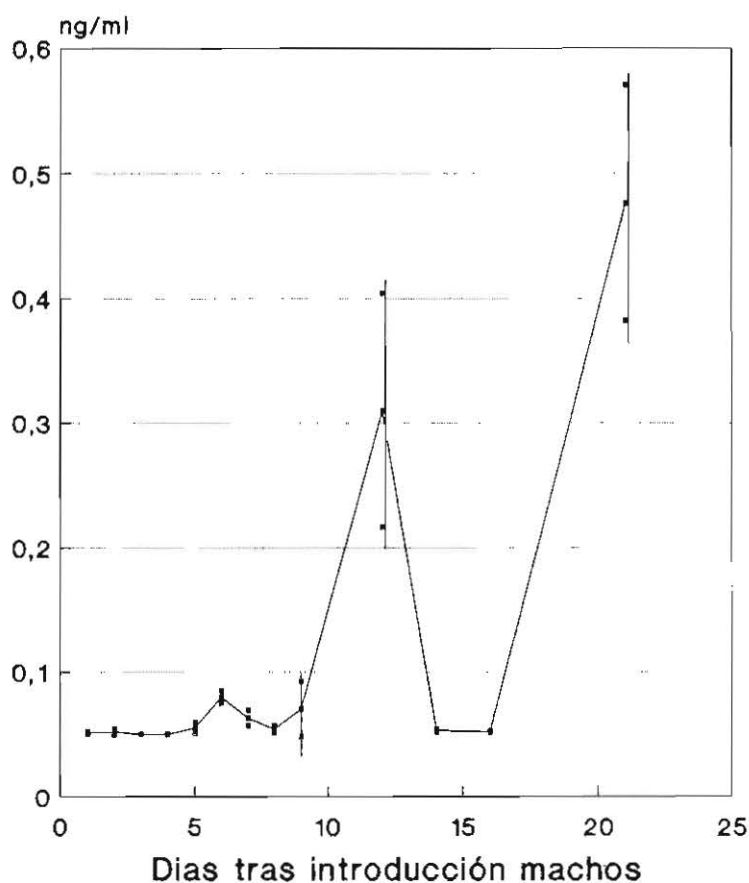


Figura 2: Evolución de la concentración de progesterona plasmática en cabras de Angora que presentaron dos ciclos cortos tras efecto macho ($\bar{x} \pm S.E.$)

progesterona en un primer ciclo corto de unos 0.27 ng/ml en un primer ciclo corto no presentan un segundo ciclo corto.

Los dos picos de concepción observados, corroborados posteriormente con los datos al parto, tuvieron lugar los días $9,6 \pm 0,46$ y $30 \pm 0,32$ respectivamente. Estos datos concuerdan con lo observado en cabras de Angora criadas en Texas donde el primer pico de concepciones se verificó entre los días 7 y 11 y el 2º entre el 30-35 (SHELTON,

M., 1980) después de la introducción de los machos.

Los resultados obtenidos sugieren la posibilidad de utilizar el efecto macho como una metodología adecuada y barata de sincronización de celos en cabras de Angora antes de la estación de reproducción, permitiendo adelantar los partos, lo que posibilitaría que las chotas nacidas alcanzaran un peso vivo compatible con el inicio de su vida reproductiva dentro del primer año de vida.

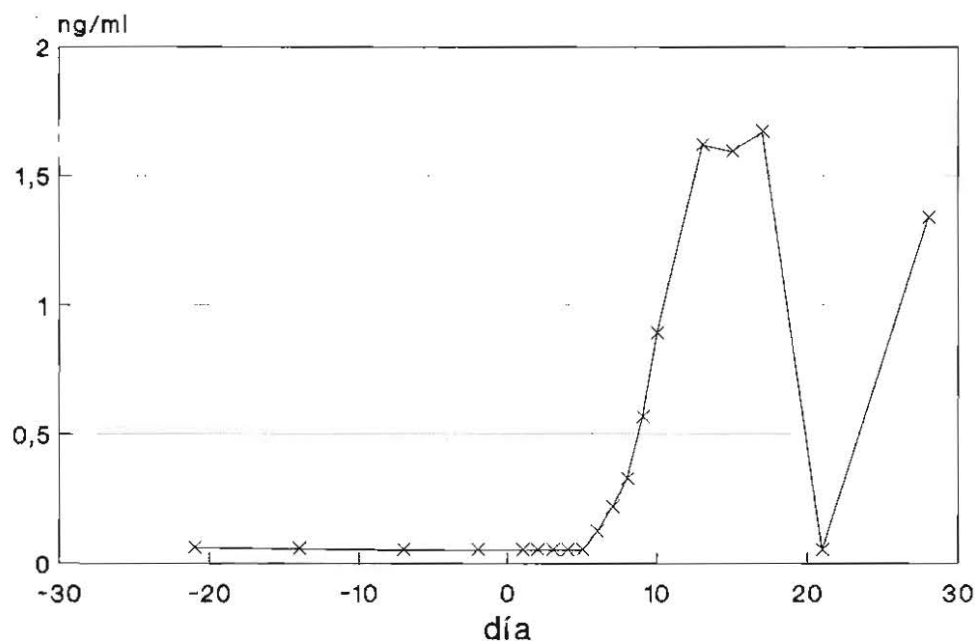


Figura 3: Evolución de la progesterona plasmática en las cabras de Angora que presentaron un ciclo estral normal, tras la introducción de los machos

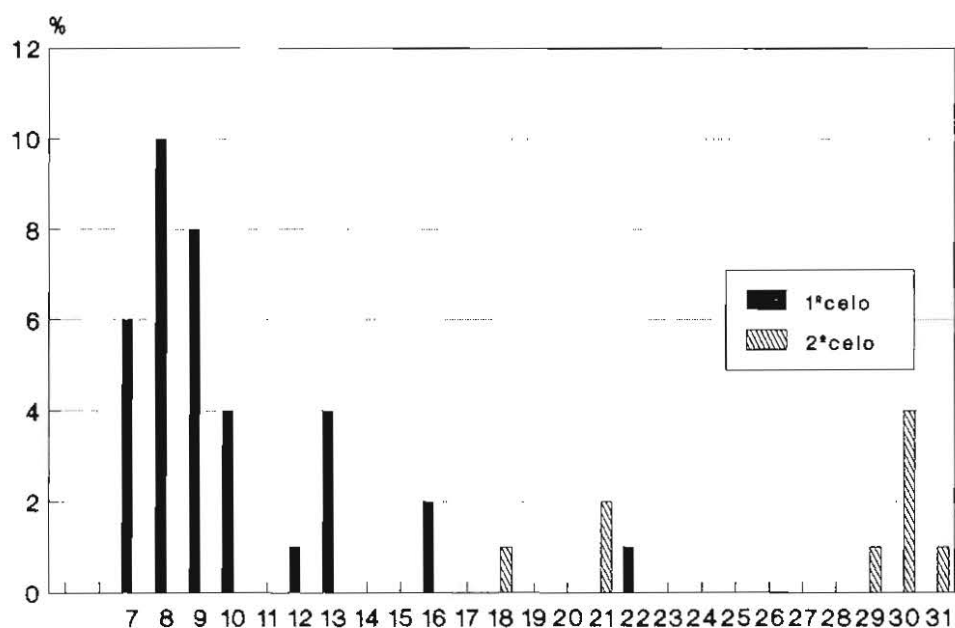


Figura 4: Frecuencia de salida en celo en cabras de Angora después de la introducción de los machos

Agradecimientos

Agradecimientos a Pilar Sanchez por la realización de las determinaciones hormonales.

Este trabajo ha sido financiado por el PROYECTO CONAI PCA 06/93.

Bibliografía

- CHEMINEAU, P., 1983. Effect on oestrus and ovulation of exposing créole goats to the male at three times of the year. *J.Reprod.Fert.* 67, 65-72.
- CHEMINEAU, P., POULIN, N., COGNIE, Y., 1984. Sécrétion de progestérone au cours du cycle induit par l'introduction du mâle chez la chèvre créole en anoestrus: effets de la saison. *Reprod.Nutr.Dévelop.* 24(5a) 557-561.
- FOLCH, J., GONZÁLEZ, F., ALABART, J.L. 1993. Efecto macho en cabras Blanca Celtibérica. *I.T.E.A. Vol I.* pg 454-455. 1992.
- FREEMAN, L.C., CURRIE, W.B., 1985. Variation in the oxytocin content of caprine corpora lutea across the breeding season. *Theriogenology* 23(3), 481-486.
- GARBAYO, A., 1990. Relación entre concentración de progesterona plasmática y supervivencia embrionaria en la oveja. Tesis Master of Science C.I.H.E.A.M. Junio 1990.
- OTT, R.S., NELSON, O.R., HIXON, J.E. 1980. Effect of the presence of the male on initiation of oestrus cycle activity of goats. *Theriogenology*, 13, 183-190.
- SHELTON, M., 1960. The influence of the presence of the male goat on the initiation of oestrus cycling and ovulation in Angora does. *J.Anim.Sci.* 19: 368-375.
- SHELTON, M., 1961. Factors affecting kid production of Angora does. *Texas.Agric.Exp.Sta.Misc.Pub.* 496.
- SHELTON, M., 1980. Goats influence of various exteroceptive factors on initiation of oestrus and ovulation. *Int.Goat Sheep Res.* 1: 156-162
- SHELTON, M., 1978. Reproduction and breeding of goats. *J.Dairy Sci.* 61: 994-1010.
- VAN DER WESTHUYSEN, J.M., WENTZEL, D., GROBLER, M.C., 1988. Angora goats and mohair in South Africa. Ed/ NMB Printers, Port Elizabeth. pp.1-359.

(Aceptado para publicación el 7 de agosto de 1995)

CONCESIÓN DEL PREMIO PRENSA AGRARIA 1995 DE A.I.D.A.

Presidente

Leonardo Plana Claver

Vocales

Javier Abadía Bayona

Miguel Valls Ortiz

Rafael Gella Fañanas

Secretario

Pere Albertí Lasalle

Reunido el Jurado del Premio 1995 de Prensa Agraria de AIDA formado por D. Leonardo Plana Claver (Presidente de AIDA) y los Directores de la Estación Experimental de Aula Dei (CSIC), del Instituto Mediterráneo de Zaragoza (IAMZ) y del Servicio de Investigación Agroalimentaria (DGA), actuando como Secretario el Director de ITEA, tal como establecen las bases de la convocatoria aprobadas en la Asamblea General de la Asociación celebrada en mayo de 1983, acordó premiar entre los artículos publicados en ITEA durante el año 1995 a los siguientes:

“Evaluación de diferentes tipos de alfalfa en secano”, siendo su autor: I. DELGADO ENGUITA.

“Los pesos económicos en mejora genética animal”, siendo su autor: A. BLASCO.

Zaragoza, 22 de marzo de 1996

INFLUENCIA DE LA HUMEDAD Y DE LA ADICIÓN DE UREASAS SOBRE LA EFICACIA DEL TRATAMIENTO DE PAJA DE CEREAL CON UREA

M. Joy*

F. Muñoz*

X. Alibés**

J.D. Andueza*

* Unidad de Tecnología en Producción Animal

SIA-DGA. 50.080-ZARAGOZA

ESPAÑA

** IRTA

Passeig de Gracia, 44

08.007 BARCELONA

ESPAÑA

RESUMEN

Se llevaron a cabo dos experimentos para estudiar el efecto del contenido en humedad y de la adición de haba cruda de soja (HCS), como fuente externa de ureasas, sobre la eficacia del tratamiento de paja de cereal con urea. En la Experiencia 1 se trataron muestras de 0.5 kg de paja de trigo y de cebada a una dosis de 5% de urea y a una humedad final teórica de 20, 30 y 40%. Los resultados mostraron que el incremento de la humedad del tratamiento hasta un 30% provocaba una disminución del contenido en fibra neutro detergente (NDF) y un aumento de la digestibilidad de la materia seca *in vitro* (DMSIV), mientras que el 40% de humedad no conllevaba una mejora adicional. No se registraron diferencias entre los dos tipos de paja de cereal estudiados (cebada vs trigo).

La Experiencia 2 se realizó sobre 5 pilas de 300 kg de paja de cebada. Cuatro de ellas fueron tratadas con urea en solución acuosa a una dosis de 4%, a una humedad final teórica de 15 y 25%, con o sin adición de 3% de HCS. La restante pila quedaba como testigo. El grado de ureólisis registrado aumentó con el contenido en humedad y la adición de HCS. El aumento en humedad del tratamiento de 15 a 25% mejoró siempre el coeficiente de la DMSIV. Sin embargo, la adición de HCS únicamente tuvo efecto en los tratamientos realizados a 15% de humedad. Finalmente, los resultados del test de ingestión voluntaria mostraron que los tratamientos mejoraban la ingestión materia seca de paja, excepto cuando el tratamiento se realizaba a 15% de humedad y sin adición de HCS.

Palabras clave: Paja, tratamiento, urea, ureasas, humedad.

SUMMARY

INFLUENCE OF MOISTURE LEVEL AND ADDITION OF UREASES ON THE EFFECTIVENESS OF UREA TREATMENT

Two experiments were carried out to study the effect of moisture level and the addition of crude soy bean (HCS), as a source of ureases, on the effectiveness of the

treatment of straw with urea. In the experiment 1, samples of 0.5 kg of wheat straw and barley straw were treated with urea at a dosage of 5% and final moistures contents of 20, 30, and 40%. The results showed that the increase of moisture level up to 30% caused a large decrease of neutral detergent fiber (NDF) content and an increase of in vitro dry matter digestibility (IVDMD), but the additional increment in moisture did not bring about further improvement. No differences were observed between the straws studied (barley vs wheat).

Experiment 2 was carried out on 5 stacks of approximately 300 Kg of barley straw. Four stacks were treated with urea solution at 4% on DM basis, at 15 and 25% of moisture level, and with or without addition of 3%, on DM basis, of HCS. One stack remained untreated. The higher moisture content and the addition of HCS increased the degree of ureolysis. Increasing moisture content from 15 to 25% improved the IVDMD values. However, the addition of HCS only had effect in treatments at 15% of moisture. Finally, all treatments improved the dry matter intake of straw, except when was carried out with 15% moisture and without addition of HCS.

Key words: straw, treatment, urea, moisture, ureases.

Introducción

Al igual que el amoníaco anhidro, la urea puede ser utilizada como agente alcalino para mejorar la digestibilidad e ingestión de la paja (SUNDSTØL, 1988a,b). Para ello, la urea debe sufrir una ureólisis, dando como productos finales gas carbónico y amoníaco. Dicha reacción depende de factores tales como la presencia en cantidad suficiente de las enzimas ureasas, la temperatura ambiental y el contenido en humedad del material tratado. Dichos factores, junto con la dosis de urea aplicada y el tiempo de reacción, determinan la eficacia del tratamiento.

El incremento en humedad del material a tratar favorece la ureólisis (CLOETE et al., 1983; WILLIAMS et al., 1984a; DIAS DA SILVA et al., 1988; CHERMITI et al., 1989; MUÑOZ et al., 1991) y, por tanto, la acción del ion amonio sobre la pared celular (WAISS et al., 1972; MANDELL et al., 1988). Sin embargo, el contenido en humedad ópti-

mo en este tipo de tratamiento depende de la dosis de urea aplicada (ABDOULI y KORCHANI, 1987; JOY et al., 1992), de la temperatura ambiental (CLOETE y KRITZINGER, 1984) y del tiempo de reacción (CLOETE et al., 1983).

Los residuos lignocelulósicos de los cereales poseen una población bacteriana importante que en condiciones favorables de temperatura y humedad provocan una acción positiva sobre la hidrólisis de la urea aportada en los tratamientos (YAMEOGO-BOUGOUMEA et al., 1993). En la actualidad no se conoce de forma precisa bajo qué condiciones sería necesario el aporte de una fuente exógena de ureasas vegetales (JOY, 1991; SHANOUNE et al., 1991). La bibliografía obtenida es escasa y presenta una gran variabilidad tanto a nivel de condiciones de tratamiento (KIANGI et al., 1981; JAYASURIYA y PEARCE, 1983; CLOETE y KRITZINGER, 1984; WILLIAMS et al., 1984b; YAMEOGO-BOUGOUMEA et al., 1993) como a nivel de resultados obtenidos (DIAS DA SILVA et al.,

1988; CHERMITI et al., 1989; BESLE et al., 1990; MUÑOZ et al., 1991).

El objetivo del presente trabajo es estudiar el efecto de la humedad y de la adición de una fuente externa de ureasas sobre la composición química y digestibilidad in vitro de la materia seca de la paja de trigo y de cebada tratada con urea. Adicionalmente se estudió también su influencia sobre la ingestión voluntaria.

Material y métodos

Realización del tratamiento con urea

Los tratamientos se realizaron sobre muestras de 0.5 kg de MS o sobre pilas de 300 kg MS de paja de cereal. Para ello, primeramente se disolvía la urea en agua en cantidades de acuerdo con la dosis de urea y la humedad a la cual se deseaba realizar el tratamiento. Los tratamientos en muestras de 0.5 kg se realizaban en botes de plástico y la solución de urea se mezclaba manualmente con la paja, de tal manera que se garantizaba la homogeneidad de la aplicación.

Las pilas de paja de 300 kg estaban formadas por tres mantos de tres pacas cada uno. La aplicación de la solución de urea era la siguiente: Se colocaba el primer manto de pacas sobre una lámina de plástico y se distribuía homogéneamente la solución de urea mediante una regadera o una manguera con boquillas. Seguidamente, se colocaba el segundo manto y se repetía el proceso. Finalizada la pila, se cubría con lámina de polietileno transparente de 0.7 mm de espesor y se cerraba herméticamente.

Análisis químicos

Las muestras eran desecadas a 60 °C en horno de ventilación forzada hasta peso constante y posteriormente eran molidas a 1 mm y almacenadas a una temperatura de 18-20 °C. Los análisis químicos realizados fueron materia seca (MS) y cenizas, nitrógeno total (NT), (AOAC, 1990). Fibra neutro detergente (NDF) (GOERING y VAN SOET T, 1970) y urea residual (WATT Y CHRISP, 1954). El grado de ureólisis correspondía a 100 menos el porcentaje de urea residual encontrada en la paja tras el período de reacción. Finalmente, se determinó la digestibilidad de la materia seca in vitro (DMSIV), según el método propuesto por TILLEY y TERRY (1963).

Experiencia 1: Estudio del efecto de la humedad sobre paja de trigo y de cebada tratada con urea

Se trataron muestras de 0.5 kg MS de paja de trigo y de paja de cebada con urea en solución acuosa, a una dosis de 50 g/kg MS y a una humedad final teórica de 20, 30 y 40%. Las muestras se almacenaban en botes de plástico, a temperatura ambiental de 20 °C. Transcurrido un período de 2 meses, se extraían submuestras que eran desecadas, molidas y almacenadas en condiciones ambientales de laboratorio para los posteriores análisis químicos.

Cada tratamiento sólo se realizó una vez lo que impidió poder realizar un estudio estadístico del efecto de la humedad ni del tipo de paja. Aunque se tomaron submuestras dentro de cada tratamiento, éstas no son consideradas para el estudio estadístico ya que demuestran la variabilidad dentro del tratamiento y no entre tratamientos, induciendo a diferencias no reales.

Experiencia 2: Efecto de la adición de haba cruda de soja en tratamientos con urea a bajo contenido en humedad

Se realizaron cinco pilas de 300 kg de MS de paja de cebada y cuatro de ellas fueron tratadas en verano con urea en solución a una dosis de 40 g/kg MS de paja, a humedades de 15 ó 25%, con o sin adición de 30 g/kg MS de paja de HCS como fuente de ureasas. El HCS se expolvoreó equitativamente en cada uno de los tres mantos de la pila. La quinta pila se utilizó como testigo.

