

Producción de leche y reproducción en sistemas de doble propósito: Algunas implicaciones para el enfoque experimental*

R. R. Vera, O. García, R. Botero y C. Ullrich**

Introducción

Se estima que alrededor del 40% de la producción de leche de América tropical se origina en sistemas de doble propósito (Rivas, 1994), que dependen fundamentalmente de pasturas utilizadas en forma directa. A pesar de ello, estos sistemas han sido objeto de relativamente poca atención experimental, según lo demuestra el análisis de la literatura científica realizado por Pearson de Vaccaro (1989).

La asociación de gramíneas con leguminosas es una de las alternativas de pasturas mejoradas más ampliamente experimentada en el trópico americano por la Red Internacional de Evaluación de Pasturas (RIEPT) durante los últimos años. Sin embargo, la información sobre la contribución de las mismas a la producción de leche en sistemas de doble propósito es escasa. Esto es particularmente cierto en el caso de experimentos a largo plazo, tal como lo señalan Lascano y Avila (1993).

En 1988 se inició un proyecto de investigación en fincas del Piedemonte llanero y caquetense de Colombia, con el propósito de evaluar las diferencias en producción de leche entre *Brachiaria decumbens* sola y asociada con una mezcla de leguminosas (Ullrich et al., 1994). En el experimento se involucraron los hatos lecheros totales de las fincas colaboradoras, en una

rotación de potreros que incluía ambos tipos de pasturas. Debido a que el enfoque experimental era nuevo y no se disponía de antecedentes sobre la precisión y confiabilidad de los resultados que se obtendrían con el mismo, en forma simultánea se iniciaron otras actividades de investigación suplementarias.

El objetivo del presente trabajo es describir los resultados obtenidos en dos líneas paralelas de investigación conducidas bajo condiciones más controladas que las normales a nivel de finca y con diseños estadísticos ortodoxos.

Materiales y métodos

Experimento-1

Producción de leche. Para el estudio se utilizó el área experimental descrita por Ullrich et al. (1994) y localizada en la estación experimental ICA-La Libertad, Piedemonte del Meta, Colombia. Dicha área servía de control a un conjunto de experimentos realizados a nivel de finca para medir el efecto de pasturas asociadas en la producción de leche (Ullrich, 1992; Ullrich et al., 1994). Este estudio se interrumpió temporalmente durante 56 días para realizar el experimento que se describe a continuación.

Se comparó la producción de leche de vacas típicas doble propósito cruzadas de Brahman x Criollo x Hostein x Pardo Suizo con grado de consanguinidad no determinado, como respuesta a cuatro tratamientos de alimentación –combinación factorial de dos pasturas y dos niveles de suplementación– aplicados durante la estación lluviosa de 1990. Los tratamientos de pastura fueron *Brachiaria decumbens* sola y una asociación de *B. decumbens*-*Centrosema acutifolium* CIAT 5277-

* Trabajo realizado mientras los tres primeros autores eran investigadores del CIAT, y de la Universidad Técnica de Berlín, Alemania.

** Respectivamente: Ph.D., Líder del Programa de Tierras Tropicales Bajas del CIAT; MV y MVZ, anteriormente asociados de investigación del Programa de Tierras Tropicales Bajas del CIAT; y estudiante de la Universidad Técnica de Berlín.

C. macrocarpum CIAT 5713-*C. brasilianum* CIAT 5234-*Desmodium ovalifolium* CIAT 350-*Arachis pintoi* CIAT 17434. Estas resultaron de la renovación de pasturas degradadas de *B. decumbens* realizada entre julio y agosto de 1988 en un Oxisol con 4.9% de M.O., pH de 4.9, 5 ppm de P y 73% de saturación de Al. Como tratamientos de suplementación se suministró diariamente 1 kg de torta de algodón comercial por vaca, más un testigo sin suplementación. Este suplemento se utiliza con éxito en la estación experimental.

Siguiendo la práctica habitual en la estación experimental, las vacas se ordeñaron una vez al día por la mañana con el ternero al pie. En forma alternada, se ordeñaron tres cuartos y el restante se dejó para el ternero. Los terneros se separaron de las madres entre las 4 pm y el ordeño de la mañana siguiente, permaneciendo con sus madres el resto del día.

Se utilizaron 12 vacas en el quinto mes de lactancia, las cuales se agruparon por peso y producción de leche en tres grupos de cuatro vacas cada uno. Cada uno de estos grupos se utilizó en un diseño de cuadrados latinos, identificados como CL1, CL2 y CL3, de tal modo que cada vaca pasó por cada tratamiento. Cada período comprendió 14 días, de los cuales los 3 últimos se consideraron para el análisis estadístico, mientras que los primeros 11 se consideraron como de acostumbamiento al tratamiento respectivo.