Tras un período de 2 meses, se trituraron las pilas en trozos de 5-12 cm de longitud y se almacenaron en el henil. Posteriormente, fueron evaluadas en una prueba de ingestión voluntaria, realizada en dos períodos, sobre 20 moruecos castrados (FleischchaffxRasa Aragonesa) (5 moruecos/lote/período) que recibían paja a voluntad y 200 g de concentrado¹ por animal y día, permitiéndose un rehusado del orden del 15%. Los animales que consumían paja sin tratar recibían 9 g de urea por animal y día, que se mezclaban con el concentrado. La ingestión voluntaria correspondió al consumo medio diario de los 6 últimos días, tras un período de adaptación de 21 días. Las muestras destinadas a laboratorio se obtenían a partir del muestreo diario que se realizaba en el momento de preparación de las dietas y se acumulaban por lotes. Posteriormente se sometían a los procesos de desecación, molienda y almacenado habituales hasta sus análisis químicos.

Para determinar el efecto del tratamiento con urea sobre la ingestión de materia seca, se llevó a cabo un análisis de varianza, seguido por un test Duncan. El efecto del

nivel de humedad y de la adición de HCS, así como su interacción, fue determinado a través de un análisis de la varianza de dos factores (humedad x ureasas), siguiendo las recomendaciones de STEEL y TORRIE (1980).

Resultados

Experiencia 1

El contenido en NDF (Cuadro 1) de la paja de trigo y cebada fue 79.3 y 79.0%, respectivamente. Como consecuencia del tratamiento dicho contenido disminuyó entre 2.1 y 2.7 puntos en la paja de trigo y entre 0.6 y 2.9 puntos en la paja de cebada, dependiendo de la humedad del tratamiento. En la paja de cebada la máxima reducción se observó en el tratamiento realizado a 30% de humedad con 76.1%. Por otro lado, en la paja de trigo el nivel de humedad del tratamiento tuvo poca influencia sobre dicho contenido presentando valores de 76.6, 77.2, y 76.9% para las humedades de 20, 30, y 40%, respectivamente.

El contenido inicial en NT de los subproductos estudiados (Cuadro 1) fue 0.66 y 0.87% en la paja de trigo y cebada, respectivamente. El tratamiento con urea, independientemente del nivel de humedad, provocó un incremento notable de dicho contenido con valores que oscilaban entre 1.1 y 2.6%. Dicho incremento fue inverso al nivel de humedad, presentando los tratamientos a 20% contenidos de 2.2 y 2.6%, mientras que los tratamientos a 40% unos valores de 1.1 y

1. Composición del concentrado (% MS): cebada: 63.5; torta de soja: 25.0; carbonato cálcico: 2.8; fosfato bicálcico: 5.07; sulfato magnésico: 1.23; sal: 0.8; complejo mineral-vitamínico: 1.60.

1.4% respectivamente en paja de trigo y de cebada.

El grado de ureólisis alcanzado estuvo determinado por el contenido en humedad del tratamiento, alcanzando valores cercanos a 100% cuando el tratamiento se realizaba a 30% y 40% de humedad (Cuadro 1). Los dos tratamientos realizados a 20%, independientemente del tipo de paja, presentaron un bajo grado de ureólisis (27 y 29%), lo que se tradujo en el mayor contenido en NT que dichos tratamientos presentaron en relación a los restantes.

Los valores de DMSIV incrementaron como consecuencia del tratamiento, observándose un máximo aumento cuando el tratamiento se realizaba a 30% y 40 % de humedad, sin registrarse diferencias entre los dos tratamientos (Cuadro 1). Por el contrario, los tratamientos realizados a 20 % de humedad presentaron siempre un valor superior al testigo e inferior a los tratamientos realizados a mayor contenido en humedad.

Experiencia 2

En el Cuadro 2 se muestra la composición química, la DMSIV y la ingestión de materia seca (MSI) de la paja de cebada testigo y tratada con urea. El tratamiento con urea provocó siempre una reducción del contenido en NDF de 0.8 a 2.3 puntos con respecto a la paja testigo. Los efectos del aumento del contenido en humedad y de la adición de HCS no fueron uniformes, observándose una interrelación entre ellos. El incremento del contenido en humedad de 15 a 25% provocó una reducción de 1.5 puntos cuando el tratamiento se realizaba con HCS. Por el contrario, cuando el tratamiento se realizaba sin adición de HCS se registró un aumento de la fracción NDF cuando el nivel de humedad aumentaba de 15 a 25%.

El contenido en NT incrementó notablemente como resultado del tratamiento (Cuadro 2), con valores de 0.75% en la paja testigo y entre 1.80 y 2.42% en la paja tratada. En las muestras tratadas, tanto el incremento de la humedad como la adición de HCS provocaron una reducción del NT, con

CUADRO 1
COMPOSICIÓN QUÍMICA DE LA PAJA DE TRIGO Y DE CEBADA TESTIGO (T) Y TRATADA A 5% DE UREA A 20, 30, Y 40% DE HUMEDAD (EXPERIENCIA 1)

% MS	Paja de trigo				Paja de cebada			
	T	20%	30%	40%	T	20%	30%	40%
MO	91.46	91.26	91.76	91.44	92.17	92.43	92.30	92.0
NT	0.66	2.22	1.26	1.09	0.87	2.56	1.54	1.36
NDF	79.25	76.56	77.18	76.89	79.00	78.42	76.11	77.9
Ureol ¹	—	27	96	100	—	29	97	96
DMSIV ²	41.06	46.6	48.9	48.0	40.88	47.7	51.2	51.3

1 Ureol= % de ureólisis: (100 - % de urea residual)

2 Digestibilidad de la materia seca in vitro

CUADRO 2
COMPOSICIÓN QUÍMICA DE LA PAJA DE CEBADA TESTIGO (T) Y TRATADA A 4% DE UREA A 15 Y 25% DE HUMEDAD, CON O SIN ADICIÓN DE HABA CRUDA DE SOJA (HCS) (EXPERIENCIA 2)

% MS	Testigo	Tratamientos con urea			
		15 % humedad		25% humedad	
		+ HCS ¹	- HCS	+ HCS	- HCS
MO	90.4	90.2	89.7	90.3	89.8
NT	0.75	1.98	2.42	1.80	2.10
NDF	76.2	75.5	73.9	74.0	75.2
Ureol ²	-	35	13	73	48
DMSIV ³	48.3	56.0	51.0	59.6	63.5
MSI ⁴ (g/kg PV.75)	51.1 ^h	58.4 ^a	45.0 ^b	58.5 ^a	59.5 ^a

1 HCS= Haba cruda de soja

2 Ureol= % de ureólisis: (100-% urea residual)

3 Digestibilidad de la materia seca in vitro

4 Efecto del tratamiento: 0.0006. a≠b: P<0.05 Efecto del nivel de humedad: 0.0115

Efecto de la adición de haba cruda de soja: 0.0328

Interacción Humedad*HCS: 0.0055

valores de 1.98 y 2.42% en el tratamiento a 15% de humedad y de 1.89 y 2.10% en el tratamiento a 25% de humedad, correspondientes en ambos casos a la adición y no de HCS, respectivamente.

La humedad y el HCS afectaron al grado de ureólisis (Cuadro 2). Los tratamientos realizados a 25% de humedad presentaron una ureólisis con 76 y 48%, mientras que los realizados a 15% de humedad tuvieron una ureólisis de 41 y 13%, correspondientes siempre a la adición y no adición de HCS. La adición de HCS tuvo siempre un efecto favorable sobre dicho parámetro, independientemente de la humedad a la cual se llevaba a cabo el tratamiento.

Todos los tratamientos con urea mejoraron la DMSIV, presentando la paja testigo un valor de 48.3% y la paja tratada un valor

medio de 57.5% (Cuadro 2). El aumento del contenido en humedad provocó, a su vez, un incremento entre 4 y 13.5 puntos en DMSIV. Por otra parte, la adición de HCS únicamente tuvo efecto positivo en el tratamiento realizado a 15% de humedad, provocando un incremento de 4.6 puntos. En el tratamiento realizado a 25% de humedad, la adición de HCS provocó una disminución de 3.6 puntos con respecto a la no adición de dicha fuente de ureasas.

Las cantidades de materia seca de paja ingeridas en la prueba de ingestión realizada con moruecos adultos, se representan en el Cuadro 2. La paja testigo, junto con la paja tratada a 15% de humedad sin adición de HCS fueron los tratamientos que presentaron las ingestiones más bajas, con 51.1 y 45.0 g MS/kg PV^{0.75}, respectivamente, las

cuales fueron significativamente inferiores ($P < 0.05$) a las registradas en los tres tratamientos restantes. En los 4 tratamientos con urea, se observó una interacción significativa ($P < 0.01$) entre el factor humedad y adición de HCS. Ello enmascara el efecto de la humedad y de la adición de HCS sobre la ingestión de materia seca. El incremento de la humedad hasta 25% únicamente provocó una mejora de la ingestión cuando el tratamiento se realizaba sin adición de HCS, desde 45.0 a 59.5 g MS/Kg PV^{0.75}. Finalmente, la adición de HCS sólo provocó un incremento de la MSI de paja cuando el tratamiento con urea se realizaba a 15% de humedad, desde 45.0 a 58.4 g MS/Kg PV^{0.75}. Cuando el tratamiento se realizó a 25% de humedad la adición de HCS no provocó ninguna mejora significativa ($P > 0.05$) de la MSI de paja.

Discusión

Todos los tratamientos estudiados tuvieron un efecto positivo sobre la composición química y digestibilidad de la paja, aunque el efecto varió en función de las condiciones a las cuales se realizaba el tratamiento, así como del tipo de paja utilizada.

En la Experiencia 1, los tratamientos realizados a 30% y 40% de humedad se comportaron como los más eficaces, tanto a nivel de la composición química como a nivel de la DMSIV. La mejora adicional debido al incremento desde 30 a 40% de humedad fue mínima, lo que induce a concluir que el aumento del contenido en humedad por encima del 30% en el tratamiento a 5% de urea, no provoca mejoras adicionales notables. Ello atiende a que una vez alcanzado el contenido óptimo, la posterior adición de agua no conlleva mejora adi-

cional. WAISS et al. (1984), SUNDSTØI. Y COXWORTH (1984), IBRAHIM et al. (1986) y CHERMITI et al. (1989) tampoco observaron mejoras adicionales cuando se adicionaba agua a partir del nivel de humedad óptima. De acuerdo con ello, los resultados observados en la Experiencia 2 mostraron un incremento del efecto del tratamiento cuando el contenido en humedad aumentaba de 15 a 25%, siendo ello consecuencia de la escasa ureólisis registrada en el tratamiento realizado a 15% de humedad. WILLIAMS et al. (1984a) y ABDOULI y KORCHANI (1987) observaron un efecto positivo del incremento del contenido en humedad hasta aproximadamente 50%. Los diferentes resultados pueden ser debidos a las condiciones de realización del tratamiento (dosis, temperatura, tiempo de reacción), las cuales varían según el tipo de estudio.

La respuesta al tratamiento fue similar en los dos tipos de paja, excepto a nivel de la DMSIV, cuyo valor fue ligeramente superior en la paja de cebada, posiblemente como consecuencia de su calidad inicial inferior. Muchos autores apuntan que la calidad inicial del producto a tratar influye en la respuesta al tratamiento, siendo dicha respuesta mayor cuanto menor es la calidad inicial (LUFADJEU, 1985; RAMANZIN et al., 1986; KJOS et al., 1987; WALLI et al., 1988).

La adición de haba cruda de soja en la Experiencia 2 favoreció siempre el grado de ureólisis (WILLIAMS et al., 1984b; CHERMITI et al., 1989), el cual fue notablemente más baja (13%) cuando el tratamiento se realizaba a 15% de humedad. Dichos resultados junto con la interacción significativa ($P < 0.01$) entre HCS y humedad muestran la dependencia entre dichos factores (DIAS DA SILVA et al., 1988; JOY, 1991; SAHNOUNE et al., 1991; JOY et al., 1992; YAMEOGO-BOUGOUMA et al., 1993). El mayor valor de DMSIV no se correspondió con el trata-

miento que presentó ni el mayor grado de ureólisis ni el menor contenido en NDF, lo que, según UDÉN (1984), puede ser un reflejo de que las determinaciones biológicas, como es el análisis *in vitro*, no son métodos óptimos para la estimación de la digestibilidad de la materia seca de los forrajes bastos.

El hecho de que la ingestión fuese menor en el tratamiento realizado a 15% de humedad sin adición de HCS con respecto al no tratado podría ser resultado del escaso efecto que presentó dicho tratamiento sobre la DMSIV. En relación a ello, DRYDEN y KEMPTON (1983/84) concluían que el aumento de la ingestión era principalmente debido al incremento de la digestibilidad. Otro factor que también pudo influir fue el escaso grado de ureólisis registrado, lo que se tradujo en una presencia elevada de urea en la paja y, según BENHAMED y DULPHY (1985), pudo provocar un rechazo de la paja por parte del animal. El incremento del contenido en humedad de 15 a 25% provocó un aumento significativo de la ingestión cuando el tratamiento se realizaba sin adición de HCS. Cuando se adicionaba HCS el aumento del contenido en humedad del tratamiento no provocó ningún incremento de la ingestión. Ello muestra, una vez más, la interrelación existente entre el efecto de la humedad y adición de HCS (DIAS DA SILVA et al., 1988; JOY et al., 1992).

De estos estudios se desprende que en el tratamiento de paja de trigo y de cebada a 5% de urea el aumento del contenido en humedad hasta un 30% provocó un efecto positivo sobre el valor nutritivo. Sin embargo el posterior aumento a 40% no conllevó una mejora adicional importante. Por otro lado, la adición de HCS en el tratamiento de paja de cebada a 4% de urea fue positivo cuando el tratamiento se realizaba a 15% y no a 25%, demostrando ello la interrelación

entre la humedad y la adición de una fuente externa de ureasas.

Agradecimientos

Los autores quieren agradecer a J. PÉREZ REVUELTO, M.T. FUSTERO y A. LEGUA por su colaboración en la obtención de los resultados. También deseamos agradecer al CONAI y CEE-STD por la ayuda económica prestada.

Bibliografía

- ABDOULI H., KHORCHANI T., 1987. Traitement des pailles à l'urée. I-Conditions d'utilisation de l'urée, source d'ammoniac, dans le traitement de la paille. *Fourrages*, 110, 205-218.
- ABDOULI H., KHORCHANI T., KRAIEM K., 1988. Traitement de la paille à l'urée. II-Effets sur la croissance des taurillons et sur la digestibilité. *Fourrages*, 114, 167-176.
- A.O.A.C., 1990. official methods of analysis. Association of official analytical chemists. (15th edn.) Arlington, USA.
- BENAHMED H., DULPHY J.P., 1985. Note sur la valeur azotée de fourrages pailles traités par l'urée ou l'ammoniac. *Ann. Zootechn.*, 34(3), 335-346.
- BESLE J.M., CHENOST M., TISSERAND J.L., LEMONE J.P., FAURIE F., GRENET N., 1990. Ammoniation of straw by urea: extent of ureolysis and improvement of nutritive value at low level of added water. *Reprod. Nutr. Dev.*, suppl. 2, 174s.
- CHERMILLI, NEFZAOU A., CORDESSE R., 1989. Paramètres d'ureolyse et digestibilité de la paille traitée à l'urée. *Ann. Zootechn.*, 38, 63-72.
- CLOETE S.W.P., KRITZINGER M.M., 1984. A laboratory assessment of various treatment conditions affecting the ammoniation of wheat straw by urea. I. The effect of temperature, moisture level and treatment period. *S. Afric. J. Anim. Sci.*, 14(2), 55-58.

- CLOFFE S.W.P., de VELIERS T.T., KRITZINGER N.M., 1983. The effect of temperature on the ammoniation of wheat straw by urea. *S. Afric. J. Anim. Sci.*, 13(3), 202-203.
- DIAS DA SILVA A., MASCARENHAS-FERREIRA A., GUEDES V.M., 1988. Effects of moisture level, treatment time and soya bean addition on the nutritive value of urea-treated maize stover. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 19, 67-77.
- DRYDEN G. McL., KEMPTON T.J., 1983/84. Digestion of organic matter and nitrogen in ammoniated barley straw. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 10, 65-75.
- GOERING H.K., VAN SOEST P.J., 1970. Forage fibre analysis. *USDA, ARS Agric. Handb.*, 379, 1-12.
- IBRAHIM M.N.M., SCHIERE J.B., PEREA H.G.D., 1986. Effect of method of urea solution application on the nutritive value of treated rice straw. *Agricultural Wastes*, 18, 225-232.
- JAYASURIYA, MC N., PEARCE G.R., 1983. The effect of urease enzyme on treatment time and the nutritive value of straw treated with ammonia as urea. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 8, 271-281.
- JOY M., 1991. Mejora del valor nutritivo de la paja de cereal mediante el tratamiento químico con urea. *Tesis doctoral*. Universidad Autónoma de Barcelona. 178 pp.
- JOY M., ALIBÉS X., MUÑOZ F., 1992. Chemical treatment of lignocellulosic residues with urea. *Anim. Feed Sci. and Technol.*, 38, 319-333.
- KIANGI E.M.I., KATEGILE J.A., SUNDSTØL F., 1981. Different sources of ammonia for improving the nutritive value of low quality roughages. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 6, 377-386.
- KJOS N.P., SUNDSTØL F., MCBURNEY M.J., 1987. The nutritive value of weather-damaged and good-quality straw of barley, wheat and oat, untreated and treated with ammonia or sodium hydroxide. *J. Anim. Physiol. Anim. Nutri.*, 57, 1-15.
- LUFUDEJU E.A., BLACKET G.A., ØRSKOV R., 1985. The effect of variety of spring barley straw and ammonia treatment on nutritive value. *Proc. Nutr. Soc.*, 44 (3), 97 A.
- MANDELL I.B., CHRISTISON G.I., NICHOLSON H.H., COXWORTH E.C., 1988. The effect of variation in the water content of wheat straw before ammoniation on its nutritive value for beef cattle. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 20, 111-124.
- MUÑOZ F., JOY M., FACI R., ALIBÉS X., 1991. Treatment of lignocellulosic residues with urea. Influence of dosage, moisture, temperature and addition of ureases. *Ann. Zootechnie*, 40, 215-225.
- RAMANZIN M., ØRSKOV E.R., TUAH A.K., 1986. Rumen degradation of straw. 2. Botanical fractions of straw from two barley cultivars. *Anim. Prod.*, 43, 271-278.
- SAHNOUNE S., BESLE J.M., CHENOST M., JOUANY J.P., COMBES D., 1991. Treatment of straw with urea. 1. Ureolysis in a low water medium. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 34, 75-93.
- STEEL R.G.D., TORRIE J.H., 1980. Principles and procedures of statistics: A biometrical approach (2nd. ed.). McGraw-Hill book Co., New York. 622 pp.
- SUNDSTØL F., 1988a. Straw and other fibrous by-products. *Livestock Production Sci.*, 19, 137-158.
- SUNDSTØL F., 1988b. Improvement for poor quality forages and roughages. In: *World Animal Science. B. Disciplinary approach feed Science*. 257-273.
- SUNDSTØL F., COXWORTH E.M., 1984. Ammonia treatment. In: *Straw and other fibrous by-products as feed*. Eds. SUNDSTØL F., OWEN E. Elsevier. Amsterdam-Oxford-New York-Tokyo. 196-247pp.
- TILLEY J.M., TERRY R.A., 1963. A two stage technique for the "in vitro" digestion of forage crops. *J. Br. Grassld. Soc.*, 18, 104-111.
- UDÉN P., 1984. Laboratory methods for evaluating the nutritive value of untreated fibrous by-products. In: *Straw and other fibrous by-products as feed*. Eds. SUNDSTØL F., OWEN E. Elsevier Applied Science. Amsterdam. 533-557 pp.
- WAISS A.C., GUGGOLZ J., KOHLER G.O., WALKER H.G., GARRET W.N., 1972. Improving digestibility of straws for ruminant feed by aqueous ammonia. *J. Anim. Sci.*, 35(1), 109-112.
- WALLI T.K., ØRSKOV R., BHARGAVA P.K., 1988. Rumen degradation of straw. 3. Botanical fractions of two rice straw varieties and effects of ammonia treatment. *Anim. Prod.*, 46 (3), 347-352.
- WATT G.W., CHRISP J.D., 1954. The determination of urea in feeding-stuffs. *Analyt. Chem.*, 26, 452.
- WILLIAMS P.E.V., INNES G.M., BREWER A., 1984a. Ammonia treatment of straw via the hydrolysis of urea. I. Effects of dry matter and urea concentrations on the rate of hydrolysis of urea. *Anim. Feed Sci. Technol.*, 11, 103-113.