Los análisis estadísticos correspondieron a cuadrados latinos con un arreglo factorial de tratamientos. En consecuencia, el modelo matemático para el análisis de cada cuadrado latino fue de la forma siguiente:

$$\text{Rendimiento de leche}(ijklm) = \text{Período}(i) + \text{Vaca}(j) + \text{Pastura}(k) + \text{Suplemento}(m) + \text{Pastura}(k) * \text{Suplemento}(m) + \text{error}$$

donde $i = 1, \dots, 4$; $j = 1, \dots, 4$; $k = 0, 1$; $m = 0, 1$.

Adicionalmente se realizó un análisis conjunto de los tres cuadrados latinos, donde se consideraron los cuatro períodos comunes a todos los cuadrados y el efecto del animal anidado dentro del cuadrado respectivo. Igualmente, se realizó un análisis final agrupando los tres cuadrados latinos en un "rectángulo latino" tal como ha sido descrito por Mead (1988). Estos dos últimos análisis tuvieron el propósito de detectar interacciones entre cuadrados y tratamientos, así como evaluar el efecto global de estos últimos.

Caracterización del suplemento. La torta de algodón de fuentes comerciales inicialmente se caracterizó mediante análisis convencional del N por Kjeldhal y determinación de materia seca (MS). Para estimar su degradabilidad en el rumen, se incubaron 3 g del material en bolsas de nylon que se colocaron en el rumen de dos animales fistulados en pastoreo de estrella (*Cynodon nlemfuensis*). En total, se colocaron ocho bolsas por animal que se retiraron en grupos de dos después de 2, 6, 24, 48 y 72 h de incubación. Una vez extraídas estas bolsas, se lavaron con agua corriente y se extrajo el residuo, el cual se secó para determinar el contenido de N.

Para calcular la tasa de degradabilidad de la MS y el N del suplemento, los porcentajes de desaparición de éstos se ajustaron a la ecuación asintótica siguiente, propuesta por Orskov et al. (1981):

$$p = a + b (1 - \exp(-c \cdot t)),$$

donde p es el porcentaje de N o de MS desaparecido; t es tiempo en horas; y a, b, c son los parámetros de la ecuación.

Experimento-2

En un ensayo realizado conjuntamente por el Fondo Ganadero del Valle del Cauca y el CIAT en la finca Miravalle (Florida, Valle del Cauca) se compararon pasturas de *B. decumbens* y *B. decumbens* + *C. acutifolium* CIAT 5568 utilizadas con dos hatos (uno por pastura) (Ramírez, 1994a, 1994b). Cada hato estuvo formado por 12 vacas criollo x Cebú de doble propósito, que permanecieron en cada pastura durante una lactancia completa y hasta que la mayoría había reconcebido. Los datos presentados por Ramírez (1994a, 1994b) se refirieron a producción de leche, peso vivo, composición botánica de la pastura y composición química del forraje en oferta. En este artículo se presentan los resultados sobre comportamiento reproductivo.

Al inicio del ensayo de pastoreo las vacas se agruparon por producción de leche anterior y se conocían las fechas de parto correspondientes a la lactancia, analizada por Ramírez (1994a, 1994b). Después de finalizado el ensayo, se hizo seguimiento a las vacas de ambos rebaños hasta que concibieron nuevamente. La reconcepción se verificó por palpación rectal entre 3 y 5 meses después de la inseminación artificial. Desafortunadamente, sólo se dispuso de datos sobre reconcepción para 10 vacas de las 24 inicialmente disponibles. En forma regular se hicieron pesajes de los animales, incluyendo algunos muy próximos a las fechas de reconcepción.

Resultados

Experimento-1

Caracterización del suplemento. El suplemento fue rápidamente degradado en el rumen, tal como lo revelan los parámetros de las ecuaciones asintóticas ajustadas a los datos (Cuadro 1).

De los parámetros presentados en el Cuadro 1 se deduce que la degradabilidad potencial (a+b) de la MS fue de 72.7% y la del nitrógeno (N) fue, prácticamente, de 100%. Este último valor es más alto que el citado por Orskov et al. (1981) (92%), pero es muy probable que la diferencia sea debida al largo período total de incubación utilizado en el presente ensayo.

Producción de leche. Durante el período experimental, el porcentaje de *B. decumbens* en la pastura testigo era de 96%, mientras que en la asociada el 79% era *B. decumbens* y el 14% eran leguminosas; el resto de los componentes en ambas pasturas eran malezas gramínea.