- WILLIAMS P.E.V., INNES G.M., BREWER A., 1984b. Ammonia treatment of straw via the hydrolysis of urea. II. Additions of soya bean (urease), sodium hydroxide and molasses; effects on the digestibility of urea-treated straw. *Anim. Feed Sci. Technol.*, *11*, 115-124.
- YAMEOGO-BOUGOUMA V., CORDESSE R., ARNAUD A., INESTE M., 1993. Identification de l'origine des uréases impliquées dans le traitement de la paille de blé dur à l'urée et caractérisation de la flore microbienne présente. *Ann. Zootech.*, *42*, 39-47.

(Aceptado para publicación el 31 septiembre de 1995)

NUEVOS CULTIVOS, NUEVOS USOS, NUEVAS ALTERNATIVAS

(XXVIII Jornadas de Estudio)

—Producción Vegetal—

7, 8 y 9 de mayo de 1996 Zaragoza (España)
Primera circular

PROGRAMA

Día 7 de mayo de 1996

- 8.30 Inscripciones y entrega de documentación
- 9.30 Inauguración oficial
Conferencia inaugural: "Perspectivas económicas de los nuevos cultivos"
Prof. Dr. J.P. Carruthers. Centre for Agricultural Strategy
University of Reading. Reino Unido
- 10.30 Café
- 11.00 Sesión I: "Perspectivas de la producción de biocarburantes y biocombustibles por el sector agrario en España"
Dr. Jesús Fernández González.
Escuela Técnica superior de I. Agrónomos, Madrid
- 1.50 Comunicaciones
- 13.00 Comida
- 15.00 Continuación comunicaciones
- 15.45 Discusión de las comunicaciones de la Sesión I
- 16.30 Café
- 17.00 Sesión III: "Cultivos oleaginosos de uso industrial"
Dra. M.ª Jesús Pascual-Villalobos
Centro de Investigación y Desarrollo Agrario Murcia
- 17.45 Discusión de la Sesión III

Día 8 de mayo de 1996

- 9,00 Sesión II: "Novedades en el procesado de fibras y en sus aplicaciones con especial referencia al lino y al cáñamo"
Prof. Dr. R. Kessler
Institut für Angewandte Forschung, Reutlingen, Alemania
- 9,50 Comunicaciones
- 10,15 Café
- 10,45 Discusión de las comunicaciones de la Sesión II
- 11,30 Sesión IV: "Diversificación y nuevas especies en el cultivo frutal en España"
Dr. Fernando Gil-Albert
Escuela Técnica superior de I. Agrónomos, Madrid
- 12,50 Comunicaciones
- 13,00 Comida
- 15,00 Continuación de las comunicaciones de la sesión IV
- 16,15 Discusión de las comunicaciones de la Sesión IV
- 17,00 Asamblea General AIDA

Día 9 de mayo de 1996

- 9,00 Sesión V: "Otros cultivos nuevos o infrautilizados"
Pedro Luis Pérez Marco
Unidad de Suelos y Riegos
Servicio de Investigación Agroalimentaria-, Gobierno de Aragón, Zaragoza
- 9,50 Comunicaciones
- 10,35 Café
- 11,00 Continuación comunicaciones
- 11,15 Discusión de las comunicaciones de la Sesión V
- 12,00 Sesión VI: "Nuevos cultivos y nuevas alternativas para la agricultura de secano"
José Antonio Lejarcegui y Alfonso Sanmiguel
Escuela Técnica Superior de I. de Montes, Madrid
- 13,00 Comida
- 15,00 Comunicaciones
- 16,00 Discusión de las comunicaciones de la Sesión VI
- 17,15 Mesa redonda

Contacto: Pedro L. Perez Marco: Tel. (976) 57 64 11
Fax. (976) 57 75 01
E mail Pedro @ SYRIG. MIZAR. CSIC. ES

RECuento DE CÉLULAS SOMÁTICAS EN LECHE DE VACAS FRISONAS: ESTUDIO ESTADÍSTICO DE LOS FACTORES AMBIENTALES DE VARIACIÓN

G.A. María

J. A. Migueltoarena

Departamento de Producción Animal

Facultad de Veterinaria

Universidad de Zaragoza

Miguel Servet 177

50013 Zaragoza

RESUMEN

Se realizó un estudio estadístico del tipo de estabulación, número de vacas por ordeñador, automatización del retirado de pezoneras, línea de leche (alta o baja), tiempo de ordeño, lavado/estímulo de ubre, desinfección de pezones, facilidad de ordeño, tipo de secado, frecuencias de limpieza de sala de ordeño y sala de espera, frecuencia de desinfección y retirada de camas, modo de limpieza de la ordeñadora y automatización del lavado, sobre el recuento de células somáticas (SCC) total y mensual. Adicionalmente, se estudió el efecto de la época y el número de parto. Se analizaron datos de un total de 526 lactaciones de vacas frisonas recogidos en 9 ganaderías de la zona norte de Navarra. Los datos fueron transformados a la escala logarítmica a fin de poder aplicar los análisis paramétricos clásicos. El SCC medio en la muestra analizada fue de 380.000 células por ml de leche, con una importante variabilidad entre ganaderías (185.000 a 618.000). La producción lechera media fue de 7.845 kg, con un porcentaje de grasa y proteína de 3.72 y 3.16, respectivamente. La variabilidad entre ganaderías para los caracteres productivos fue marcadamente menor que para el SCC (6.459 a 8.744 kg de leche). Los resultados indican que todos los factores considerados afectaron significativamente al SCC. Su efecto fue menos evidente durante los meses de otoño. Los factores relacionados con la higiene durante el ordeño y en el área de descanso fueron particularmente importantes.

Palabras clave: Bovino, Recuento de células somáticas, Factores ambientales.

SUMMARY

ENVIRONMENTAL EFFECTS OF SOMATIC CELL COUNT IN DAIRY CATTLE

The effect of the type of stall, number of cows per milker, automatic cup removal, height of milk pipeline, milking time, udder washing practice, teat disinfection after milking, milking speed, drying practices, washing practices of milking parlor and milking equipment and bedding practices on somatic cell count (SCC) were analyzed. Data consisted of 526 lactation records taken in 9 Holstein herds located in the North of Navarra (Spain). Data were transformed to the log scale before parametric analysis. Average SCC was 380.000 cells/ml, with an important variation between herds (185.00-618.000). Average milk production was 7.845 kg with 3.72 and 3.16 fat and protein percent, respectively. Variability between herds for productive traits was lower than for SCC (6.459-8.744 kg). The effect of all environmental factors considered was

significant. This effect was less important in autumn. Factors related to hygiene during milking and bedding practices appear to be particularly important.

Key Words: Cattle. Somatic cell count, Environmental factors.

Introducción

La mastitis es una de las enfermedades mas costosas que afectan a los rebaños de producción lechera (BLOSSER, 1979; ZORRAQUINO, 1986; HUTTON et al., 1990; MILES et al., 1992; MARTÍNEZ RUIZ, 1993;). Las pérdidas económicas producidas dentro de la granja han sido estimadas por ANDERSEN (1992) en un equivalente superior a las 54.000 pesetas por cada caso detectado en granja. Asimismo, las pérdidas producidas fuera de granja por baja calidad de la leche procesada se estiman en un valor económico equivalente al 1% de la leche elaborada (MILES et al., 1992). El control de mastitis es, por tanto, un objetivo prioritario.

La mastitis es una enfermedad multifactorial, resultado de la interacción entre el huésped, el patógeno y el ambiente. A pesar del gran esfuerzo dedicado al conocimiento del sistema de defensas del huésped y la virulencia del patógeno, la mayor parte del progreso logrado en el control de mastitis ha sido mediante la optimización de factores de manejo que reducen su transmisión (SMITH, 1983).

El recuento de células somáticas (SCC) es ampliamente utilizado como indicador sanitario de los rebaños lecheros. Un elevado recuento celular se asocia con infecciones subclínicas de la glándula mamaria de causas diversas (GILL et al., 1990), existiendo una correlación negativa entre SCC y producción lechera (JONES et al., 1984). Este carácter ha sido propuesto como un posible

criterio de selección con el objetivo de lograr animales genéticamente resistentes a mastitis (MADSEN et al., 1987). El SCC se encuentra influido por numerosos factores ambientales de variación (BARTLETT et al., 1992). El uso efectivo del SCC en el control de mastitis, tanto desde un punto de vista genético como ambiental, depende en gran medida del claro entendimiento de los factores que lo afectan así como de la interacción entre estos factores con aquel ambiente de producción y manejo en que se hallen los rebaños (RENEAU, 1986; MADSEN et al., 1987).

El presente trabajo tiene por objetivo evaluar el efecto de algunos factores ambientales de manejo y granja sobre el recuento de células somáticas en leche de vacas Frisonas, criadas y explotadas en régimen intensivo, según las condiciones existentes en los valles del norte de Navarra. Asimismo se pretende ilustrar una metodología estadística para su correcta valoración.

Material y Métodos

Los datos utilizados en este estudio fueron recogidos en 9 ganaderías del norte de Navarra durante la campaña 1994-1995. El esquema de muestreo fue diseñado con el fin de disponer de la información necesaria que permitiera poner en evidencia los distintos factores ambientales de variación que a priori consideramos podían estar afectando el recuento de células somáticas (LINDSTROM, 1983; NIELSEN, 1989; BART-

LETT et al., 1992). Cada uno de los ganaderos seleccionados fue visitado por un técnico con el fin de recopilar la información necesaria para el estudio. En el momento de la visita, se verificó el normal funcionamiento de los sistemas de ordeño.

Se dispuso de un total de 526 lactaciones de vacas de raza Frisona, controladas por el Instituto Técnico de Gestión del Vacuno de Navarra. Se registró el recuento de células somáticas (SCC) mensual. Adicionalmente, se dispuso de la información productiva por lactación referida a kg de leche, % de grasa y % de proteína. Los factores ambientales de variación estudiados se describen en el Cuadro 1. En la descripción de estos factores se pueden constatar las variaciones de manejo existentes entre las ganaderías consideradas. El manejo nutricional y reproductivo que se lleva en estas ganaderías fue el tradicional de bovino lechero en sistemas intensivos de estabulación libre de la zona norte de Navarra.

Se efectuaron las pruebas de normalidad para la variable SCC. Para tal fin se utilizó el procedimiento Univariate del paquete estadístico SAS (SAS 1988). Este carácter suele mostrar skewness positiva (i.e., la media es mayor que la mediana) y una marcada heterogeneidad de varianzas entre grupos. Para la aplicación válida del análisis paramétrico de varianza y otros procedimientos relacionados, es necesario que la variable analizada cumpla con los requisitos de normalidad. No obstante, si tales condiciones no se cumplen, éstas pueden ser alcanzadas mediante una adecuada transformación de los datos. En el presente estudio los valores de SCC fueron transformados a la escala logarítmica. Esta transformación, propuesta por ALI y SHOOK (1980), demuestra una máxima potencia al aplicar el análisis de transformación de Box y Cox (1964). Adicionalmente, los resultados de SCC son

discutidos en relación con el método de linear score (EBERHARDT et al., 1979). Este método asume una escala discreta subyacente de tipo umbral, cuyos límites se presentan en la Figura 1.

Se calcularon los estadísticos descriptivos de la muestra analizada. El efecto de los factores de variación planteados fue estudiado mediante la técnica de análisis de varianza utilizando el procedimiento GLM de SAS. Todos los efectos excepto el error residual fueron fijos. Los estudios estadísticos fueron realizados en el Instituto Agronómico Mediterráneo de Zaragoza.

Resultados y Discusión

En el Cuadro 2 se presentan los resultados para la transformación utilizada en la normalización de los datos. Se observa que tanto los valores de Skewness, Kurtosis y Shapiro-Wilk Statistic, demuestran un claro alejamiento de la normalidad en la muestra analizada. La transformación logarítmica propuesta por ALI y SHOOK, 1980, fue la que mejor se aproximó a las condiciones de normalidad deseadas. También se observó una mayor homogeneidad de las varianzas. Consecuentemente, los análisis de varianza paramétricos fueron realizados sobre los datos transformados a esta escala.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados para las variables de producción y recuento de células somáticas en el conjunto de la muestra y por ganaderías. La producción media de leche por lactación fue de 7.845 kg, variando entre 8.744 kg en la ganadería 2 y 6.459 kg en la ganadería 6. El contenido medio de grasa fue de 3.72 % y el de proteína de 3.16 %. Las producciones observadas, pueden ser consideradas como

CUADRO I
DESCRIPCIÓN DE LOS FACTORES AMBIENTALES DE VARIACIÓN ANALIZADOS

Factor	Niveles	Descripción
Ganadería	9	
Número de parto	7	
Epoca de Parto	4	1: primavera, 2: verano, 3: invierno, 4: otoño
Tipo de estabulación	3	1: libre cubículos, 2: libre cama, 3: libre con acceso a pradera
Vacas por ordeñador	4	1: 6 vacas, 2: 8 vacas, 3: 10 vacas, 4: 12 vacas
Retirado pezoneras	2	1: automático (ACR), 2: manual
Línea de leche	2	1: alta, 2: baja
Tiempo de ordeño	5	1: 7', 2: 10', 3: 12', 4: 15', 5: 18'
Lavado de ubre	5	1: no lava, 2: elimina los 1. ^{os} chorros (ECH) y no lava, 3: lava, ECH y no seca, 4: lava, y seca, 5: lava, ECH, seca y desinfecta
Desinfección pezones	3	1: inmersión, 2: pulverización, 3: no desinfecta
Limpieza sala	2	1: 1 por día, 2: 2 por día
Limpieza s. de espera	3	1: no limpia, 2: 1 por día, 3: 2 por día
Desinfección camas	5	1: no desinfecta, 2: 1 por mes, 3: 2 por mes, 4: 3 por mes, 5: > de 3 por mes
Desinfección cubículos	3	1: no desinfecta, 2: 1 por día, 3: 1 por semana
Retirada de camas	4	1: 2 por año, 2: 4 por año, 3: 9 por año, 4: 18 por año
Tipo lavado ordeñadora	2	1: automático, 2: manual
Uso de detergentes	5	1: algunos ordeños sin detergente, 2: todos los ordeños detergente + ácido, 3: ácido cada 2 días, 4: ácido cada 4 días, 5: ácido cada 7 días
Tipo de secado	2	1: brusco, 2: gradual
Tipo de vaca	2	1: dura, 2: blanda

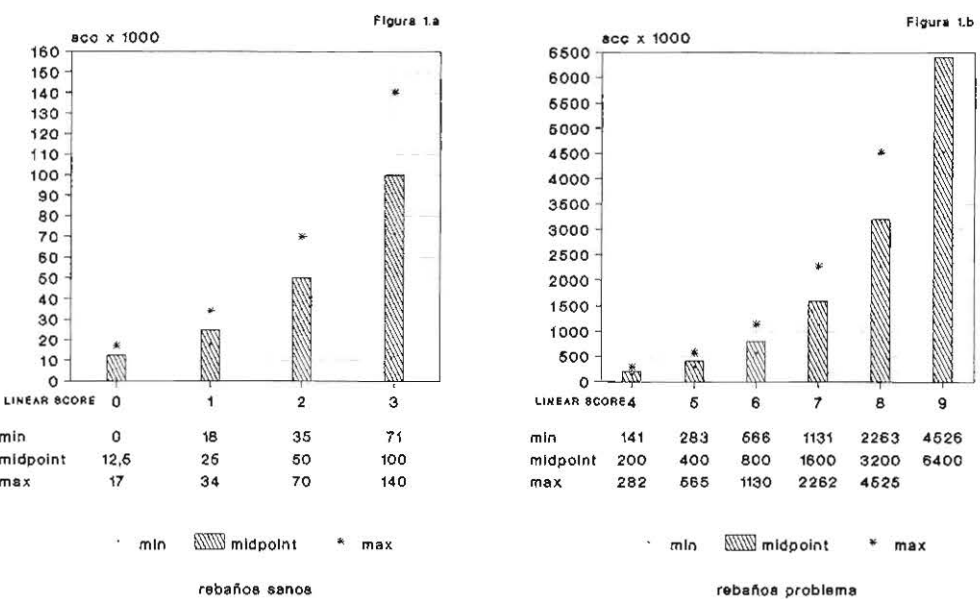


Figura 1. Relación entre el valor de linear score y el recuento de células somáticas en leche (SCC)

representativas de la población Frisona en el norte de Navarra (ITG, 1995, comunicación personal).

El recuento medio de células somáticas fue de 380.000 (*linear score*=5), con una marcada variabilidad entre ganaderías. La ganadería número 1 tuvo recuentos medios superiores a 600.000, mientras que la ganadería número 9 los tuvo inferiores a 200.000. Se observa que la variabilidad entre ganaderías fue muy superior para SCC que para las variables productivas. Lo que indica la presencia de factores de variación diferentes que afectan de manera particular al recuento de células somáticas, tal como indican numerosos trabajos en la bibliografía reciente (LINDSTROM, 1983; RENEAU, 1986; HUTTON et al., 1990; BARTLETT et al., 1992; FAUST y TIMMS, 1995).