Ullrich (1992) midió el N fecal como uno de los parámetros indicativos de la calidad de esta dieta y encontró valores de: 1.53% en *B. decumbens* solo, 1.62% en la pastura asociada, 1.74% en *B. decumbens* solo + torta de algodón y 1.91% en la pastura asociada + torta de algodón. Igualmente, las estimaciones realizadas por Ullrich con base en la relación ¹³C/¹²C sobre la contribución de las leguminosas a la dieta en la asociación, indicaron que éstas constituían 11.5% y 8.9% inmediatamente antes y después del experimento, respectivamente.

El promedio de la producción diaria de leche por cuadrado latino y el efecto de los tratamientos se resumen en el Cuadro 2.

Es obvio que existieron diferencias significativas entre pasturas en el CL1. En función del bajo número de grados de libertad para el error, lo que es inherente en este tamaño de cuadrado latino, se podría considerar como significativo el efecto del suplemento

Cuadro 1. Parámetros de las ecuaciones asintóticas ajustadas a los porcentajes de desaparición de la materia seca y el nitrógeno.

Parámetro	Materia seca		Nitrógeno	
	Valor	E.S. ^a	Valor	E.S.
R ²	0.99**	—	0.97**	—
a	-0.944	1.4361	-3.635	3.571
b	73.664	1.721	103.21	4.26
c	0.0783	0.0056	0.0807	0.0101

a. Error estándar.

** P < 0.001.

Cuadro 2. Análisis de varianza del promedio de la producción diaria de leche en tres cuadrados latinos (CL1, CL2, CL3, respectivamente).

Estadístico	CL1	CL2	CL3
Promedio (kg/vaca por día)	4.88	4.55	3.02
Error estándar	0.07	0.12	0.10
C.V. (%)	5.97	11.10	13.00
Probabilidad de:			
Pastura	0.03	0.15	0.94
Suplemento	0.07	0.66	0.63
Pastura x suplemento	0.16	0.71	0.16

en el CL1, de pasturas en el CL2, y de las interacciones respectivas en CL1 y CL3, si se aceptaran niveles menores de significancia.

Además, los estadísticos incluidos en el Cuadro 2 podrían utilizarse para calcular el tamaño y el número de cuadrados latinos para el diseño de futuros ensayos similares al presente.

En el Cuadro 3 se resumen los promedios de producción de leche como respuesta a cada una de las variables experimentales en cada cuadrado latino. También se incluye la respuesta en producción de leche al suplemento, considerando que el promedio del consumo diario efectivo (kg/vaca) fue de 1 en CL1, 0.952 en CL2, y 0.828 en CL3.

Los resultados en el Cuadro 3 comprueban, tal como lo indica el análisis de varianza (Cuadro 2), que la respuesta en producción de leche de las vacas a la pastura asociada fue mayor en presencia (13%) que en ausencia (3.7%) del suplemento, aunque esta interacción sólo es significativa al nivel de 16%. En promedio, la respuesta a la pastura asociada de las vacas de mayor producción de leche presentes en CL1 fue de 7% (P < 0.03) y al suplemento fue de 8.5% (P < 0.07). En términos absolutos, y aún en este caso, la respuesta fue muy baja, con un máximo de 0.55 kg de leche por cada kilogramo de suplemento en la pastura asociada.

Cuadro 3. Promedio de producción diaria de leche (kg/vaca) por cuadrado latino en relación con la pastura y suplemento diario.

Suplemento (kg/día)	<i>B. decumbens</i>	<i>B. decumbens</i> + leguminosa	Promedios
Cuadrado latino 1			
0	4.63	4.80	4.72
1	4.72	5.35	5.03
Promedio	4.68	5.08	4.88
kg leche/ kg suplemento	0.09	0.55	0.31
Cuadrado latino 2			
0	4.23	4.75	4.49
1	4.45	4.77	4.61
Promedio	4.34	4.76	4.55
kg leche/ kg suplemento	0.23	0.02	0.13
Cuadrado latino 3			
0	3.22	2.92	3.07
1	2.80	3.13	2.97
Promedio	3.01	3.03	3.02
kg leche/ kg suplemento	-0.51	0.25	-0.12

En los cuadrados latinos restantes, las variables experimentadas no afectaron la producción de leche en forma significativa, usando niveles de probabilidad hasta de 10%, tal como es común en la experimentación pecuaria. Coincidentalmente, la magnitud relativa de las diferencias fueron también pequeñas; en efecto, la respuesta promedio a la pastura asociada en el CL2 fue de 9.7% ($P < 0.15$) y en el CL3 fue de 0.7% ($P < 0.94$). Las diferencias para suplementación fueron de 2.7% y -3.2% en CL2 y CL3, respectivamente.

La interpretación de los resultados no varió cuando se hizo el análisis de varianza de los tres cuadrados latinos en conjunto. El promedio general de producción de leche fue 4.15 ± 0.06 kg/vaca por día (C.V. = 10.54%). Es interesante resaltar las fuentes de variación estadísticamente significativas, debido a que éstas tienen implicaciones para el diseño de nuevos experimentos. El efecto de cuadrado latino, período y vaca fueron todos altamente significativos ($P < 0.001$), y el de pastura fue significativo ($P < 0.04$), mientras que ninguno de los restantes efectos e interacciones fue significativo ($P > 0.20$).