Un test bacteriológico adecuado debería ser capaz de establecer la presencia o ausen-

cia de enfermedad minimizando la frecuencia de falsos positivos o falsos negativos. Sin embargo, cuando utilizamos tests cuantitativos como el SCC, siempre se encuentra un área de superposición entre análisis positivos y negativos. Es posible, por tanto, variar los resultados desplazando el umbral a partir del cual se asume positividad (RENEAU, 1986). ANDREW et al. (1983) establecen un nivel umbral de 200.000 células por ml para realizar tratamientos preventivos al secado. Sin embargo, en los programas de control de mastitis el valor umbral debe ser establecido en función de la dinámica de la enfermedad, procurando que los falsos negativos sean equivalentes a los falsos positivos (RENEAU, 1986). Un valor umbral de SCC en torno a las 250.000 células es considerado razonable para asegurar este objetivo (LESLIE, 1983). Cuando se utiliza el sistema de score lineal (SL), este valor umbral es de 5 puntos de SL, equiva-

CUADRO 2
RESULTADOS DEL ANÁLISIS UNIVARIANTE DE SAS

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	MTOT
SK	6.00	4.04	5.65	5.63	4.96	5.62	3.84	4.84	4.21	4.03	4.92	5.64	2.55
SK (*)	-0.12	-0.22	-0.10	-0.21	0.01	0.09	-0.01	-0.02	-0.04	0.20	0.03	0.55	0.21
KU	51.4	20.9	45.0	49.4	33.2	44.6	18.0	30.2	21.8	19.43	30.9	40.9	9.75
KU (*)	-0.13	-0.38	-0.52	-0.70	-0.74	-0.87	-0.78	-0.72	-0.67	-0.70	-0.47	0.23	-0.69
W	0.50	0.55	0.51	0.55	0.49	0.49	0.54	0.49	0.52	0.51	0.50	0.44	0.74
W (*)	0.97	0.94	0.94	0.93	0.92	0.91	0.92	0.92	0.93	0.92	0.95	0.96	0.97

SK: Skewness; KU: Kurtosis; W: Shapiro-Wilk Statistic

(*) datos transformados a escala logarítmica

M1 a M12: SCC enero (M1) a diciembre (M12). MTOT: SCC anual

SCC: recuento células somáticas

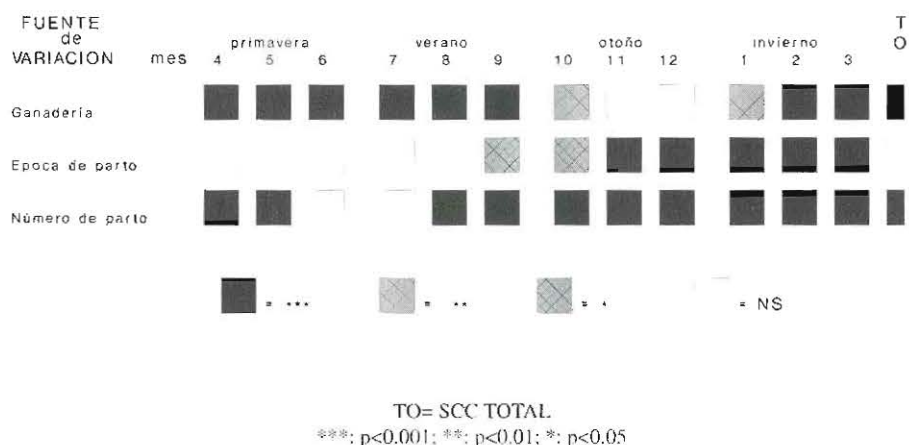


Figura 2. Síntesis de los resultados de los análisis de varianza realizados. Factores ganadería, época de parto y número de parto.

lente a 283.000 células (EBERHART et al., 1979).

Assumiendo un valor umbral de 283.000 células, los resultados de la muestra analizadas indican que un 68 % de los recuentos se hallan por debajo de este umbral, pudiendo ser asumidos como indicativos de ausencia de infección (NI). Se observó una importante variabilidad entre ganaderías, con valores cercanos al 90 % de vacas sanas en la ganadería 9, hasta proporciones casi equivalentes de animales infectados o no infectados en la ganadería 1. Si se observan los valores de SL, constatamos que prácticamente todas las ganaderías estudiadas se hallan en torno al valor umbral de 5, con la excepción de la ganadería 1, que presentó un SL de 6.

Las Figuras 2, 3 y 4 presentan una síntesis de los resultados de los análisis de varianza realizados. En general, la mayor parte de los factores fijos de variación estu-

diados tuvieron una influencia significativa sobre el SCC. No obstante, su acción no fue uniforme a lo largo del año. Fue durante los meses de otoño cuando se observó una mayor independencia del SCC respecto de los factores de manejo considerados.

La influencia de los factores ganadería, época de parto y número de parto, se representa en la Figura 2. Los tres factores tuvieron una incidencia significativa sobre el SCC total. En general, las vacas incrementan su SCC con el número de parto. Las novillas de primer parto presentan recuentos celulares inferiores a 200.000 por ml, con una proporción de vacas NI del 82%. Las vacas adultas con más de 5 partos, superaron las 400.000 células, con proporciones equivalentes de vacas infectadas y no infectadas. Asimismo, y hablando en términos generales, aquellas vacas paridas en primavera, mostraron recuentos celulares más elevados que las paridas en verano, mientras

CUADRO 3
 MEDIA Y ERROR ESTÁNDAR PARA PRODUCCIÓN DE LECHE (LE, EN KG).
 PORCENTAJE GRASA (PG). PORCENTAJE DE PROTEÍNA (PP) Y RECuento DE
 CÉLULAS SOMÁTICAS (SCC X 1000), EN EL CONJUNTO DE LA MUESTRA Y POR
 GANADERÍA¹

Muestra	LE	PG	PP	SCC	LS(2)
Total	7.845 (74)	3.72 (0.02)	3.16 (0.01)	380 (40)	5
G1	8.615 (152)	3.51 (0.04)	3.20 (0.02)	618 (68)	6
G2	8.744 (194)	3.88 (0.05)	3.12 (0.02)	246 (23)	4
G3	6.801 (172)	3.56 (0.05)	3.20 (0.02)	516 (48)	5
G4	6.558 (171)	3.63 (0.04)	3.19 (0.02)	416 (47)	5
G5	8.513 (165)	3.87 (0.07)	3.18 (0.01)	472 (37)	5
G6	6.459 (154)	3.85 (0.06)	3.17 (0.03)	363 (35)	5
G7	7.228 (316)	3.69 (0.08)	3.04 (0.04)	354 (58)	5
G8	7.908 (204)	3.66 (0.05)	3.11 (0.02)	250 (23)	4
G9	7.837 (259)	3.78 (0.07)	3.15 (0.03)	185 (24)	4

(1) Error estándar entre paréntesis. (2) linear score

G1 a G9: Ganadería 1 a Ganadería 9. Producciones por lactación

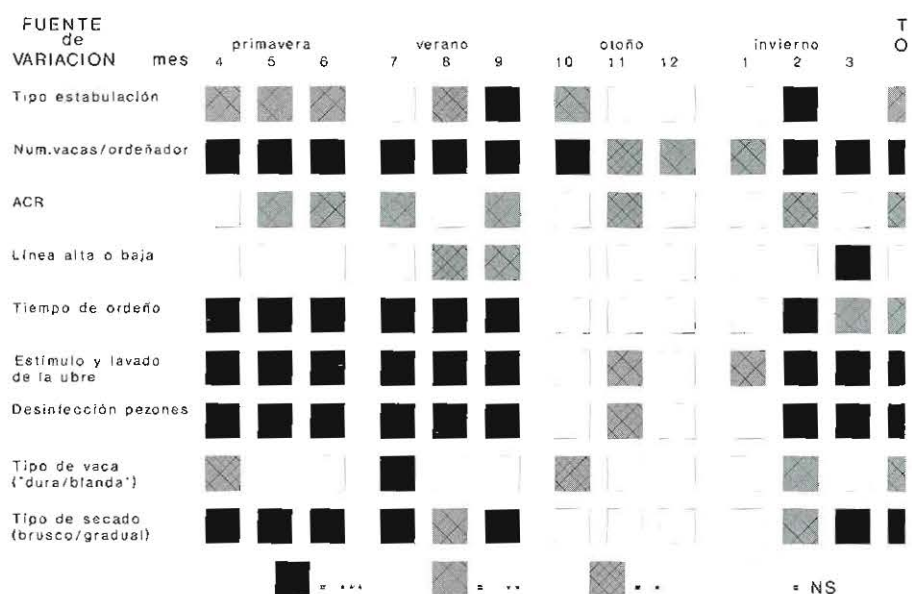
que las que tuvieron sus partos durante los meses de otoño e invierno presentaron valores de SCC intermedios. Estos resultados concuerdan con los obtenidos en vacas de esta misma raza por ALI y SHOOK (1980).

En la Figura 3 se presenta un resumen de las significaciones de los factores referidos a tipo de estabulación y prácticas de ordeño. El tipo de estabulación *per se* ejerció cierta influencia sobre el SCC, en especial durante meses de estaciones extremas. No obstante no se trata de uno de los factores más importantes de variación. En general, se observa cierta ventaja de las ganaderías que poseen cubículos (NI=74 %) sobre aquellas que no los tienen (NI=62-66 %).

El número de vacas por ordeñador ejerció una fuerte influencia sobre el SCC. Es claro que, a medida que el operario controla un mayor número de vacas, se reduce el nivel de vacas NI, pasando del 73 % con 6

vacas al 50 % cuando se duplicaba este número de animales. Esto supone un 20 % más de mastitis, que en un rebaño de 100 vacas representa una cifra cercana al millón de pesetas (ANDERSEN, 1992). Es lógico pues cuestionarse hasta qué punto es conveniente reducir costes de mano de obra incrementando el número de vacas por ordeñador. Estos resultados coinciden con los hallados por GILL et al. (1990) y por BARTLETT et al., 1992. El primero de estos autores observa, además, mejores resultados en SCC cuando el ordeño es realizado por el propio dueño que cuando lo efectúa personal empleado.

El retirado automático de pezoneras (ACR) demostró una escasa incidencia sobre el SCC. Sólo se observó una acción significativa de este factor durante algunos meses de primavera y verano. Aquellas ganaderías que realizaban el retirado de sus pezoneras de forma manual, registraron un



TO= SCC TOTAL

***: $p < 0.001$; **: $p < 0.01$; *: $p < 0.05$

Figura 3. Síntesis de los resultados de los análisis de varianza realizados. Factores relacionados con el ordeño y el tipo de estabulación.

menor recuento celular (NI=69 %) que las que poseían ACR en sus equipos de ordeño (NI=62 %). Estas diferencias fueron más notorias en aquellas ganaderías con un bajo número de vacas por ordeñador.

El tipo de línea de leche en la sala de ordeño (alta o baja) prácticamente no tuvo influencia sobre el SCC mensual y total. Sólo se observó una ligera superioridad en algunos meses (marzo, agosto y septiembre) a favor de las ordeñadoras de línea alta (NI=68 % frente a NI=66 %).

El tiempo de ordeño, la preparación de la ubre antes del ordeño y la desinfección de pezones, fueron tres importantes factores de

variación para el SCC mensual y total. No obstante, aún para estas variables, se observó el patrón general que refleja una escasa incidencia durante los meses de otoño. Por encima de un tiempo umbral de 10 minutos, se observó una relación inversa entre el número de animales NI y el tiempo de ordeño. Es probable que esta relación pueda tener justificación en una mayor frecuencia de sobreordeño.

La preparación de la ubre antes del ordeño afectó de forma significativa al SCC total y mensual, en especial durante la primavera y el verano. Los peores resultados se observaron en aquellos ordeñadores que

no lavan la ubre (NI=61 %) y en aquellos que lavan la ubre pero no secan (NI=61 %). Los mejores resultados de SCC fueron obtenidos cuando se procedió a eliminar los primeros chorros de leche, lavar y secar con toallas descartables las ubres (NI=90 %).

La desinfección de pezones tras el ordeño fue, probablemente, el factor de variación más importante de todos los considerados en este estudio. Con la excepción de los meses de otoño, afectó de forma muy significativa al recuento de células somáticas. Aquellos ordeñadores que no desinfectaban los pezones de sus vacas tuvieron un porcentaje de animales NI inferior al 54 %, mientras que aquellos que sí lo hacían lo tuvieron cercano al 70 %. La desinfección por inmersión demostró una ligera superioridad sobre la desinfección por pulverización (NI=72 % frente a NI=69 %).

En general, los resultados para estos tres factores de variación que conciernen a las prácticas de ordeño, son coincidentes con los observados en la bibliografía más reciente (GILL et al., 1990; BARTLETT et al., 1992). Es claro que una buena labor de apoyo lavando y secando la ubre, eliminando los primeros chorros de leche, así como una posterior desinfección de los pezones por inmersión evitando el sobreordeño, reduciría de forma importante el nivel de SCC en los rebaños y, consecuentemente, incrementaría el número de animales NI.

Es frecuente en los rebaños lecheros, la presencia de vacas de una especial sensibilidad, propensas a retener la leche durante el ordeño. Son las comúnmente llamadas vacas duras. Una elevada frecuencia de este tipo de vacas puede entorpecer las labores de ordeño y prolongar en demasía el tiempo de ordeño. La frecuencia de vacas duras en los rebaños estudiados fue del 4 %. La incidencia de este factor de variación fue, en

conjunto, escasa. No obstante, cuando su efecto fue significativo, se observó un mayor recuento de células somáticas en las vacas duras (NI=54 %) en relación con aquellos animales con una normal bajada de la leche (NI=67 %).

El tipo de secado de las vacas, brusco o gradual, afectó significativamente al SCC. Con la excepción de los meses de otoño, este factor de variación mostró una elevada significación. Los ganaderos que secaron bruscamente a sus vacas, presentaron mejores resultados de SCC que los que optaron por el sistema de secado gradual (NI=70 % frente a NI=57 %). El cese del estímulo (ordeño) provoca la casi inmediata interrupción de la síntesis láctea. La presión intramamaria inhibe la secreción de leche y produce concomitantemente la destrucción del epitelio glandular. Se induce así la involución forzada de la glándula. Este remodelado del tejido glandular tiene lugar por la acción en cascada de un complejo sistema de endopeptidasas conocido como *plasmin system*, favoreciendo una óptima producción en la siguiente lactación (TURNER and HUYNH, 1991). Un secado brusco favorece el remodelado de la glándula mamaria (HURLEY, 1989; OLIVER y SORDILLO, 1989).

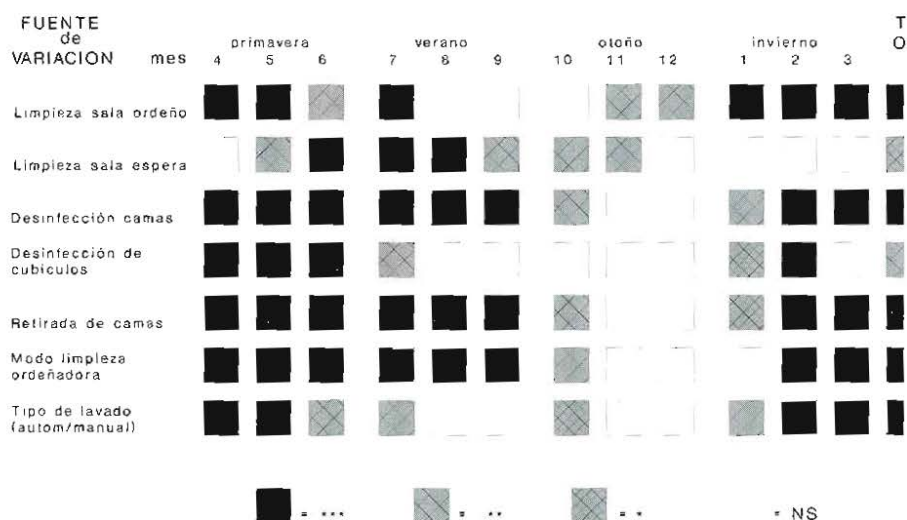
Los resultados referidos a los factores relacionados con el acondicionamiento de camas y ordeñadora se presentan en la Figura 4. Para este grupo de factores también se observa una escasa incidencia durante los meses de otoño. No obstante, todos ellos demostraron un efecto significativo sobre el SCC. Aquellos ganaderos que limpiaban la sala después de cada ordeño, obtuvieron mejores resultados que los que sólo lo hacían a ordeños alternos (NI=69 % frente a NI=59 %). La limpieza de la sala de espera tuvo un efecto menos importante. No obstante, los ganaderos que limpiaban la sala de espera, 1 ó 2 veces por día, tenían

una menor incidencia de vacas que superaban el límite umbral aceptable de 283.000 células (31 %) que los que no limpiaban sistemáticamente su sala de espera (38 %).

De los tres factores relacionados con la zona de descanso, la frecuencia del retirado de camas fue el más importante, seguido de la desinfección de camas y por último la desinfección de cubículos. Las vacas a las que se les cambiaba la cama con mayor frecuencia presentaban un menor índice de SCC (NI= 70-82 %) en relación con aquellas a las que se les mantenía la misma cama por mayor tiempo (NI= 55-61 %). La misma tendencia se observó, aunque algo menos

evidente, para la desinfección de camas y cubículos. Estos resultados coinciden con los clásicamente observados en la bibliografía (McFARLAND, 1991; IRISH y MERRILL, 1986). Estos autores indican que el establo ideal para vacas en estabulación libre debe proveer un ambiente libre de estrés al mínimo coste y la menor labor posible. Asimismo, señalan que la zona de descanso en este tipo de establos, debe ser más atractiva y confortable que ninguna otra zona potencial de reposo.

El modo de limpieza de los equipos de ordeño tuvo un efecto significativo sobre el SCC. La variación parece estar fundada en



TO= SCC TOTAL
 ***: $p < 0.001$; **: $p < 0.01$; *: $p < 0.05$

Figura 4. Síntesis de los resultados de los análisis de varianza realizados. Factores relacionados con la higiene en la sala de ordeño y zonas de descanso.

la frecuencia del uso de detergente ácido. El uso diario de detergente ácido no parece una medida recomendable (NI=60 %). Los mejores resultados se obtuvieron en los rebaños en que se hacía uso del detergente ácido a días alternos (NI=78 %). No obstante, es importante resaltar que este factor estará altamente condicionado por el tipo de agua existente en la zona en que se halle situada la granja.

El lavado automatizado del equipo de ordeño parece ejercer una acción positiva sobre el estado sanitario del rebaño. En efecto, el tipo lavado afectó significativamente al SCC total y mensual, con la excepción ya mencionada de los meses de otoño y finales del verano (NI=68 % frente a NI= 55 %).

SPENCER (1989), señala que un buen lavado del equipo debe cumplir con las siguientes pautas mínimas: uso de los químicos apropiados y en su concentración adecuada; un adecuado tiempo de contacto; velocidad suficiente de los líquidos limpiadores; cantidad adecuada de agua caliente y que la solución limpiadora haga contacto con todas las superficies que han estado en contacto con la leche. Se asume el uso de equipos automáticos.

En conclusión, se observa una importante variabilidad mensual del SCC. La variación entre ganaderías fue muy superior a la observada para las variables de producción (i.e. kg de leche) lo que indica la presencia de factores de variación propios para SCC. Además, prácticamente todos los factores considerados tuvieron un efecto significativo sobre el SCC. Su influencia fue menos evidente durante los meses de otoño. No hemos hallado una justificación aparente a esta mayor independencia del SCC durante esta época del año respecto de los factores considerados. No obstante, consideramos

que estos factores ambientales de variación deberían ser tenidos en consideración al aplicar modelos estadísticos más complejos (i.e. modelos mixtos), en especial aquellos que pretendan evaluar genéticamente animales resistentes a mastitis utilizando el SCC como criterio de selección. Sin embargo, habría que preguntarse si el aplicar una elevada presión de selección para rebajar el SCC no supondría estar seleccionando animales inmunológicamente poco reaccionantes.

Agradecimientos

Agradecemos a los ganaderos y técnicos consultados por su interés y apoyo durante la recopilación de los datos. Este estudio fue parcialmente subvencionado por el Programa de Apoyo a la Investigación de la Universidad de Zaragoza.

Bibliografía

- ALI, A.K.A. and SHOOK, G.E., 1980. An optimum transformation for somatic cell concentration in milk. *J. Dairy Sci.*, 63:487.
- ANDERSEN, O., 1992. Health control. Summary Annual Report of the National Committee on Danish Cattle Husbandry. pp 9-17.
- ANDREW, R.J., KITCHEN, B.J., KWEE, W.S. and DUNCLAFE, F., 1983. Relationship between individual cow somatic cell counts and the mastitis infection status of the udder. *Aust. J. Dairy Technol.* 38:71.
- BARTLETT, P.C., MILLER, G.Y., LANCE, S.E. and HEIDER, L.E., 1992. Managerial determinants of intramammary coliform and environmental streptococci infections in Ohio dairy herds. *J. Dairy Sci.*, 74:1561.
- BLOSSER, T.H., 1979. Economic losses from and the National Research Program on Mastitis in the United States. *J. Dairy Sci.*, 62:119.