Los promedios diarios de producción de leche para cuadrados latinos fueron de 4.88, 4.55 y 3.02 kg/vaca para CL1, CL2 y CL3, respectivamente, encontrándose diferencia significativa entre el último y los demás. También se observó una caída significativa de la

producción de leche en cuatro períodos consecutivos, siendo ésta de 4.70, 4.09, 3.83 y 3.97. A través de los tres cuadrados latinos, la producción diaria de leche en la pastura asociada fue 7% más alta ($P < 0.04$) que en la pastura testigo (4.29 vs. 4.01 kg/vaca). Por otro lado, la respuesta a la suplementación fue de 2.4% ($P > 0.05$).

El análisis estadístico correspondiente a un diseño de rectángulo latino no agregó mayor información a los anteriores y ratificó el efecto significativo de períodos, vacas y pastura, con niveles de probabilidad iguales a los ya citados anteriormente; por tanto, dichos resultados no se incluyen.

Por último, la respuesta de la producción por kilogramo de suplemento consumido fue, en general, muy baja (Cuadro 3).

Experimento-2

Desempeño reproductivo de las vacas. Como se indicó anteriormente, en este ensayo no fue posible completar los registros sobre reconcepción por cambio de rubro en la finca; ello, de por sí, refleja un problema que es frecuente en los trabajos en fincas. Sin embargo, se estimó el posible desempeño reproductivo de las vacas, realizando una serie de supuestos como se explica a continuación.

Durante el período experimental reconcibieron por inseminación artificial siete de las 12 vacas mantenidas en la pastura asociada. Dicha reconcepción ocurrió, en promedio, a los 152 ± 32 días de lactancia. Solamente tres de las vacas en la pastura testigo reconcibieron estando en lactancia, con un intervalo parto-concepción de 115 ± 33 días.

Para completar la información faltante, se hicieron dos supuestos. Primero, se asumió que las ganancias de peso de las vacas continuarían hasta dicha reconcepción a tasas iguales a las observadas durante los últimos 6 meses de lactancia en cada una de las pasturas, y segundo, se asumió que todas las vacas vacías concebirían a los 90 días de terminada la lactancia observada, época en la cual habrían llegado al peso vivo asociado con una probabilidad de concepción del 50%, calculada con los datos registrados durante el experimento. Con base en estos supuestos, fue posible estimar el intervalo entre partos (IEP, días) de todas las vacas restantes.

Los promedios de IEP calculados fueron de 556 y 471 días ($P < 0.08$) para los hatos en la gramínea sola asociada, respectivamente, y correspondientes a tasas de parición anual de 66% y 78%, respectivamente. La

probabilidad de ocurrencia de los IEP se muestran en la Figura 1, donde la probabilidad de los IEP (eje Y) varía entre 0 y 1 (0% y 100%, respectivamente). Tal como era de esperarse, la distribución fue aproximadamente sigmoide y se ajustó al modelo siguiente:

$$\text{Probabilidad} = 1/[1 + a \cdot \exp(-b \cdot \text{IEP})]$$

Los resultados del ajuste correspondiente aparecen en el Cuadro 4, y las curvas respectivas en la Figura 1. Una indicación de la magnitud esperada de las diferencias se deduce de la longitud calculada de los IEP para una probabilidad de 50% (Cuadro 4), que sugiere diferencias de 120 días entre ambas pasturas.

Cuadro 4. **Parámetros de la ecuación asintótica para el cálculo de la probabilidad de ocurrencia de diferentes intervalos entre partos.**

Tipo de pastura	a	b	R ²	IEP (días)*
Asociada	962.82	0.0157	0.966	458
Sola	147.32	0.0089	0.962	578

* Intervalo entre partos calculado para P = 0.05.

Las diferencias en IEP y, consecuentemente, en la tasa de ocurrencia de concepciones fueron grandes y posiblemente se relacionaron con las diferencias en peso vivo animal inducidas por ambas pasturas. Ramírez (1994b) encontró diferencias significativas (P < 0.003) al término de la lactancia en el peso de las vacas corregido por covarianza en función del peso inicial (429 y 466 kg para las pasturas testigo y asociada, respectivamente), así como una diferencia de 24% (P < 0.056) en producción de leche durante toda la lactancia (550 vs. 680 kg).