- BOX, G.E.P. and COX, D.R., 1964. An analysis of transformations. *J. Royal Stat. Soc. Ser. B.*, 26:211.
- EBERHART, R.J., HUTCHINSON, L.J. and SPENCER, S.B., 1979. Relationships of bulk tank somatic cell counts to prevalence of intramammary infection and to indices of herd production. *J. Food Prot.*, 45:1125.
- FAUST, M.A. and TIMMS, L.J., 1995. Estimates of variability for somatic cell count measurements in the Iowa Dairy Industry. *J. Dairy Sci.*, 78:546.
- GILL, R., HOWARD, W.H., LESLIE, K. and LISSEMORE, K., 1990. Economics of mastitis control. *J. Dairy Sci.*, 73:3340.
- HURLEY, W.L., 1989. Mammary gland function during involution. *J. Dairy Sci.*, 72:1637.
- HUTTON, C.T., FOX, L.K. and HANCOCK, D.D., 1990. Mastitis control practices: differences between herds with high and low milk somatic cell counts. *J. Dairy Sci.*, 73:1135.
- IRISH, W.W. and MERRILL, W.G., 1986. Design parameters for free stalls. Dairy free stall housing. Proc. Dairy Free Stall Housing Symp., NRAES-24, N.E. Reg. Agric. Engin. Serv., Ithaca, NY.
- JONES, G.M., PEARSON, R.E., CLABAUGH, G.A. and HEALD, W., 1984. Relationships between somatic cell counts and milk production. *J. Dairy Sci.*, 67:1823.
- LESLIE, K.E., 1983. Somatic cells in bovine milk. *Comp. Cont. Educ. Pract. Vet.*, 5:9.
- LINDSTROM, U.B., 1983. Effects of some herd factors and traits of the cow on bacterial scores and cell counts in quarter samples. *Acta Agric. Scand.*, 33:389-394.
- MADSEN, P., NIELSEN, S.M., RASMUSSEN, M.D., KLARUP, O., JENSEN, N.E., MADSEN, P.S., LARSEN, B., HYLDGAARD-JENSEN, J. and JENSEN, P.T., 1987. (Investigation on Genetic Resistance to Mastitis). Report from the Natl. Inst. Anim. Sci., Copenhagen, Denmark.
- MARTINEZ RUIZ, A., 1993. Mastitis Bovina. *Mundo Ganadero*, 5:50.
- McFARLAND, D.F., 1991. Experiences with free stall design in Pennsylvania. Paper 914568, ASAE, St. Joseph, MI.
- MILFS, H., LESSER, W. and SEARS, P., 1992. The economic implications of bioengineered mastitis control. *J. Dairy Sci.*, 75:596.
- NIELSEN, A., 1989. (Investigation on Feeding and Production). National Committee on Danish Cattle Husbandry. Summary of Annual Report. Aarhus 1988:10-31.
- OLIVER, S.P. and SORDILLO, L.M., 1989. Approaches to the manipulation of mammary involution. *J. Dairy Sci.*, 72:1647.
- RENEAU, J.K., 1986. Effective use of dairy herd improvement somatic cell counts in mastitis control. *J. Dairy Sci.*, 69:1708.
- SAS® User's guide: Statistics, Version 6 Edition, 1988. SAS Inst., Cary, NC.
- SMITH, K.L., 1983. Mastitis control: a discussion. *J. Dairy Sci.*, 66:1790.
- SPENCER, S.B., 1989. Recent research and developments in machine milking: A review. *J. Dairy Sci.*, 72:1907.
- TURNER, J.D. and HUYNH, H.T., 1991. Role of tissue remodeling in mammary epithelial cell proliferation and morphogenesis. *J. dairy Sci.*, 74(suppl. 2):2.
- ZLOTNIK, I., 1947. Types of cells present in cow's milk. *J. Comp. Pathol.*, 57:196.
- ZORRAQUINO, M.A., 1986. Programas de Control de Mastitis Bovis, 11:79-85.

(Aceptado para publicación el 21 de noviembre de 1995)

PREMIOS DE PRENSA AGRARIA 1996 DE LA ASOCIACIÓN INTERPROFESIONAL PARA EL DESARROLLO AGRARIO

La Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario (AIDA) acordó en Asamblea General celebrada en mayo de 1983, instaurar un premio anual de Prensa Agraria, con el objetivo de hacer destacar aquel artículo de los publicados en ITEA que reúna las mejores características técnicas, científicas y de valor divulgativo, y que refleje a juicio del jurado, el espíritu fundacional de AIDA de hacer de transmisor de conocimientos hacia el profesional, técnico o empresario agrario.

El día 9 de abril de 1987, la Junta Directiva de AIDA aceptando la propuesta del Jurado del Premio ITEA 1986 instituyó dos premios; uno para los artículos publicados en la sección de Producción Animal y otro para aquellos que aparezcan en la sección de Producción Vegetal.

Los premios se registrarán de acuerdo a las siguientes

BASES

1. Podrán concursar todos los artículos que versen sobre cualquier tema técnico-económico-agrario.
2. Los artículos que podrán acceder a los premios serán todos aquellos que se publiquen en ITEA en el año 1996. Consecuentemente, los originales deberán ser enviados de acuerdo con las normas de ITEA y aprobados por su Comité de Redacción.
3. El jurado estará constituido por las siguientes personas:
 - a) Presidente de AIDA, que presidirá el jurado.
 - b) Director de la revista ITEA, que actuará de Secretario.
 - c) Jefe del Servicio de Investigación Agroalimentaria de Zaragoza (Diputación General de Aragón).
 - d) Director del Instituto Agronómico Mediterráneo de Zaragoza.
 - e) Jefe del Instituto Agronómico Mediterráneo de Zaragoza.
 - f) Director de la Estación Experimental de Aula Dei.
4. Los premios serán anuales y con una dotación de 50.000 ptas. cada uno.
5. Las deliberaciones del jurado serán secretas, y su fallo inapelable.
6. El fallo del jurado se dará a conocer en la revista ITEA, y la entrega del premio se realizarán con motivo de la celebración de las Jornadas de Estudio de AIDA.

LA DEMANDA DE ALIMENTOS EN ARAGÓN: INFLUENCIA DE LAS VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS

A.M. Martínez

J.M. Gil

A. Gracia

Unidad de Economía Agraria

Servicio de Investigación Agroalimentaria (DGA)

Apdo 727-50080-Zaragoza

RESUMEN

En este artículo se analiza la evolución y estructura del consumo alimentario en Aragón. El objetivo es doble: en primer lugar, se trata de comparar dicha evolución con la experimentada por otras Comunidades Autónomas y por el conjunto nacional con el fin de detectar los rasgos diferenciadores; en segundo lugar, se pretende determinar la importancia que tanto variables sociodemográficas como la renta per cápita tiene sobre el comportamiento del consumidor aragonés. Los resultados indican que las tendencias en cuanto al consumo de alimentos en Aragón y España son similares, si bien el consumo de carnes se encuentra por encima de la media nacional. La totalidad de productos alimenticios pueden considerarse como alimentos de primera necesidad, siendo las carnes, los pescados y los aceites y grasas los productos más sensibles a las variaciones de la renta per cápita. El tamaño y la composición del hogar, así como la estacionalidad, permiten establecer diferencias significativas en cuanto a los niveles de gasto en alimentación. El tamaño del municipio, por el contrario, no es capaz de discriminar comportamientos.

Palabras clave: Demanda de alimentos, Aragón, elasticidades, variables sociodemográficas.

SUMMARY

FOOD DEMAND IN ARAGON: THE INFLUENCE OF SOCIODEMOGRAPHIC VARIABLES

In this paper, the evolution and structure of food consumption in Aragón is analyzed. The objectives are twofold: first, to compare food consumption evolution in Aragón with the evolution in other regions and with national average to try to identify significant differences; and second, to determine the influence of both sociodemographic variables and per capita income on the consumers behaviour in Aragón. Results indicate that Spain and Aragón show similar food consumption trends, although meat expenditure is above average. All food products considered are normal goods but meat, fish and oils and fats are more sensitive to changes in per capita income. Significant differences have been found in food expenditure when considering household size and composition. On the other hand, town size is not important to explain food expenditure differences.

Key words: Food demand, Aragón, elasticities, sociodemographic variables

Introducción

La alimentación constituye una de las actividades básicas del ser humano. El análisis del comportamiento del consumidor a la hora de adquirir alimentos ha sido un tema ampliamente debatido, tanto a nivel micro como macroeconómico, debido a sus implicaciones de política económica y a su relación con un sector productivo (el agroalimentario) importante para cada país o región ya que no sólo incluye la producción de materias primas sino también su transformación y distribución.

Sin embargo, en los países desarrollados, el consumo de estos productos ha venido adquiriendo unas características que no tienen mucho que ver con el aspecto de necesidad biológica que, en principio, presentaba dicho consumo. Los rasgos principales de su evolución pueden resumirse en los siguientes: i) el porcentaje sobre el gasto total de las familias destinado a alimentación ha disminuido progresivamente, si bien, en términos absolutos ha aumentado como consecuencia del incremento del gasto total; ii) el consumo de alimentos, medido en términos de calorías, tiende hacia un límite máximo; iii) se han producido cambios en la estructura del consumo alimentario; y iv) los productos alimenticios han dejado de ser productos primarios para adquirir un carácter de productos elaborados con un alto grado de transformación y unos canales de distribución más desarrollados.

Tradicionalmente, la teoría económica consideraba que los principales factores determinantes del consumo de alimentos lo constituían el nivel de renta, el precio del producto en cuestión y los precios de los productos sustitutivos. Sin embargo, existen una serie de factores socioeconómicos que

repercuten más o menos directamente sobre el comportamiento del consumidor español. Entre dichos factores, podemos destacar: i) el descenso del crecimiento vegetativo; ii) la reducción del tamaño de las familias; iii) el progresivo envejecimiento de la población; iv) la mayor participación de la mujer en el mercado laboral; v) el aumento del nivel medio de educación de la población española; vi) la creciente importancia del sector de la distribución; y vii) la progresiva internacionalización del sector de la transformación y distribución. Cualquier análisis que se quiera realizar sobre la demanda de alimentos, debe considerar tanto las variables económicas como las sociodemográficas.

El objetivo de este trabajo se centra en estudiar los principales factores determinantes del comportamiento del consumidor aragonés a la hora de adquirir alimentos. Para ello se han utilizado las encuestas realizadas en Aragón por el Instituto Nacional de Estadística para la elaboración de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Dado que la información enviada no contenía referencias a las cantidades físicas consumidas, en el presente trabajo no se ha podido determinar la influencia de los precios. Por tanto, únicamente el gasto total en alimentación (como aproximación a la renta disponible) y las variables sociodemográficas contempladas en la EPF han sido consideradas en este trabajo.

Para la consecución de este objetivo, el trabajo se ha estructurado de la forma siguiente. En primer lugar, se aborda la evolución del consumo alimentario en Aragón y se compara con el de otras regiones españolas. A continuación se analizan diversas especificaciones de un sistema de Curvas de Engel incluyendo diversas variables sociodemográficas. Finalmente, se elige el mejor modelo y se calculan las elasticidades de gasto.

analizando las diferencias significativas entre los grupos de consumidores obtenidos a partir de las variables sociodemográficas.

Estructura y evolución del consumo alimentario en Aragón

El consumidor aragonés se caracteriza, en grandes rasgos, por realizar un gasto superior a la media nacional en carnes, aceites y grasas comestibles e inferior en cereales, leche, queso, huevos y patatas. Sin embargo, el gasto en pescado y frutas, legumbres y hortalizas se encuentra en valores próximos a la media nacional. En términos globales, el porcentaje del gasto total que en Aragón se destina a la alimentación, es similar al del resto de las Comunidades Autónomas.

El cuadro 1 recoge la evolución de la estructura del gasto alimentario en Aragón en comparación con lo ocurrido para la

media nacional. A nivel general puede apreciarse como la tendencia en Aragón es la misma que en España pero más acentuada. Así, en Aragón, se ha producido un aumento del consumo de frutas, carnes, pescados, leche, queso y mantequilla, azúcar, dulces y confitería, y también en el de bebidas no alcohólicas. Sin embargo, han experimentado una disminución los epígrafes de pan y cereales, hortalizas, legumbres y patatas, huevos, aceites y grasas comestibles y bebidas alcohólicas.

En 1964, las mayores proporciones de gasto correspondían, en primer lugar, a la carne; en segundo, al pan, cereales y pastas; y, en tercero, a los aceites y grasas comestibles. La importancia relativa de cada grupo de productos ha sufrido ciertas modificaciones hasta 1990 en el que la carne sigue ocupando el primer lugar, seguido por el pescado y, en tercer lugar, por el pan y los cereales.

CUADRO 1
EVOLUCIÓN DE LA DEMANDA DE ALIMENTOS EN ARAGÓN Y EN ESPAÑA

	1964-1965		1973-1974		1980-1981		1990-1991	
	España	Aragón	España	Aragón	España	Aragón	España	Aragón
Pan, pastas y cereales	16,2	16,3	10,2	9,2	10,8	9,4	13,0	11,0
Hortalizas, patatas y legumbres	12,0	9,9	9,7	8,7	8,6	8,0	8,5	7,2
Frutas	5,7	4,0	7,0	6,2	8,6	7,9	9,1	8,5
Carnes	22,6	28,7	29,0	33,5	28,7	34,6	28,0	33,9
Pescados	8,2	5,8	8,6	7,5	10,6	9,3	12,0	12,2
Huevos	6,2	7,9	4,0		2,9	2,9	1,8	1,6
Leche, queso y mantequilla	8,5	6,2	10,2	13,5	11,8	9,8	11,4	10,4
Aceites y grasas	9,3	10,4	6,6	7,4	4,9	5,2	3,8	4,5
Azúcar, dulces y confitería	3,8	2,4	2,9	3,0	3,2	3,5	3,2	3,4
Otros	2,8	3,0	4,8	4,4	3,8	3,4	4,1	2,2
Vinos, cervezas y licores	4,0	4,7	5,6	4,8	4,6	4,6	3,8	3,5
Bebidas no alcohólicas	0,7	0,6	1,4	1,5	1,5	1,4	2,1	1,6

Fuente: INE. Encuestas de Presupuestos Familiares. Varios años.

CUADRO 2
GASTO POR COMUNIDAD AUTÓNOMA EN CADA GRUPO DE ALIMENTOS
SOBRE LA MEDIA NACIONAL (MEDIA NACIONAL=100)

	Pan y Cereales	Carnes	Pescados	Leche, queso y huevos	Frutas y verduras	Patatas
Andalucía	104,91	85,34	91,86	109,75	100,94	131,55
Aragón	87,32	121,78	100,10	87,72	99,22	64,24
Asturias	96,99	100,82	102,40	102,31	97,62	93,08
Baleares	113,28	95,90	79,17	90,68	109,14	124,67
Canarias	96,79	68,14	80,57	124,52	123,22	316,98
Cantabria	86,76	91,46	125,92	92,61	101,05	113,95
C. León	94,81	114,29	110	96,39	94,36	53,07
C. Mancha	104,54	106,14	91,32	98,57	98,46	100,35
Cataluña	108,45	99,52	96,79	83,84	109,00	94,77
C. Valenciana	114,30	101,79	88,91	93,81	103,41	88,85
Extremadura	123,37	101,01	77,13	124,61	85,40	84,40
Galicia	96,26	101,02	122,68	94,97	81,65	93,35
Madrid	83,62	105,57	104,99	89,62	104,07	86,47
Murcia	112,86	92,54	81,31	111,08	98,98	149,89
Navarra	91,81	109,62	107,18	100,81	105,15	49,52
País Vasco	96,23	104,56	110,09	99,75	103,77	76,03
Rioja, La	90,37	111,71	116,62	96,85	90,39	39,42
Ceuta y Melilla	97,33	88,56	112,96	102,09	94,16	39,42

Fuente: INE. Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-1991.

El cuadro 2 recoge la estructura del gasto en alimentación en Aragón en relación a la del resto de las Comunidades Autónomas.

Aragón destina al consumo de pan, cereales y pastas alimenticias un porcentaje de gasto inferior a la media nacional. Sin embargo, si separamos por productos, se aprecia como, efectivamente, la demanda de pan y arroz en Aragón es inferior a la media nacional; sin embargo, lo contrario ocurre en el caso de las pastas alimenticias.

Tradicionalmente, Aragón ha sido una de las mayores regiones consumidoras de carne en España. Actualmente es la Comunidad Autónoma que mayor porcentaje de su presupuesto en alimentación dedica a la

adquisición de productos cárnicos. Esto se ha debido, principalmente, a que Aragón es una región con una producción de carne per cápita muy superior a la media nacional. El hecho de que el lugar de producción y el de consumo estén próximos abarata los costes de transporte e influye en unos menores precios al consumo.

El porcentaje de gasto en pescados en Aragón se mantiene alrededor de la media nacional. En este apartado destacan las Comunidades de Cantabria y Galicia, en las que la pesca constituye una actividad relevante. Aragón cuenta con la ventaja de ser una región muy bien comunicada, especialmente Zaragoza, lo que facilita el acceso a la producción pesquera.

Por otro lado, Aragón es una de las regiones con menor porcentaje de gasto dedicado a queso, leche y huevos en España. No obstante, éste es un subgrupo que presenta grandes variaciones interregionales (así, por ejemplo, la diferencia entre la región de mayor consumo de queso, Extremadura, y la de menor, Navarra, es de un 150%).

El porcentaje del gasto destinado a la adquisición de frutas, legumbres y hortalizas se encuentra en una posición media. Sin embargo, conviene desagregar estos datos ya que se observan grandes diferencias en el consumo de los distintos productos que contiene este grupo. Así, en lo referente a las frutas, Aragón es, junto con Cataluña, la región con mayor consumo per cápita. Esto puede explicarse por el hecho de que, al ser una región muy productora (la producción de frutas genera, en Aragón, el 11% de la Producción Final Agraria mientras que para España apenas supone el 7%), los precios al consumo sean más bajos (ya que el coste de transporte es menor). Además, la posibilidad de comprar directamente al productor también ha de ser tenida en cuenta a la hora de explicar este consumo más elevado. Lo mismo ocurre con las hortalizas, en donde la región del Ebro cuenta con una amplia oferta. Por el contrario, el consumo de legumbres es alrededor de un 30% inferior a la media nacional (con una diferencia del 80% con respecto a Extremadura, que es la región en la que se destina un porcentaje mayor del gasto a este tipo de productos). Igualmente, el gasto realizado en patatas y otros tubérculos es menor que en otras comunidades autónomas.

En el consumo de aceites y grasas comestibles, Aragón se mantiene en torno a la media. No obstante, en lo referente a aceites vegetales, y en especial a aceite de oliva virgen, Aragón, junto con Andalucía, es la Comunidad Autónoma con un consu-

mo más elevado (duplicando a las regiones menos consumidoras).

Dado que el objetivo de trabajo se centra en analizar la influencia de diversas variables sociodemográficas sobre el consumo de alimentos en Aragón, es necesario, en primer lugar, ofrecer algunas cifras sobre la estructura del gasto en alimentación en dicha región diferenciando por tamaño del municipio y por tamaño del hogar. Estas cifras proporcionan una visión general sobre la incidencia de estas variables sobre el consumo alimentario y ayudan a comprender los resultados estadísticos obtenidos más adelante.

El cuadro 3 recoge la estructura del consumo alimentario en Aragón según el tamaño del municipio. Se han considerado tres estratos: 1) municipios con menos de 10.000 habitantes; 2) municipios con una población entre 10.000 y 500.000 habitantes; y 3) municipios con más de 500.000 habitantes que, en este caso, corresponde al municipio de Zaragoza. En términos generales, no se aprecian diferencias significativas en el comportamiento de los tres estratos de población. Los habitantes de Zaragoza consumen mayores cantidades de pescado, leche, derivados lácteos y queso, frutas, patatas y café e infusiones. Por el contrario, las zonas más rurales muestran un consumo superior de pan y cereales, carne, aceites, azúcar y, en menor medida, de hortalizas. Finalmente, debe destacarse que, en el estrato medio, el gasto destinado a alimentación es inferior al de los otros dos estratos. En la mayor parte de los grupos de alimentos considerados, es en este estrato donde los niveles de gasto alcanzan los valores más bajos. Destacan, desde este punto de vista, los niveles de gasto en carnes, pan y cereales, leche y derivados lácteos y hortalizas, que se sitúan entre un 15% y un 20% por debajo del nivel de gasto obser-

CUADRO 3
ESTRUCTURA DEL GASTO PER CÁPITA EN ALIMENTOS EN ARAGÓN SEGÚN EL
TAMAÑO DEL MUNICIPIO (PTA)

	Municipios con menos de 10.000 habitantes	Municipios entre 10.000 y 500.000 habitantes	Municipios con más de 500.000 habitantes
Pan, pastas y cereales	13.296	11.621	11.253
Carnes	58.347	50.874	55.118
Pescados	18.592	19.063	21.229
Leche y derivados lácteos	12.757	11.285	13.085
Queso	3.810	4.172	4.759
Huevos	2.974	2.763	2.742
Aceites y grasas	8.706	6.696	6.897
Frutas	13.302	14.006	16.339
Hortalizas	11.814	10.245	11.543
Patatas	1.423	1.237	1.843
Azúcar	1.282	1.054	995
Café, té y cacao	2.144	2.044	2.757
Otros	2.154	2.099	2.768

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares, 1990-91 (INE)

vado en el estrato con un nivel de gasto superior.

Mayores diferencias pueden apreciarse cuando se analiza la estructura del gasto en alimentación en los hogares aragoneses atendiendo al tamaño de los mismos. El cuadro 4 recoge dicha comparación. El gasto en alimentación efectuado en los hogares unipersonales y en los de dos miembros es marcadamente más elevado que en el resto de hogares para la mayor parte de productos considerados. Este resultado tiene cierta lógica ya que este tipo de hogares suelen incluir a parejas jóvenes en el que ambos trabajan o bien a personas de la tercera edad. En el primer caso, se dispone de una renta elevada y, aunque el porcentaje destinado a alimentación disminuye respecto a otro tipo de gastos, el gasto en términos absolutos aumenta. En el segundo caso, se trata de personas que suelen adqui-

rir sus productos en establecimientos tradicionales (tiendas de barrio, mercadillos, etc.) quienes, normalmente, fijan unos precios ligeramente más elevados por lo que el gasto es más alto. Además, en este tipo de hogares el porcentaje destinado a alimentación sobre el gasto total es elevado. Finalmente, puede afirmarse que conforme aumenta el tamaño del hogar, mayor es la posibilidad de aprovecharse de economías de escala en las compras.

Los valores obtenidos para los hogares con tres o cuatro miembros están próximos a la media aragonesa y no muestran comportamientos diferenciadores entre ellos. Las diferencias más notables aparecen en el consumo de carnes, pescados, frutas y hortalizas. Finalmente, en los hogares con cinco o más miembros se aprecia un gasto per cápita sustancialmente menor que en el resto de hogares, sobre todo en los produc-

CUADRO 4
ESTRUCTURA DEL GASTO PER CÁPITA EN ALIMENTOS EN ARAGÓN SEGÚN EL
TAMAÑO DEL HOGAR (PTA)

	Número de miembros en el hogar					
	1	2	3	4	5	≥ 6
Pan, pastas y cereales	14.690	13.574	11.731	11.440	11.857	11.584
Carnes	66.237	67.097	57.760	53.288	46.492	44.258
Pescados	23.124	23.676	20.851	18.959	18.786	13.562
Leche y derivados lácteos	15.535	14.053	12.060	13.073	11.584	8.965
Quesos	5.533	5.270	4.830	4.449	2.776	3.077
Huevos	4.271	3.287	2.699	2.703	2.637	2.588
Aceites y grasas	14.414	10.496	7.193	6.271	6.475	5.760
Frutas	19.636	20.157	15.723	13.495	11.803	9.693
Hortalizas	15.929	15.733	12.187	9.159	9.859	8.456
Patatas	1.633	1.938	1.438	1.110	1.507	1.754
Azúcar	2.102	1.498	1.052	1.101	808	881
Café, té y cacao	4.543	3.489	2.603	1.720	1.975	1.342
Otros	2.404	1.975	2.490	2.251	2.304	2.642

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares, 1990-91 (INE)

tos con un mayor precio unitario. En definitiva, puede afirmarse que el tamaño del hogar constituye un elemento diferenciador en la explicación del comportamiento del consumidor aragonés en lo referente al gasto en alimentación. Por el contrario, el tamaño del municipio no supone un elemento diferenciador claro.

Especificación y estimación de un sistema de curvas de Engel

Como se menciona en la introducción, el objetivo de este trabajo se centra en analizar los factores determinantes de la demanda de alimentos en Aragón a través de la especificación y estimación de un sistema de Curvas de Engel. Asimismo, se van a introducir también una serie de variables socio-

demográficas que influyen en el consumo familiar: sexo, tamaño del municipio de residencia, número de personas con ingresos, nivel de educación, tamaño familiar, etc.

1) Datos

La información utilizada para realizar este trabajo ha sido la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística para el período 1990-1991. En dicha encuesta se entrevistó a 21.155 familias en toda España de las que 1.105 se efectuaron en Aragón. Antes de la estimación de las diversas formas funcionales se procedió a una depuración de los datos disponibles. En principio, se excluyeron aquellos hogares cuyo gasto total en alimentación en el hogar era cero. El resultado fue una muestra de 1.097

encuestas. Asimismo, se contabilizó el número de hogares con gasto cero en alguno de los epígrafes considerados. El número de hogares con gasto nulo para la carne fue de 36; 16, para pan y cereales; 162, para el pescado; 46, para la leche, queso y huevos; 387, para aceites; y 39, para frutas y hortalizas. Salvo en el caso de los aceites, donde la infrecuencia de compra es mayor, el número de hogares con consumo nulo de alguno de los productos considerados no es excesivamente elevado. Por tanto, y para evitar sesgos en las estimaciones, no se han excluido dichas familias de la muestra.

A la hora de especificar el sistema de curvas de Engel se ha realizado el supuesto de existencia de precios constantes debido a que la variabilidad de los mismos en un corte transversal no es importante y a que no se disponía de información sobre dichos precios. Asimismo se ha introducido el supuesto de separabilidad débil de las preferencias. Este supuesto permite plantear el problema de decisión del consumidor como un proceso de presupuestación multietápico: el consumidor asigna, en primer lugar, su presupuesto entre varios grupos de mercancías (alimentación, vivienda,...). En la segunda etapa, el consumidor reparte el presupuesto de cada grupo entre los distintos subgrupos que lo componen. Este proceso nos permite considerar el sistema de demanda de alimentos como un subsistema independiente de demanda e introducir el gasto en alimentación como variable explicativa del poder adquisitivo.

Siguiendo este esquema, se ha especificado un sistema de demanda para siete grupos de productos alimenticios: 1) Carne; 2) Pan y cereales; 3) Pescado; 4) Leche, queso y huevos; 5) Aceites y grasas; 6) Frutas, hortalizas, legumbres y patatas; y 7) Otros productos alimenticios.

2) Especificación de la forma funcional y estimación

A lo largo de la literatura han sido varias las formas funcionales que han sido propuestas para la especificación de sistemas de curvas de Engel. En este trabajo se han considerado algunas de ellas y la elección se ha efectuado atendiendo tanto a criterios estadísticos como económicos.

Sea: v_i = gasto del hogar en el grupo de alimentos i ($i=1,2,\dots,7$)

y = renta (o gasto en alimentación) de la familia

w_i = proporción de gasto del hogar en el grupo i

n = número de miembros en el hogar

n_j = número de miembros según edad (n_1 =menores de 20 años; n_2 =número de miembros entre 21 y 60 años; n_3 =número de miembros mayores de 60 años)

z_k = vector de variables que recoge algunas características socio-demográficas de los encuestados.

Las funciones analizadas han sido las siguientes:

— Working-Leser (WORKING, 1943; LESER, 1963). Un ejemplo de la aplicación de esta forma funcional puede encontrarse en GRACIA (1994) para estudiar la demanda de productos alimenticios en España, con datos de la EPF para 1990-1991.

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln y + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \delta_k z_k + u_i \quad (1)$$

– La forma funcional propuesta por DEATON, RUIZ CASTILLO y THOMAS (1989):

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(y/n) + \epsilon_i \ln(y/n)^2 + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \delta_k z_k + u_i \quad (2)$$

– Una variación de la anterior eliminando el término en que aparece el cuadrado del gasto per cápita:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(y/n) + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \delta_k z_k + u_i \quad (3)$$

– La propuesta por DEATON (1987):

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(y/n) + \eta_1 \ln(n) + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} (n_j/n) + \delta_k z_k + u_i \quad (4)$$

– También se han analizado otro tipo de modelos en los que a diferencia de los anteriores utilizan el gasto en los diferentes productos alimenticios como variable dependiente. Se trata de los sistemas utilizados por THOMAS (1972) en su estudio del consumo de alimentos en Gran Bretaña, con datos de la Encuesta de Presupuestos Británica de 1965 (5), y por CABALLERO y URIEL (1989) para estudiar la demanda de productos cárnicos en la Comunidad Valenciana (con datos de la EPF española de 1980-81) (6) y (7):

$$v_i = \alpha_i + \beta_i \ln(y/n) + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \delta_k z_k + u_i \quad (5)$$

$$v_i = \alpha_i + \beta_i \ln y + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \delta_k z_k + u_i \quad (6)$$

$$v_i = \alpha_i + \beta_i 1/y + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \delta_k z_k + u_i \quad (7)$$

Todos los modelos anteriormente citados se estimaron introduciendo las siguientes variables sociodemográficas: tamaño del municipio, número de personas con algún tipo de remuneración y estacionalidad. Para elegir entre (1),(2),(3) y (4), todos ellos variantes de la propuesta de Working y Leser, se utilizó el criterio del coeficiente de determinación corregido. El modelo elegido fue el (1). El mismo criterio se utilizó para elegir entre (5),(6),(7). El modelo seleccionado fue el (5). Por tanto, la elección de la forma funcional se redujo a comparar los modelos (1) y (5).

Para llevar a cabo esta elección se ha trabajado con ambos modelos. En primer lugar, se ha realizado un análisis de significatividad conjunta por grupos de variables para las características sociodemográficas con el fin de determinar cuáles eran realmente relevantes en el comportamiento de la demanda de alimentos en Aragón. Los resultados obtenidos de la estimación de ambos modelos, una vez eliminadas de cada uno de ellos las variables que no resultaron ser estadísticamente significativas, se muestran en los cuadros 5 y 6, respectivamente, cuyas especificaciones definitivas vienen dadas por:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln y + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \sum_{k=1}^2 \delta_{ik} D_k + \sum_{m=1}^3 \theta_{im} d_m + U_i \quad (8)$$

$$v_i = \alpha_i + \beta_i \ln(y/n) + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} n_j + \sum_{m=1}^3 \Theta_{im} d_m + U_i \quad (9)$$

donde:

v_i = gasto del hogar en el grupo de alimentos i ($i=1,2,\dots,7$)

y = renta (o gasto en alimentación) de la familia

w_i = participación del gasto del grupo i

n_j = tamaño familiar para el grupo de edad j ($j=1$, menores de 20 años; 2, entre 21 y 60 años; y 3, mayores de 60 años).

D_k = tamaño del municipio; $k=1,2$ (1, municipio de hasta 10.000 habitantes; 2, municipio de 10.001 a 50.000 habitantes).

d_m = variable ficticia estacional, $m=1,2,3$ (1, primer trimestre; 2, segundo trimestre; 3, tercer trimestre).

Hay que señalar que, previamente a la realización de ningún contraste, se calculó el estadístico de Breusch-Pagan para ver si los modelos presentaban heterocedasticidad. La hipótesis de homocedasticidad fue rechazada en casi todos los casos, siendo la variable que genera la heterocedasticidad el gasto en alimentación per cápita. Las estimaciones realizadas en modelos con heterocedasticidad siguen siendo insesgadas pero no eficientes y los contrastes de significatividad habituales no son válidos. Para evitar este problema, y siguiendo a WHITE (1980) se calculó la matriz de varianzas y covarianzas consistente bajo heterocedasticidad. Utilizando esta matriz se definieron los contrastes de significatividad individual y conjunta.

Analizando los resultados obtenidos en los cuadros 5 y 6 se puede afirmar que en el modelo (9), la mayoría de los parámetros son individualmente significativos, siéndolo también de forma conjunta. En las ecuaciones de carnes, pescados y frutas, hortalizas, legumbres y patatas, el 100% de los parámetros son significativos. En la ecuación de cereales y pan lo son el 85 % de los mismos. El menor porcentaje corresponde a las ecuaciones de leche, queso y huevos y a la de aceites y grasas en las que, aproximadamente, sólo un 60% de los parámetros son significativos.

Sin embargo, en el modelo (8), los parámetros estimados sólo son individualmente significativos en tres ecuaciones. En la ecuación de carnes y en la de leche, queso y huevos, sólo el 30% de los parámetros son significativos; en la de cereales y pan, el 40%; en la de pescados, un 50%; y un 60%, en la de frutas, hortalizas, legumbres y patatas. Finalmente, en la ecuación correspondiente a aceites y grasas tan sólo un 10% de los parámetros son significativos.

De este análisis se desprende que el modelo (9) se ajusta mejor a los datos que el modelo (8). No obstante, para confirmar esta idea se ha utilizado el criterio de información de THEIL (1971) que adopta, para los modelos (8) y (9), respectivamente, las siguientes expresiones:

$$I = \sum_j \sum_i \ln(w_i / \hat{w}_{ij}) \quad \text{Para el modelo (8)}$$

$$I = \sum_j \sum_i \ln(v_i / \hat{v}_{ij}) \quad \text{Para el modelo (9)}$$

Esta medida no es sino un indicador de la diferencia entre las observaciones de la variable endógena y el valor estimado. Por lo tanto, se trata de una medida de bondad

del ajuste por lo que se preferirá aquel modelo con menor valor de I . Los resultados obtenidos fueron de -568,42 y -746,42, para los modelos (8) y (9), respectivamente. Por lo tanto, el modelo finalmente elegido fue el especificado en la ecuación (9).

Resultados

Como ya se ha mencionado anteriormente se han realizado diversos tests para contrastar la significatividad tanto individual

CUADRO 5
PARÁMETROS ESTIMADOS DEL SISTEMA DE DEMANDA DE PRODUCTOS ALIMENTICIOS (8)^a

Productos	Carne	Cereal	Pescado	Leche	Aceite	FHP ^b
α_i	-0,1959 (-1,63)	1,1084 (7,70)**	-0,2412 (-3,49)**	0,2064 (3,03)**	-0,0475 (-0,74)	0,1716 (1,47)
β_i	0,0434 (4,60)**	-0,0809 (-7,05)**	0,0293 (5,29)**	-0,0064 (-1,18)	0,0079 (1,54)	0,0016 (0,18)
γ_{i1}	0,0101 (2,04)*	-0,0032 (-0,91)	-0,0016 (-0,52)	0,0029 (1,21)	-0,0036 (-1,84)	-0,0100 (-2,67)**
γ_{i2}	0,0066 (1,33)	-0,0011 (-0,043)	0,0106 (3,21)**	-0,0051 (-1,90)	-0,0036 (-1,84)	-0,0100 (-2,67)**
γ_{i3}	-0,0010 (-0,01)	-0,0078 (-1,84)	0,0128 (2,67)**	-0,0044 (-1,15)	0,0093 (0,32)	0,0026 (0,55)
δ_{i1}	0,0401 (3,60)**	0,0056 (0,97)	-0,0130 (-1,73)	-0,0029 (-0,49)	0,0123 (2,38)*	-0,0389 (-4,72)**
δ_{i2}	0,0141 (1,32)	0,0054 (0,85)	-0,0003 (-0,04)	-0,0010 (-0,18)	-0,0095 (2,46)*	-0,0245 (-3,10)**
θ_{i1}	-0,0241 (-1,93)	0,0024 (0,34)	-0,0019 (-0,23)	0,0076 (1,11)	-0,0050 (-0,81)	0,0330 (4,06)**
θ_{i2}	-0,0113 (-0,89)	-0,0179 (-2,44)*	-0,0162 (-1,93)	0,0125 (1,97)*	-0,0035 (-0,69)	0,0494 (6,10)**
θ_{i3}	-0,0194 (-1,54)	-0,2775 (-4,52)**	-0,0078 (-0,85)	0,0183 (2,76)**	-0,0023 (-0,42)	0,0499 (6,16)**
R^2	0,1494	0,2916	0,0495	0,0152	0,02	0,0835
B-p ^c	30,923	166,241	4,788	34,382	0,4583	58,997
F	6,28	49,73	6,29	1,86	2,47	11,01

a Las cifras entre paréntesis corresponden a los t-ratios consistentes bajo heterocedasticidad (White, 1980).

b Frutas, hortalizas, legumbres y patatas.

c Estadístico de Breush-Pagan. El valor crítico al 5% es 3,84.

* Indica rechazo de la no significatividad individual de los parámetros al 5%.

** Indica rechazo de la no significatividad individual de los parámetros al 1%

CUADRO 6
PARÁMETROS ESTIMADOS DEL SISTEMA DE DEMANDA DE PRODUCTOS
ALIMENTICIOS (9)^a

Productos	Carne	Cereal	Pescado	Leche	Aceite	FHP ^b
α_i	-0,15E+07 (-12,2)**	-268512 (-12,4)**	-703693 (-9,51)**	-404737 (-10,9)**	-226681 (-5,66)**	-52453 (-12,7)**
β_i	133985 (12,82)**	23511.6 (13,2)**	60609,9 (9,97)**	35288.1 (11,7)**	19698,3 (5,91)**	57388,1 (13,53)**
γ_{i1}	41507,5 (11,97)**	16624.5 (14,09)**	12668,9 (5,20)**	15061,9 (9,87)**	5438,9 (3,45)**	14280,4 (8,33)**
γ_{i2}	54241,5 (14,12)**	16152.4 (14,00)**	24602 (9,55)**	16020,7 (9,67)**	4838,21 (4,68)**	21470,9 (11,29)**
γ_{i3}	46991,5 (9,39)**	13832.4 (9,37)**	20173.7 (4,94)**	14206,6 (4,41)**	5526,25 (3,69)**	16949,8 (7,29)**
θ_{i1}	-21548,5 (-2,28)*	2860,45 (1,02)	-142260 (-2,18)*	-3800,16 (-0,9)	1629,85 (0,31)	8487,46 (2,21)*
θ_{i2}	-19604,6 (-2,26)*	-5579,68 (-2,06)*	-21759,8 (-3,69)**	-89,437 (-0,02)	324,625 (0,12)	20281,3 (4,6)**
θ_{i3}	-29075,6 (-3,249)**	-9974,87 (-3,85)**	-21467,9 (-3,09)**	-356,127 (-0,08)	-2611,27 (-1,07)	17260,9 (4,11)**
R^2	0,513	0,432	0,295	0,309	0,085	0,42
B-P ^c	10,07	16,06	17,13	5,13	3,39	6,99
F	164,17	118,58	65,27	69,61	14,53	112,94

a Las cifras entre paréntesis corresponden a los t-ratios consistentes bajo heterocedasticidad (White, 1980).

b Frutas, hortalizas, legumbres y patatas.

c Estadístico de Breush-Pagan. El valor crítico al 5% es 3,84.