Debido al limitado número de animales en cada hato no fue posible comprobar la hipótesis lógica sobre la relación diferente entre pasturas de probabilidad de concepción y peso vivo, o de otra forma, que la pastura asociada tuviera un efecto sobre reproducción, independiente de su efecto sobre el peso de los animales. En su defecto, se utilizaron los datos de todos los animales para analizar el efecto del peso sobre la probabilidad de concepción. Debido a que este tipo de análisis requiere agrupar los animales en rangos de peso uniformes, se escogió una escala entre 390 y 630 kg, con rangos de 60 kg. Esto permitió definir sólo seis rangos, lo cual, a su vez, no permitió

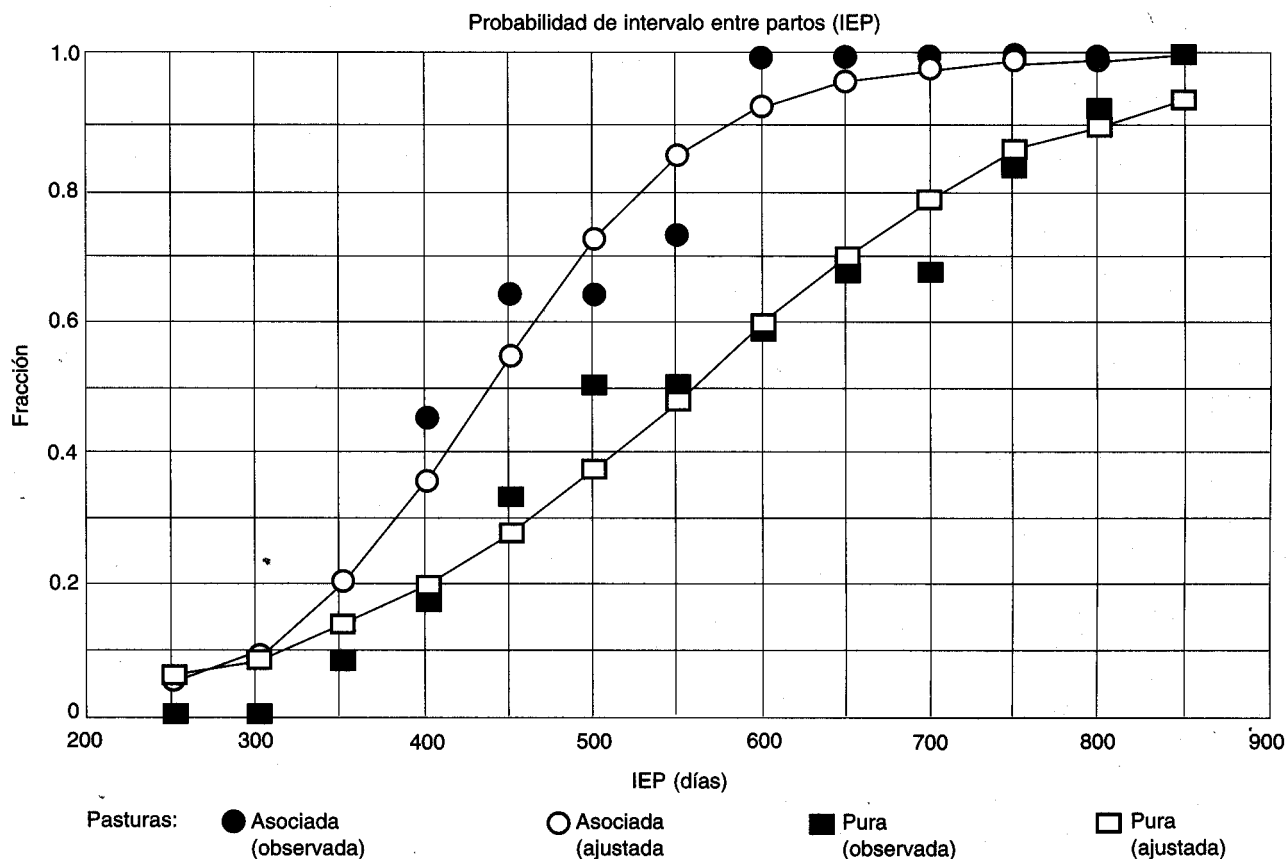


Figura 1. Probabilidad calculada y observada de ocurrencia de intervalos entre partos (IEP, días) en el Experimento-2.