* Indica rechazo de la no significatividad individual de los parámetros al 5%.

** Indica rechazo de la no significatividad individual de los parámetros al 1%

como conjunta (para cada grupo de variables sociodemográficas) de las variables explicativas. Los resultados de los mencionados tests indicaron que únicamente eran significativas las siguientes variables: el gasto en alimentación per cápita, el tamaño y composición del hogar y la estacionalidad. En base a los parámetros estimados se han calculado las elasticidades gasto para cada grupo de productos (calculados para el consumo medio) cuya expresión viene dada por:

$$\eta_i = \frac{\beta_i}{\bar{v}_i}$$

donde $\bar{v}_i$ gasto medio en el hogar en el grupo de productos i ($i=1,2,\dots,7$).

Los resultados se recogen en el cuadro 7. Todos los productos alimenticios se clasifican como productos de consumo básico. Teniendo en cuenta que el poder adquisitivo de las familias viene medido en términos

del gasto en alimentación (como consecuencia de haber introducido el supuesto de separabilidad débil de las preferencias), esto significa que cuando aumenta el gasto en alimentación el gasto en cada uno de los productos aumenta pero en menor proporción.

El pescado es el que presenta una elasticidad renta más elevada. En orden decreciente de importancia, en relación a su sensibilidad respecto al nivel de gasto en alimentación, le siguen los aceites y grasas y las carnes. Por último, se encuentran las frutas, hortalizas, legumbres y patatas, la leche, queso y huevos y los cereales y pan. La existencia de elasticidades inferiores a la unidad para todos los productos alimenticios considerados es una característica normal en las economías con cierto grado de desarrollo en las que los productos alimenticios son consumidos independientemente del nivel de renta. Estas elasticidades adoptarían valores inferiores si en vez de utilizarse el gasto en alimentación como aproximación del poder adquisitivo se hubiese utilizado la renta o el gasto total.

En realidad, de lo que se trata es de establecer una ordenación de los diferentes productos según su grado de sensibilidad a la renta o, en este caso, al gasto en alimentación. Si comparamos esta clasificación con la obtenida en GRACIA (1994) para el con-

junto nacional (Cuadro 8) se comprueba que ambas ordenaciones coinciden en su totalidad. Sin embargo, los valores de las elasticidades son diferentes. Hay que tener en cuenta que los modelos especificados y estimados en ambos trabajos son distintos por lo que la interpretación de las elasticidades, en cada caso, presenta matices diferenciadores.

En lo referente al tamaño y la composición familiar, se contrastaron dos hipótesis: a) el tamaño y la composición familiar son conjuntamente significativos (rechazar la hipótesis nula: $\gamma_{i1}=\gamma_{i2}=\gamma_{i3}=0$) y b) la demanda de alimentos varía para cada grupo de edad (rechazar la hipótesis nula: $\gamma_{i1}=\gamma_{i2}=\gamma_{i3}$). En ambos casos, las hipótesis nulas fueron rechazadas, es decir, tanto el tamaño y la composición del hogar como la edad son relevantes para explicar el comportamiento del consumidor aragonés.

Asimismo, se detectaron diferencias significativas en el consumo de alimentos según la edad de sus miembros (cuadro 9). La introducción de un miembro adicional en el hogar produce un aumento superior al 30% en el gasto en carnes si su edad está comprendida entre 21 y 60 años. El incremento es menor cuando la edad es inferior a 20 años o superior a 60 (incrementos del 23,29% y del 26,37%, respectivamente). Este mismo comportamiento se observa en

CUADRO 7
ELASTICIDADES GASTO DE LOS PRODUCTOS ALIMENTICIOS EN ARAGÓN

Carnes	0.75
Pan, pastas alimenticias y cereales	0.41
Pescados	0.91
Leche, queso y huevos	0.57
Aceites y grasas	0.88
Frutas, hortalizas, legumbres y patatas	0.67

CUADRO 8
ORDENACIÓN DE LOS PRODUCTOS ALIMENTICIOS SEGÚN SU
SENSIBILIDAD A VARIACIONES EN EL GASTO EN ALIMENTACIÓN

Productos	Presente trabajo		Gracia (1994)	
	Elasticidad	Índice	Elasticidad	Índice
Pescados	0,91	100,0	1,35	100,0
Aceites y grasas	0,88	96,7	1,17	86,7
Carnes	0,75	82,4	1,15	85,2
Frutas, hortalizas y patatas	0,67	73,6	0,97	71,9
Leche, queso y huevos	0,57	62,6	0,74	54,8
Pan y cereales	0,41	45,1	0,55	40,7

Fuente: Gracia (1994) y elaboración propia

CUADRO 9
AUMENTO DEL CONSUMO SEGÚN EL TAMAÑO Y LA COMPOSICIÓN DEL
HOGAR (%)

1 miembro adicional	Carne	Cereal	Pescado	Leche	Aceite	FHP
< 20 años	23,29	28,87	19,07	24,32	23,27	16,81
21 < años < 60	30,44	28,04	37,04	25,86	20,71	25,28
> 60 años	26,37	24,01	30,37	22,93	23,65	19,95

el caso del pescado y en el de frutas, hortalizas, legumbres y patatas. En cambio, en el caso de aceites y grasas comestibles ocurre lo contrario ya que la introducción de un miembro adicional con una edad comprendida entre los 21 y 60 años genera un incremento del gasto relativamente menor en comparación con el que se produciría con la introducción de un nuevo miembro perteneciente a otros estratos de edad.

En cuanto al consumo de pan y cereales, el menor aumento del gasto se produce si el miembro adicional tiene más de 60 años. El aumento es muy similar si el miembro adi-

cional pertenece a cualquiera de los otros dos grupos de edades. Finalmente, en cuanto al consumo de leche, queso y huevos, el mayor aumento en el gasto de leche se produce si el miembro adicional tiene entre 21 y 60 años (aunque, en este caso, no existen diferencias significativas entre los diferentes segmentos de población).

El factor estacional ha resultado ser bastante significativo en la demanda de productos alimenticios. Se observa que, en el cuarto trimestre, el gasto en carnes y en pescado es superior al resto del año y este hecho, lógicamente, es debido a las fiestas navide-

ñas. En cuanto a las frutas, hortalizas, legumbres y patatas, el mayor gasto se produce en el segundo y tercer trimestre debido fundamentalmente a que la oferta de este tipo de productos es superior en estas fechas y a que son productos cuyo consumo se realiza preferentemente en las estaciones más cálidas.

Finalmente, merece la pena destacar que el tamaño del municipio sólo resultó relevante en la demanda de frutas, hortalizas, legumbres y patatas tal como quedó patente en el cuadro 3. Se comprobó que el menor gasto se produce en los municipios de menos de 10.000 habitantes, y el mayor gasto en los de más de 500.000. Dado que estamos trabajando en un sistema, se decidió no incluirlo en el modelo final.

Conclusiones

En este trabajo se ha pretendido analizar la evolución del consumo alimentario en Aragón y su estructura así como determinar los principales factores sociodemográficos que inciden sobre el mismo. En general, la demanda de alimentos en la región aragonesa ha experimentado una evolución semejante a la que ha tenido lugar para el conjunto nacional. Destacan los niveles de gasto en carnes y aceites y grasas que se sitúan por encima de la media nacional.

Dentro de la comunidad aragonesa no existen diferencias apreciables cuando se compara la estructura del consumo alimentario de la capital, Zaragoza, en relación a la del resto de municipios. La principal diferencia, si puede destacarse alguna, es el mayor consumo de productos no directamente relacionados con la actividad agropecuaria regional, como puede ser el pescado.

Sí se aprecian diferencias significativas, tanto en cuanto al nivel de gasto en alimentación como a su estructura, cuando se analiza el comportamiento de los hogares aragoneses atendiendo a su tamaño. En los hogares compuestos por una o dos personas, el gasto per cápita anual de productos como frutas, hortalizas, azúcar y café, té e infusiones es el doble del realizado en hogares con más de cinco miembros. Asimismo, el consumo en carnes y pescados se sitúa en torno al 50% y al 80%, respectivamente, por encima del consumo realizado en los hogares con mayor número de miembros.

Para cuantificar el efecto que tanto estas variables sociodemográficas como la renta tenían sobre el nivel de consumo de productos alimenticios en Aragón, se han especificado y estimado diversos modelos. A partir del modelo finalmente elegido se han calculado las elasticidades de gasto. Se ha observado que la sensibilidad del gasto en los diferentes productos alimenticios ante variaciones en el gasto en alimentación es prácticamente la misma en el caso de Aragón que para el conjunto nacional, determinándose que los pescados, las carnes y los aceites y grasas son los productos que muestran una sensibilidad mayor. Finalmente, se ha observado que el tamaño y la composición del hogar así como la estacionalidad han resultado ser factores determinantes a la hora de explicar el comportamiento de la demanda de alimentos en Aragón.

Los resultados obtenidos en este trabajo deben circunscribirse al ámbito temporal y geográfico descrito. La imposibilidad de contar con las cantidades consumidas y, por tanto, con los precios, han limitado, en cierto modo, dichos resultados. Aunque habitualmente se ha considerado que los precios, cuando se utilizan datos de corte transversal, pueden considerarse constantes, es evi-

dente que dichos precios recogen un componente de calidad del producto que puede determinar la existencia de diferencias de precios entre los diferentes consumidores aragoneses. Finalmente, sería necesario ampliar este estudio a otras Comunidades Autónomas con el fin de establecer similitudes y diferencias en cuanto al impacto que tanto las variables sociodemográficas como la renta per cápita tienen sobre el comportamiento del consumidor.

Bibliografía

- CABALLERO F., URÍEL E., 1989. Demanda de productos cárnicos en la Comunidad Valenciana. *Investigación Agraria. Economía*, 4 (1), 5-33.
- DEATON A., 1987. The allocation of goods within the household: adults, children and gender. Discussion Paper. nº 130, Princeton University.
- DEATON A., RUIZ CASTILLO J., THOMAS D., 1989. The influence of household composition on household expenditure patterns: Theory and the Spanish evidence. *Journal of Political Economy*, 97 (1), 179-200.
- GRACIA A., 1994. La demanda de productos alimenticios en España: estimación con datos de corte transversal. Tesis doctoral. Zaragoza, 1994.
- INE. 1965. Encuesta de Presupuestos Familiares (1964-65). Madrid.
- INE. 1975. Encuesta de Presupuestos Familiares (1973-74). Madrid.
- INE. 1983. Encuesta de Presupuestos Familiares (1980-81). Madrid.
- INE. 1993. Encuesta de Presupuestos Familiares (1990-91). Madrid.
- LESER C.E.V., 1963. Forms of engel functions. *Econometrica*, 31, 694-703.
- THEIL H., 1971. *Principles of Econometrics*. New York: Wiley.
- THOMAS W.I., 1972. *The demand for food*. Manchester University Press.
- White H., 1980. A heterocedasticity consistent covariance and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48 (4), 817-838.
- WITTE M.A.C., CRAMER J.S., 1986. Functional form of Engel Curves for foodstuff *European Economic Review*, 30, 909-913.
- WORKING H., 1943. Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43-56.

(Aceptado para publicación el 20 de marzo de 1996)



CENTRO INTERNACIONAL DE ALTOS ESTUDIOS AGRONOMICOS MEDITERRANEOS
INSTITUTO AGRONOMICO MEDITERRANEO DE ZARAGOZA

CIHEAM/IAMZ - Cursos 1995-96-97

CIHEAM

	CURSOS	FECHAS	LUGAR	ORGANIZACIÓN
PRODUCCION VEGETAL	*OLIVICULTURA Y ELAIOTECNIA	2 Oct. 95/ 19 Abr. 96	Córdoba	UCO/CA-JA/CSIC/ INIA/COI/IAMZ
	USO DE LOS MARCADORES MOLECULARES EN MEJORA VEGETAL	20 Nov./ 1 Dic. 95	Barcelona	IAMZ/IRTA
	AGRICULTURA SOSTENIBLE EN SISTEMAS DE PRODUCCION DE SECANO	15-26 Ene. 96	Zaragoza	IAMZ
	GENETICA, MEJORA Y CONSERVACION DE ESPECIES FORESTALES	11-22	Zaragoza	IAMZ/EUCARPIA
	CONSERVACION DE RECURSOS GENETICOS VEGETALES EN LA REGION MEDITERRANEA	25 Mar./ 5 Abr. 96	Rabat	IAMZ/IAV Hassanil/ IPGRI/ICARDA
	MODELOS ESTADISTICOS Y DINAMICOS EN AGRICULTURA	6-17 Mayo 96	Zaragoza	IAMZ
	*CURSO SUPERIOR DE MEJORA GENETICA VEGETAL	1 Oct. 96/ 6 Jun. 97	Zaragoza	IAMZ
PRODUCCION ANIMAL	*CURSO SUPERIOR DE PRODUCCION ANIMAL	2 Oct. 95/ 14 Jun. 96	Zaragoza	IAMZ
	NUTRICION Y ALIMENTACION DE PECES Y LANGOSTINOS CULTIVADOS	5-16 Mayo 96	Alejandro	IAMZ/ Univ./Alejandro/ FAO/NIQF
	ANALISIS ESTADISTICO DE DATOS EXPERIMENTALES EN PRODUCCION ANIMAL	14-25 Jul. 96	Aleppo	IAMZ/ICARDA
	CONTROL DE CALIDAD DEL PESCADO Y DE LOS PRODUCTOS DE LA PESCA	7-11 Oct. 96	Barcelona	IAMZ/UAB
	APLICACION DE METODOS CUANTITATIVOS EN EPIDEMIOLOGIA VETERINARIA	14-25 Oct. 96	Zaragoza	IAMZ/EPIDECOM/ PHLO/WAU
	SISTEMAS DE PRODUCCION DE CARNE DE CONEJO	13-24 Ene.97	Zaragoza	IAMZ
	CONTROL SANITARIO DE EXPLOTACIONES TACUICOLAS	27 Ene / 7 Feb. 97	Udine	IAMZ/IZSV/FAO
	VALORIZACION DE PRODUCTOS LACTEOS DE OVINOS Y CAPRINOS EN EL AREA MEDITERRANEA. TECNOLOGIAS ACTUALES Y PERSPECTIVAS DE MERCADO	24 Feb / 7 Mar. 97	Pamplona	IAMZ/UPNA
	APICULTURA	19-30 Mayo 97	Túnez	IAMZ/IRVT
MEDIO AMBIENTE	LOS LAGOS COMO SENSORES DE CAMBIOS AMBIENTALES Y CLIMATICOS	18-29 Sep. 95	Zaragoza	IAMZ
	GESTION DE AGUAS SUBTERRANEAS	6-17 Nov. 95	Zaragoza	IAMZ
	LA ZONA NO SATURADA Y LA CONTAMINACION DE LAS AGUAS SUBTERRANEAS. VULNERA- BILIDAD DE ACUIFEROS	27-29 Nov. 95	Barcelona	IAMZ MOPTMA/UPC/ AIH(E)

	CURSOS	FECHAS	LUGAR	ORGANIZACIÓN
MEDIO AMBIENTE	ESTRATEGIAS DE REPOBLACION FORESTAL EN LA REGION MEDITERRANEA	19 Feb./ 1 Mar. 96	Zaragoza	IAMZ
	DEFENSA CONTRA LOS INCENDIOS FORESTALES	15-26 Abr. 96	Zaragoza	IAMZ/MAPA/FAO
	RESTAURACION DE SUELOS EN ZONA AFECTADAS POR INCENDIOS	20-25 Mayo 96	Zaragoza	IAMZ
	BASES LIMNOLOGICAS PARA LA GESTION DE RIOS	9-20 Sep. 96	Zaragoza	IAMZ/ Univ. Barcelona
	*CURSO SUPERIOR DE ORDENACION RURAL EN FUNCION DEL MEDIO AMBIENTE	1 Oct. 96/ 6 Jun. 97	Zaragoza	IAMZ
	ECONOMIA DE LOS RECURSOS NATURALES	10-21 Febr. 97	Zaragoza	IAMZ
	IMPACTO Y CORRECCION DE LOS FENOMENOS DE DEGRADACION DE SUELOS AGRICOLAS	17-28 Feb. 97	Meknes	IAMZ/ENA Meknes
	EVALUACION Y MANEJO DE RECURSOS PESQUEROS EN EL MEDITERRANEO	26-30 Mayo 97	Palma de Mallorca	IAMZ/IEO
	*CURSO SUPERIOR DE COMERCIALIZACION DE PRODUCTOS AGRARIOS Y ALIMENTARIOS	2 Oct. 95/ 7 Jun. 96	Zaragoza	IAMZ
	COMERCIALIZACION DE LOS PRODUCTOS DE LA ACUICULTURA	11-13 Oct. 95	Tesalónica	IAMZ/IMBC
COMERCIALIZACION	GESTION DE LA EVOLUCION DE LOS MERCADOS AGRARIOS Y ALIMENTARIOS DE LOS PAISES MEDITERRANEOS	6-17 Mayo 96	Rabat	IAMZ/IAV Hassam II
	MODELIZACION ECONOMETRICA DE LOS MERCADOS AGRARIOS	28 Oct./ 8 Nov. 96	Adana	IAMZ/ Univ. Çukurova
	ESTABLECIMIENTO Y GESTION DE EMPRESAS ACUICOLAS	11-15 Nov. 96	Zaragoza	IAMZ
	MARKETING INTERNACIONAL DE PRODUCTOS AGRARIOS MEDITERRANEOS	9-20 Dic. 96	Zaragoza	IAMZ
	LA CALIDAD EN LA COMERCIALIZACION DE PRODUCTOS AGRO-ALIMENTARIOS	10-21 Mar. 97	Zaragoza	IAMZ
	DISTRIBUCION AGROALIMENTARIA	7-18 Abr. 97	Zaragoza	IAMZ
	DESARROLLO DE NUEVOS PRODUCTOS EN EL SECTOR AGRO-ALIMENTARIO	5-16 Mayo 97	Zaragoza	IAMZ

(*) Los cursos de larga duración se desarrollan cada dos años en las áreas de:

- MEDIO AMBIENTE: 96-97/98-99

- PRODUCCION VEGETAL

MEJORA GENETICA VEGETAL: 96-97/98-99

OLIVICULTURA Y ELAIOTECNIA: 95-96/97-98

- PRODUCCION ANIMAL: 95-96/97-98

- COMERCIALIZACION: 95-96/97-98

Los cursos de larga duración se destinan primordialmente a titulados superiores en vías de especialización postuniversitaria. No obstante, se estructuran en ciclos independientes para facilitar la asistencia de profesionales interesados en aspectos parciales del programa. El plazo de inscripción para los cursos de larga duración de Ordenación Rural en Función del Medio Ambiente y Mejora Genética Vegetal finaliza el 15 de Mayo de 1996. El plazo de inscripción para los cursos de larga duración de Producción Animal, Comercialización de Productos Agrarios y Alimentarios y Olivicultura y Elaiotecnica finaliza el 15 de Mayo de 1997.