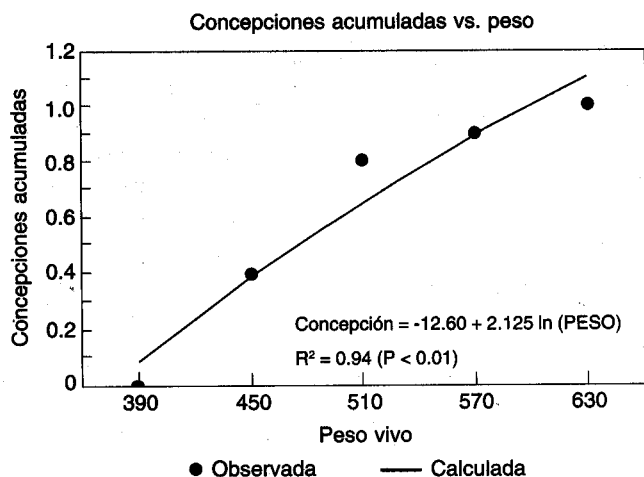


Figura 2. Relación observada y calculada entre peso vivo de las vacas y porcentaje de concepción en el Experimento-2.

ajustar los datos a una ecuación sigmoide, como sería deseable. Los resultados y el modelo ajustado aparecen en la Figura 2 y confirman que, en efecto, dentro de la limitación de los datos disponibles, el peso vivo estuvo estrechamente asociado con la probabilidad de concebir ($r^2 = 0.94$, $P < 0.01$).

Discusión

La concentración de N en las heces de los animales no suplementados y pastoreando gramínea sola fue baja, y aún en la asociación fue marginal cuando se compara con los valores normalmente aceptados como indicativos de deficiencia de N ($< 1.7\%$ en la M.O.) (Moir et al., 1970; Wofford et al., 1985).

El suplemento de torta de algodón utilizado presentó una degradabilidad total del N y de la MS, lo que coincide con los hallazgos de Orskov et al. (1981). En vista de estos resultados y considerando el nivel de consumo del suplemento y el contenido de N en las heces de los animales, parece improbable que aquellos que se suplementaron hayan sufrido una limitación severa de N (Moir et al., 1970; Wofford et al., 1985). Si esta hipótesis es correcta, lo más probable es que las limitaciones para la producción de leche de los animales suplementados hayan estado relacionadas con el genotipo de éstos, tal como se refleja en las diferencias entre cuadrados latinos, y con características inherentes del forraje como la digestibilidad y consumo de energía que, en gramíneas como *Brachiaria* sp., constituyen una limitante normal (Lascano, 1991; Pezo et al., 1992).

Los resultados de producción de leche indican claramente que fue posible detectar con alta precisión diferencias significativas entre tratamientos, como lo indican los errores estándar y los coeficientes de

variación que aparecen en los Cuadros 2 y 3. Estos resultados y el grado de precisión de los mismos se obtuvieron con animales representativos de los utilizados a nivel de finca en la misma región. A pesar de la aparente variabilidad fenotípica y seguramente genotípica de los animales, el diseño empleado permitió detectar dichas diferencias en un corto período de tiempo de sólo 56 días y a muy bajo costo.

Es importante señalar que la magnitud de las diferencias en vacas de doble propósito entre la gramínea sola y asociada (7% a 10%) fue semejante a la obtenida anteriormente por Paterson et al. (1981) en Bolivia, Pérez-Guerrero et al. (1981) en México, y por Lascano y Avila (1991, 1993) en Colombia, utilizando vacas con un potencial de producción de leche entre 4 y 6 kg/día en un solo ordeño. Al respecto, las diferencias entre cuadrados latinos encontradas en el experimento son indicativas de la considerable y estadísticamente significativa influencia que tiene el potencial de producción de leche sobre la expresión de diferencias en el régimen de alimentación. Tales diferencias fueron señaladas aún en forma más dramática, por las comparaciones entre vacas de diferente potencial realizadas por Lascano y Avila (1991, 1993) y por Madalena et al. (1990).

En resumen, los resultados de estos ensayos, así como los que aparecen en la literatura citada, sugieren claramente que es poco probable encontrar diferencias significativas a corto plazo en producción de leche, como respuesta a pasturas o suplementación en vacas de doble propósito con producciones menores de 4 kg de leche/día en un sólo ordeño y a los 100 días de lactancia.

De hecho, es discutible si los resultados hallados por Ullrich et al. (1994) en la misma región y en la Amazonía colombiana y por Vera et al. (1997) en la Amazonia peruana, a nivel de finca y con seguimientos de 2 a 3 años, suministran mayor información que la presentada aquí en términos exclusivamente del potencial de producción de leche de diferentes pasturas. Desde luego, este comentario ignora todas las ventajas de credibilidad, representatividad, obtención de numerosos otros parámetros y efecto multiplicador que tiene la investigación en fincas (RIEPT, 1990). Sin embargo, y haciendo abstracción de las reservas antes señaladas, se sugiere que la conducción de experimentos de corto plazo usando diseños equivalentes al aquí utilizado, o modificados mediante la inclusión de potreros para acostumbramiento, tal como la realizaron posteriormente Lascano y Avila (1991, 1993), debería ser necesariamente realizada antes de iniciar experimentación costosa de largo plazo a nivel de finca

y, aún, dentro de estaciones experimentales. Los resultados actuales, así como los obtenidos por Lascano y Avila (1991, 1993), sugieren que es posible obtener resultados que reflejan fielmente la realidad de muchas fincas en términos de producción diaria de leche, a un costo muy bajo y con muy alta precisión. En consecuencia, esta estrategia permitiría generar, al menos, expectativas realistas y mínimas en relación con resultados esperados en el corto plazo en términos de producción de leche.