Los cursos de corta duración están orientados preferentemente a investigadores y profesionales relacionados en el desarrollo de sus funciones con la temática de los distintos cursos. El plazo de inscripción para los cursos de corta duración finaliza 90 días antes de la fecha de inicio del curso.

Para mayor información dirigirse a: **Instituto Agronómico Mediterráneo de Zaragoza**

Apartado 202 - 50080 ZARAGOZA (ESPAÑA)

Teléfono (976) 57 60 13 - Télex 58672 IAMZ E - Fax (976) 57 63 77

INFORMACIÓN PARA AUTORES

SOBRE PREPARACIÓN DE ORIGINALES*

CONDICIONES GENERALES PARA LA PUBLICACIÓN

De acuerdo con los fines de la Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario (A.I.D.A.) I.T.E.A. publica artículos que hagan referencia a los distintos aspectos de las ciencias agro-alimentarias, cuyo contenido sean resultados obtenidos, descripción de métodos, técnicas O materiales, presentación de nuevas ideas, etc.

El envío de un artículo para que se considere su publicación en ITEA implicara que el mismo no haya sido publicado o enviado para publicar en cualquier otro medio de difusión.

Los derechos sobre todos los artículos o ilustraciones publicados serán propiedad de ITEA: sólo los resúmenes de los mismos podrán ser reimpresos.

La extensión máxima será de 25 folios de texto mecanografiado a doble espacio, cuadros y figuras incluidos. Los artículos que superen dicha extensión serán considerados sólo excepcionalmente.

Los autores deberán aceptar cualquier modificación editorial en la presentación de los artículos.

Los artículos se remitirán a dos evaluadores competentes en el tema y el autor recibirá un informe del Comité de Redacción con las correcciones de dichos evaluadores. Una vez realizadas las correcciones el autor enviará un solo ejemplar mecanografiado y una copia en disquete, para agilizar el trabajo en imprenta. Si el Comité de Redacción considera que se han atendido las consideraciones del informe, enviará una carta de aceptación al remitente, y el artículo pasará de inmediato a imprenta.

El intervalo entre la aceptación y la publicación del trabajo vendrá determinado por la fecha de entrada del original y por los condicionantes editoriales.

Los autores podrán recibir, si así lo manifiestan, un juego de pruebas que deberán ser revisadas y devueltas rápidamente a la redacción. El retraso en el retorno de las pruebas determinará que el artículo sea publicado con las correcciones del Comité de Redacción.

* (Revisado: Enero, 1996)

La publicación de un artículo de ITEA no implica responsabilidad o acuerdo de ésta con lo expuesto, significando solamente que el Comité de Redacción lo considera de suficiente interés para ser publicado.

Los originales serán mecanografiados en castellano y enviados por triplicado a:

Sr. Director de la Revista ITEA - Apartado 727 - 50080 ZARAGOZA

Una vez publicado, los autores recibirán, de modo gratuito, 25 separatas del artículo. El autor podrá encargar separatas adicionales, en cuyo caso se le informará previamente del coste que correrá por cuenta del propio autor.

RECOMENDACIONES EN LA PREPARACIÓN DE LOS ORIGINALES

1. Mecanografía

Los originales deberán mecanografiarse a doble espacio en hojas de tamaño DIN A4, dejando márgenes amplios. Cada página estará numerada, utilizándose hojas separadas para indicar las referencias bibliográficas, los cuadros, pies o títulos de figuras, etc...

Al principio de cada trabajo se indicará:

Título: Et título no deberá incluir abreviaciones ni fórmulas químicas (excepción de los símbolos químicos para indicar isótopos). y se procurará que sea lo más breve posible.

Apellido o apellidos del autor o autores, precedidos de las iniciales del nombre.

El nombre y la dirección postal completa de la entidad en donde se haya realizado el trabajo.

En la *redacción* de los trabajos se deberá prestar atención especial:

– *al estilo;*

– *a la puntuación;*

– *a la disposición lógica y jerárquica de títulos y subtítulos;*

– *al empleo de abreviaturas,* las cuales no deberán utilizarse en el resumen y la introducción; en el texto, toda abreviatura arbitraria o poco usada, solamente podrá utilizarse mediante una explicación. En todo caso, se aplicarán las del *Sistema Internacional de Unidades;*

– *a la utilización racional de cursivas y mayúsculas:* se recuerda que: los nombres propios deben escribirse en mayúsculas.

- los nombres latinos de géneros, especies y nombres de variedades deben subrayarse o ponerse en cursiva (al objeto de incluirlos impresos en cursiva). Los nombres de cultivares con una comilla.

- los nombres de los productos químicos deben comenzar con minúsculas y los nombres comerciales tomarán mayúscula inicial, utilizando las normas IUPAC.

– *a las llamadas en nota a pie de página o cuadro,* que deberán ser las menos posibles y, en todo caso, hechas mediante números correlativos entre paréntesis; ejemplo (1), (2), evitando el uso de asteriscos, letras o cualquier otro signo;

– *al tratamiento estadístico de los resultados,* indicándose los métodos de análisis, pero los detalles estadísticos deberán obviarse a menos que sean relevantes para la discusión;

– a la indicación del nivel de significación estadística para el que se reserva el uso de los asteriscos (* = $p < 0.05$; ** = $p < 0.01$ *** = $p < 0.001$; NS = no significativo). Estos niveles así indicados no necesitan explicación y para otros que se deseen usar será necesario explicarlos con una nota a pie de página o cuadro

2. Cuadros e ilustraciones

El número de cuadros y figuras será reducido al mínimo necesario, para una clara presentación. Los mismos datos no deben ser, normalmente, presentados al mismo tiempo en forma de cuadro y de figura.

Al diseñar un cuadro o figura deberá presentarse ateniéndose al tamaño y la forma de las páginas de ITEA. La presentación será tan simple como sea posible y sólo en casos excepcionales que aceptará la presentación longitudinal.

Los cuadros, dibujos, gráficos, mapas y fotografías deben acompañarse separadamente al texto, *pero su emplazamiento debe indicarse en el texto*. Los dibujos, gráficos, mapas y fotografías deben titularse todos *figuras*. Los cuadros y *figuras* deben llevar *numeración diferente*, pero *ambos en cifras árabes*.

Los pies o títulos deben redactarse de modo que el sentido de la ilustración pueda comprenderse sin necesidad de acudir al texto. Es por ello que no deberán utilizarse abreviaturas. Todos los títulos de cuadros y *figuras* deberán ir traducidos en inglés.

Para evitar confusiones, en el reverso de los cuadros y *figuras*, debe escribirse el número correspondiente, título del artículo y nombre del autor.

Los gráficos, dibujos y mapas serán presentados con la mayor nitidez posible.

Las fotografías, positivadas sobre papel brillante, deben estar bien contrastadas, tener buena definición y ajustarse a las dimensiones definitivas de impresión, bien al ancho de la columna (6.2 cm.) o al del total de la caja (13.0 cm.). Salvo en casos excepcionales, no se aceptarán fotografías en color. Se aceptará también el formado TIFF, si se envía en disquete.

3. Plan de redacción

Dada la diversidad de las colaboraciones que pueden interesar a los lectores de ITEA, se mantendrá un criterio amplio en cuanto se refiere al plan de redacción de los mismos. En general se procurará mantener una disposición lógica, considerando cuidadosamente la jerarquía de títulos, subtítulos y apartados. Se evitará la separación innecesaria de parte del texto en forma de anexos.

Todas las colaboraciones constarán en primer lugar de un resumen corto de unas 200 a 250 palabras. Dicho resumen deberá ser comprensible por sí mismo y sin referencias al artículo. Tras el resumen se pondrán las palabras clave, separadas por comas, que sin exceder el número de seis podrán incluir el nombre científico y vulgar de las especies objeto de estudio y la técnica relevante utilizada. Además, se añadirá un resumen en inglés de la misma extensión, sin olvidar el título y las palabras clave (Key words).

A continuación vendrá el artículo completo y al final del mismo los agradecimientos, en caso de que los haya, y luego la lista de referencias bibliográficas.

En el caso de artículos que aporten resultados de experiencias, es conveniente que los diferentes apartados en que normalmente se dividen, se atengan a un orden lógico, como por ejemplo: *Introducción. Material y Métodos, Métodos o Metodología. Resultados. Discusión y Conclusiones*. La introducción deberá explicar la finalidad del artículo. El tema se expondrá de la manera más concisa posible, utilizando un vocabulario preciso y directo. Deberá, asimismo, quedar claro qué partes del artículo representan contribuciones propias y cuáles corresponden a aportaciones de otros autores.

4. Notas técnicas

Los resultados de trabajos experimentales que no garantizan su presentación como un artículo completo, deberán someterse a publicación como nota técnica.

Las notas técnicas no excederán de las 2.000 palabras o su equivalente, incluidos cuadros o ilustraciones. Deberán llevar resumen en castellano y en inglés y no constarán de otros apartados.

5. Referencias Bibliográficas

Sólo deberán citarse aquellas referencias relacionadas con el trabajo o que contribuyan a la comprensión del texto. Los autores deben evitar las relaciones exhaustivas de referencias, salvo en el caso de revisiones bibliográficas.

Las referencias *en el texto* deben hacerse citando al autor mediante su apellido, en mayúsculas, seguido del año de publicación. Cuando sean dos los autores, se citarán sus apellidos separados con una "y" minúscula. Si los autores son más de dos sólo se mencionará el primero seguido de *et al.*

Ejemplos: (PADILLA, 1974)

(VALLACE y RALEIGH, 1967)

(VERGARA *et al.*, 1994)

Los nombres de entidades u organismos que figuren como autores, por ejemplo: Dirección General de la Producción Agraria (DGPA), deberán citarse completos en la lista de referencias y en la primera mención y en las siguientes citas podrán usarse sus siglas (DGPA).

Las referencias múltiples se harán según se indica en el siguiente ejemplo:

(MARTÍNEZ *et al.*, 1979 y 1971; AYALA y ORTEGA, 1977).

Cuando de un mismo autor o autores exista más de una referencia del mismo año de publicación, se distinguirán unas de otras adicionando una letra del alfabeto, en minúscula y comenzando por a, al año de publicación (LORENZO, 1976 *a*; APARISI, 1970 *a* y *b*).

Si las citas deben hacerse formando parte de la frase en el texto, sólo el año de publicación figurará entre paréntesis:

... como indicaban GÓMEZ *et al.* (1969) ...

Al final del trabajo y precedida de la mención: *Referencias Bibliográficas*, se hará constar una lista de todas las referencias utilizadas en el texto. Esta lista deberá ordenarse alfabéticamente según el nombre del autor y primer autor de cada trabajo referido. En el caso de incluir varios trabajos del mismo autor, éstos se ordenarán por orden cronológico. Los detalles de cada referencia se harán constar en el orden siguiente:

Apellidos del autor e iniciales de su nombre seguidas de un punto, todo en mayúsculas; luego se pondrá una coma, el año de publicación y un punto; seguidamente el título de la publicación en minúsculas; tras un punto, el nombre abreviado de la revista seguido de una coma; el número de la revista; el del volumen entre paréntesis, y por fin los números de la primera y la última página separados por un guión; al final de todo se pondrá un punto.

Cuando se trate de *referencias de obras* que no sean artículos de revista (por ejemplo: libros, conferencias, congresos, etc.), se hará constar a continuación del nombre del autor, el del año de publicación como en el caso anterior, el título completo de la obra, seguido, si es necesario, de la mención Vol., del número del volumen y de las páginas que se citen. Todo ello separado por comas. Si se cita toda la obra, se pondrá el número de páginas seguido por pp. A continuación, el nombre de la firma editora, seguido de coma y, por último, la ciudad donde se hizo la edición.

Si la referencia procede de una publicación de Abstracts se pondrá a continuación del nombre de la publicación abreviado, la página y el número de referencia, separado todo ello por comas.

En el caso de menciones como "Comunicación personal", "Resultados no publicados", éstas no se harán constar en las Referencias Bibliográficas.

Como aclaración de todo lo dicho sobre la lista de referencias, observense los siguientes ejemplos:

ANGELL., 1972. The use of fasciculate form (determinate habit) in the breeding of new Hungarian pepper varieties. Third Eucarpia Meeting on Genetics and Breeding of Capsicum. 17-24, Universidad de Turín.

DEMARQUILLY C., 1969. Valeur alimentaire du maïs fourrage, I. Composition chimique et digestibilité du maïs sur pied. Ann. Zootech., 18 (1), 17-32.

GAMBORG O.L., 1984. Plant cell cultures: nutrition and media, pp. 18-26. En: *Cell Culture and-Somatic Cell Genetics of Plants*, Vol. 1, I.K. Vasil (Ed.), 825 pp. Academic Press, Orlando.

GONZÁLEZ L., MISONÉ J., 1972. La gestión de cooperativas. Vol. 1, 126-129, ed. Casalos, Valencia.

HERRERO J., TABUENCA M.C., 1966. Épocas de floración de variedades de hueso y pepita. An. Aula Dei, 8 (1/2), 154-167.

MAKOVSKI L., 1956. Patología general Vol. 3, 1762 pp. ed. Vroskaya, Leningrado.

PADILLA V., 1974. Enfermedades producidas por virus en la vid. ITEA, 14, 3-7.

TABUENCA M.C., 1968 a. Necesidades de frío invernal de variedades de peral. An. Aula Dei, 9, 1-9.

TABUENCA M.C., 1968 b. Necesidades de frío invernal de variedades de albaricoquero. An. Aula Dei, 9, 10-24.

VALLACE J.D., RALEIGH R.J., 1967. Protein intake and exercise for pregnant heifers. J. Anim. Sci., 26, 931-936.

VERGARA H., GALLEGO L., MOLINA A., TORRES A., 1994. Efecto del nivel de reservas corporales de las ovejas en el parto y del tipo de cría sobre el crecimiento de corderos de raza manchega. ITEA, 90A, 73-80.

* Si desea Ud. pertenecer a la Asociación, rellene la ficha de inscripción así como la carta para la domiciliación del pago de la cuota de asociado y envíelas a A.I.D.A. Aptdo. 727. 50080 Zaragoza.

INSCRIPCION EN A.I.D.A.

El abajo firmante solicita su inscripción como miembro de la Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario.

Apellidos Nombre

Dirección postal

Teléfono

Profesión Empresa de trabajo

Area en que desarrolla su actividad profesional

CUOTA ANUAL:

Firma,

☐ Sólo una Serie de ITEA { ☐ P. Animal } 3.500 ptas.
☐ P. Vegetal }

☐ Ambas Series 5.000 ptas.

SR. DIRECTOR DE

Muy Sr. mío:

Ruego a Vd. se sirva adeudar en la cuenta cte./libreta n.º que mantengo en esa oficina, el recibo anual que será presentando por la "Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario".

Atentamente,

Firmado:

BANCO O CAJA DE AHORROS:

SUCURSAL:

DIRECCION: CALLE/PLAZA: N.º

CODIGO POSTAL:

POBLACION:

INFORMACIÓN PARA AUTORES

Tipo de artículos que pueden ser enviados para su consideración al Comité de Redacción: se admite todo aquel que contribuya al intercambio de información profesional y trate de los más recientes avances que existan en las distintas actividades agrarias.

Para evitar retrasos en publicar se dará prioridad a los artículos que no excedan de 25 folios de texto mecanografiado a doble espacio, cuadros y figuras incluidos.

Una *información para autores* más detallada puede ser solicitada al Comité de Redacción. Rogamos sea leída detenidamente, prestando atención especial a los siguientes puntos:

CONDICIONES GENERALES

Los artículos, en castellano, serán enviados por triplicado a:

Sr. Director de la Revista ITEA – Apartado 727 – 50080 ZARAGOZA

Los autores podrán recibir, si lo desean, un juego de pruebas, caso contrario o en el de retrasar su devolución, el artículo será publicado con las correcciones del Comité de Redacción.

RECOMENDACIONES EN LA PREPARACIÓN DE LOS ORIGINALES

Los originales deberán mecanografiarse a doble espacio en hojas de tamaño uniforme, dejando amplios márgenes y siendo numeradas correlativamente.

El título no incluirá abreviaturas y será corto y preciso. En la misma página se incluirán los nombres completos de los autores, así como la dirección postal y nombre de la Entidad en donde se haya realizado el trabajo.

Todas las colaboraciones incluirán en primer lugar un resumen corto de 200-500 palabras. Será comprensible por sí mismo, sin referencias al artículo. Se aceptará la traducción del resumen a otros idiomas, incluyendo el título.

A continuación del resumen vendrá el artículo completo, procurando mantener una disposición lógica, considerando cuidadosamente la jerarquía de títulos, subtítulos y apartados.

Los dibujos, gráficos, mapas y fotografías deben titularse todos *figuras*. Los *cuadros* y *figuras* deben llevar numeración diferente, pero ambos en cifras árabes.

Los pies o títulos de cuadros y figuras deben redactarse de modo que el sentido de éstos pueda comprenderse sin necesidad de acudir al texto. Los títulos, pies y leyendas de los cuadros y figuras se traducirán al inglés y se incluirán en letra cursiva, bajo el correspondiente en español.

Los dibujos, gráficos y mapas serán presentados en la mejor calidad posible. Las fotografías o diapositivas han de ser nítidas.

En general se evitará el uso de abreviaturas poco conocidas, que en todo caso serán debidamente explicadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

En el *texto* las referencias deben hacerse mediante el apellido de los autores en mayúsculas seguido del año de publicación, todo entre paréntesis.

Al final del trabajo, y precedida de la mención *Bibliografía*, se hará constar una lista alfabética de todas (y únicamente) las referencias utilizadas en el texto. En el caso de incluir varios trabajos del mismo autor se ordenarán cronológicamente.

Cuando se citen revistas⁽¹⁾, libros⁽²⁾ y volúmenes⁽³⁾ incluyendo artículos de varios autores en la lista de referencias, se hará según los siguientes ejemplos:

- (1) DEMARQUILLY C., 1969. Valeur alimentaire du maïs fourrage, I. Composition chimique et digestibilité du maïs sur pied. Ann. Zootech. 18 (1), 17-32.
TABUENCA M.C., 1968 a. Necesidades de frío invernal de variedades de peral. An. Aula Dei, 9, 1-9.
TABUENCA M.C., 1968 b. Necesidades de frío invernal de variedades de albaricoquero. An. Aula Dei, 9, 10-24.
- (2) NAKOVSKI L., 1956. Patología general (en ruso), 3 vol. 1862 pp. Ed. Vroskaya. Leningrado.
- (3) GONZÁLEZ L., MISONE J., 1972. La gestión de cooperativas, Vol. 1, 126-129. Ed. Casalos. Valencia.

ITEA

Información Técnica Económica Agraria
Revista de la Asociación Interprofesional para el Desarrollo Agrario

AÑO XXVII (1996), Vol. 92A N.º 1

ÍNDICE

	Página
I. LORENZO, J.L. ALABART, J. VALDERRÁBANO.- Evolución de la concentración de progesterona plasmática y aparición de celos tras efecto macho en cabras de angora en anestro estacional	3
M. JOY, F. MUÑOZ, X. ALIBÉS, J.D. ANDUEZA.- Influencia de la humedad y de la adición de ureasas sobre la eficacia del tratamiento de paja de cereal con urea	11
G.A. MARÍA, J.A. MIGUELTORENA.- Recuento de células somáticas en leche de vacas frisonas: Estudio estadístico de los factores ambientales de variación	23
A.M. MARTÍNEZ, J.M. GIL, A. GRACIA.- La demanda de alimentos en Aragón: Influencia de las variables sociodemográficas	37