La mayor y muy importante limitación biológica del enfoque antes sugerido se refiere a la longitud y persistencia de la lactancia en tratamientos potencialmente muy diferentes, así como los efectos acumulativos sobre reproducción –las implicaciones para el análisis socioeconómico fueron analizadas por Seré y Vera, 1990. La combinación de efectos positivos de una mejor alimentación de vacas de doble propósito sobre la lactancia y reproducción no han sido objeto de estudios sistemáticos y de largo plazo en el trópico americano y claramente requieren de enfoques experimentales totalmente diferentes al seguido en el experimento-1, tal como se deduce de los resultados obtenidos en el experimento-2. En efecto, la limitada información sobre desempeño reproductivo generada en este último experimento, es claramente indicativa de que en animales de doble propósito como los aquí usados, es de esperarse que las diferencias entre pasturas afecten la evolución del peso de las vacas y su probabilidad de concebir en una medida igual, o aún mayor, a la producción de leche. Si esta conclusión se generalizara, se deduciría que mediciones de corto plazo de la producción de leche de sistemas doble propósito con diseños reversibles sólo generarían estimadores mínimos de las diferencias entre pasturas al ignorar el efecto acumulativo sobre ganancia de peso, reproducción, producción total de leche y de terneros a lo largo de la vida útil de la vaca. En relación con estos efectos, es muy sugestivo que los dos tratamientos experimentados por Ramírez (1994b) hayan resultado en diferencias acumuladas de 24% en producción de leche con vacas que, en promedio, sólo produjeron 2.3 y 2.9 kg de leche/día, rendimientos inferiores a los obtenidos en el cuadrado latino del experimento-1, donde tales diferencias no se expresaron.

La argumentación anterior debe interpretarse con precaución pues, si bien las pasturas de los experimentos 1 y 2 fueron semejantes, los animales y el protocolo experimental difirieron sustancialmente.

Claramente, los argumentos antes expuestos sugieren que ambos tipos de experimentos son potencialmente complementarios, y que experimentos

de muy corta duración como el presente y los de Lascano y Avila (1991, 1993) son suficientes para seleccionar tratamientos con efectos rápidos y diferencias significativas, pero con el riesgo de subestimar dichas diferencias cuando se deben esperar efectos acumulados. En consecuencia, resalta la urgente necesidad de efectuar un pequeño número de experimentos estratégicos y de largo plazo para aclarar las complejas interacciones entre producción de leche, genotipo, ganancia de peso y desempeño reproductivo en relación con el recurso forrajero.

Summary

Two experiments under controlled conditions were conducted to assess short- and long-term effects of pasture type on milk production and reproductive performance of dual-purpose cows in a lowland tropical setting. Both were carried out in support of on-farm testing of grass-legume associations.

The first experiment employed 12 lactating cows deployed in three latin squares subject to four treatments. The four treatments resulted from the factorial combination of two pastures (*Brachiaria decumbens* with and without associated legumes) and two levels of supplementation with cotton seed meal (0 and 1 kg/head per day). Cows were grouped into latin squares based on current milk yields (once-a-day milking with calf on foot). The only significant difference (13%, $P < 0.03$) between pastures was found in the latin square with the highest yielding cows (mean 4.88 kg/day). With these cows, supplementation had a slight positive effect that was significant only at $P < 0.09$.

The second, independent, experiment examined the effect of the same type of pastures on reproductive performance. Two separate herds of creole dual purpose cows were continuously grazed on *B. decumbens* alone or associated with *Centrosema acutifolium* for a full lactation. Milk yields were reported by Ramírez (1994a, 1994b). Large and significant differences were found in accumulated weight gains, and these were associated with differences in reproductive performance despite some incomplete data on conception. Available data was manipulated to generate probabilities for reconception and calving intervals. The results suggests that differences in reproductive performance in animals with limited milking potential may be very large.

The results of the two sets of experiments are used to suggest an approach based on short- and long-term experiments to assess immediate and long term cumulative effects in dual purpose production systems.

Referencias

- Lascano, C. E. 1991. Managing the grazing resource for animal production in savannas of tropical America. *Trop. Grassl.* 25:66-72.
- _____ y Avila, P. 1991. Potencial de producción de leche en pasturas solas y asociadas con leguminosas adaptadas a suelos ácidos. *Pasturas Trop.* 13:2-10.
- _____ y _____. 1993. Milk yield of cows with different genetic potential on grass and grass-legume tropical pastures. *Proceedings of the XVII International Grassland Congress 1993:2006-2007.*
- Madalena, F. E.; Lemos, A. M.; Teodoro, R. L.; Barbosa, R. T.; y Monteiro, J. B. 1990. Dairy production and reproduction in Holstein-Friesian and Guzera crosses. *J. Dairy Sci.* 73:1872-1886.
- Mead, R. 1988. *The design of experiments.* Cambridge University Press, Nueva York. p. 180-181.
- Moir, K. W.; Bewg, W. P.; Stokoe, J.; y Humphreys, L. R. 1970. Growth responses of grazing beef cattle to protein and energy supplements. *Proceedings of the International Grassland Congress 1970:822-826.*
- Orskov, E. R.; Hughes-Jones, M.; y McDonald, I. 1981. Degradability of protein supplements and utilization of undegraded protein by high producing dairy cows. En: Haresign, W. (ed.). *Recent advances in animal nutrition.* Butterworths, Londres. p. 87-91.
- Paterson, R. T.; Samur, C.; y Bress, O. 1981. Efecto de pastoreo complementario de leguminosa reservada sobre la producción de leche durante la estación seca. *Prod. Anim. Trop.* 6:135-140.
- Pearson de Vaccaro, L. 1989. Sistemas de producción bovina en el trópico latinoamericano. En: Arnago-Nieto, L.; Charry, A.; y Vera, R. R. (eds.). *Panorama de la ganadería de doble propósito en América tropical.* Instituto Colombiano Agropecuario (ICA), Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT), Bogotá, Colombia. p. 29-44.
- Pérez-Guerrero, J.; de Alba, J.; y Tranquilino, M. 1981. *Setaria* versus *setaria* asociada con leguminosas para producción de leche. *Resúmenes. Asociación Latinoamericana de Producción Animal (ALPA), República Dominicana.* p. 49.
- Pezo, D. A.; Romero, F.; e Ibrahim, M. 1992. Producción, manejo y utilización de los pastos tropicales para la producción de leche y carne. En: Fernández-Baca, S. (ed.). *Avances en la producción de leche y carne en el trópico americano. Oficina Regional para América Latina y el Caribe.* FAO, Santiago, Chile. p. 47-98.
- Ramírez, L. M. 1994a. Evaluación de pasturas de *Brachiaria decumbens* solas o asociadas con *Centrosema acutifolium* con ganado de doble propósito. 1: Evaluación de la disponibilidad, composición botánica, frecuencia y calidad forrajera. Junio. *Revista ACOVEZ, Colombia.* p.14-22.
- _____. 1994. Evaluación de pasturas de *Brachiaria decumbens* solas o asociadas con *Centrosema acutifolium* con ganado de doble propósito. 2: Evaluación de la productividad animal. Septiembre. *Revista ACOVEZ, Colombia.* p. 6-9.
- RIEPT (Red Internacional de Evaluación de Pastos Tropicales). 1990. Investigación con pasturas en fincas. Séptima Reunión del Comité Asesor de la Red Internacional de Evaluación de Pastos Tropicales (RIEPT). Documento de Trabajo no. 124. Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT), Cali, Colombia. 277 p.
- Rivas, L. 1994. Perspectivas técnicas y productivas de la ganadería en América Latina. En: *La ganadería, una industria rentable hacia el siglo XXI.* Simposio. CICADEP-Banco Ganadero, Bogotá, Colombia.
- Seré, C. y Vera, R. R. 1990. Marco conceptual de la investigación en fincas. En: Investigación con pasturas en fincas. Séptima Reunión del Comité Asesor de la Red Internacional de Evaluación de Pastos Tropicales (RIEPT). Documento de Trabajo no. 124. Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT), Cali, Colombia. p. 5-18.
- Ullrich, C. 1992. Untersuchung über den einfluss verbesserter weiden auf die milchproduktion in rinderhaltenden betrieben des andinen piedemonte kolumbiens. Technische Universität Berlin, Fachbereich Internationales Agrarentwicklung, Institut für Tierproduktion, Berlin, Alemania. 195 p.
- _____; Vera, R. R.; y Weniger, J. H. 1994. Producción de leche con vacas de doble propósito en pasturas solas y asociadas con leguminosas. *Pasturas Trop.* 16:27-30.
- Vera, R. R.; Reátegui, K.; y Loker, W. M. 1997. Milk and pastures in the frontier: The case of the peruvian forest margins. *Expt. Agric.* 33:1-9.
- Wofford, H.; Holechek, J. L.; Galyean, M. L., Wallace, J. D.; y Cárdenas, M. 1985. Evaluation of fecal indices to predict cattle diet quality. *J. Range Manage.* 38:450-454.