

Efecto del orégano (*Lippia palmeri* S. Watson) en dietas sincrónicas en la producción de leche caprina

Effect of oregano (*Lippia palmeri* S. Watson) on synchronous diets on goat milk production

Emanuel Junco Carlón ^{1,3}, Marco Vinicio Gómez Meza ^{2,4}, Humberto González Rodríguez ^{2,5}, José Ángel Armenta Quintana ^{1,6}, Israel Cantú Silva ^{2,7}, Andrés Eduardo Estrada Castillón ^{2,8}, Mauricio Cotera Correa ^{2,9}, Rafael Ramírez Orduña ^{1,10}.

¹Universidad Autónoma de Baja California Sur. La Paz, México. ²Universidad Autónoma de Nuevo León. Nuevo León, México. ³✉ e.junco@uabcs.mx; ⁴✉ marco.gomez@uanl.edu.mx; ⁵✉ humberto.gonzalezrd@uanl.edu.mx; ⁶✉ jarmenta@uabcs.mx; ⁷✉ icantu59@gmail.com; ⁸✉ aeduardoestrada@prodigy.net.mx; ⁹✉ mauricio.coteracr@uanl.edu.mx; ¹⁰✉ rramirez@uabcs.mx



<https://doi.org/10.15446/acag.v71n3.98623>

2022 | 71-3 p 311-319 | ISSN 0120-2812 | e-ISSN 2323-0118 | Rec.: 2021-09-23 Acep.: 2023-03-22

Resumen

El presente estudio se llevó a cabo para evaluar el efecto de *Lippia palmeri* S. Watson y la sincronización de nutrientes de cuatro dietas para cabras criollas. Se utilizó un modelo de mediciones repetidas que evaluó las variables de producción de leche, consumo de alimento y conversión alimenticia. Se utilizaron tres cabras criollas por tratamiento para evaluar las diferencias entre las dietas. Las cabras fueron alimentadas durante un periodo de 3 meses en el que se ofreció consumo controlado de las dietas. De acuerdo con los resultados observados, los tratamientos no mostraron diferencias estadísticas significativas ($p > 0.05$) en las tres variables valoradas. Las cabras en el tratamiento ASINC con ORE (T1) lograron una tendencia de mayor consumo de alimento en comparación con los otros tratamientos. Con respecto a la producción de leche, se observó una variación entre los tratamientos, donde ASINC sin ORE (T2) mostró mayor producción en el mes 1, ASINC con ORE (T1) en el mes 2 y ASINC con ORE (T4) en el último mes de prueba. La producción de leche varió entre 0.543 kg/día y 1.027 kg/día. El consumo de alimento fluctuó entre 0.821 kg/día y 1.588 kg/día mientras que el rechazo de alimento fue de 0.036 kg/día a 0.259 kg/día. Los resultados sugieren que la inclusión de *Lippia palmeri* S. Watson en la dieta de cabras en lactación no causa cambios en las variables estudiadas, sin embargo, se puede utilizar como un aditivo natural, para apoyar la producción en temporada de escasez de alimento en el agostadero de regiones áridas y semiáridas.

Palabras clave: rumiante menor, aditivo natural, planta aromática, lactancia, zonas áridas.

Abstract

In the present study, an experiment was conducted to evaluate the effect of *Lippia palmeri* S. Watson and the nutrient synchronization of four goat diets by using a model of repeated measures experimental design, evaluating the variables of milk production, feed consumption and food conversion. Three landrace goats were used per treatment to assess the differences between diets. Goats were fed over a period of 3 months with diets consisting of a controlled consumption of the same feed. According to the results, the treatments showed no significant differences ($p > 0.05$) in the three variables studied. Goats fed with ASYNC with ORE (T1) tended to achieve higher feed consumption compared to other treatments. Regarding milk production, it was observed that there was a variation between treatments, where ASYNC without ORE (T2) showed a higher production in month 1, ASYNC with ORE (T1) in month 2 and SYNC with ORE (T4) in the last month tested. Milk production ranged from 0.543 kg/day to 1.027 kg/day, food consumption varied from 0.821 kg/day to 1.588 kg/day and food rejection from 0.036 kg/day to 0.259 kg/day. The results suggest that the inclusion of *Lippia palmeri* S. Watson in the diet of early lactating dairy goats can be used as a natural additive, to support the production in seasons of feed shortage in rangelands of arid and semi-arid regions.

Keywords: natural additive, small ruminants, aromatic plants, lactation, arid regions.

Introducción

Existe una diversidad de recursos alimenticios utilizados como aditivos: extractos vegetales como los taninos y las saponinas; plantas ricas en minerales; leguminosas y árboles forrajeros que ofrecen resultados óptimos de producción (Wanapat *et al.*, 2015).

Por ello, los aditivos se han utilizado desde 1940 con el fin de mejorar los alimentos concentrados, los forrajes y los productos animales, lo que se refleja en la salud y eficiencia productiva del ganado (Castillo-López *et al.*, 2017). Sin embargo, su uso es cuestionable, ya que pueden producir, en animales alimentados con estos aditivos, una resistencia a los antibióticos en el consumidor, lo cual altera la inocuidad alimentaria de los productos (Robinson *et al.*, 2017). En consecuencia, en el año 2006 la Unión Europea prohibió su implementación en la producción animal debido a su influencia en las enfermedades. Por tal motivo, existe una demanda por parte de los productores de aditivos alimentarios naturales y por los consumidores de productos inocuos de alimentos de origen animal. En los aditivos naturales destacan las plantas aromáticas como sus extractos y aceites esenciales, que pueden modificar las rutas metabólicas y así tener beneficios para las dos partes (Adam *et al.*, 1998; Jouany y Morgavi, 2007).

Debido a sus propiedades antimicrobianas, el orégano se ha examinado como un promotor del crecimiento alternativo en pollos de engorda, pavos y cerdos (Bampidis *et al.*, 2005). Además, se le considera no solo como alternativa para sustituir los antibióticos promotores del crecimiento, sino también para obtener incrementos de eficiencia y aumentar palatabilidad en sistemas donde se utilizan subproductos y alimentos de escaso valor nutricional que, generalmente, afectan el comportamiento y la salud animal. En lo que se refiere a su uso en la alimentación animal, constituye una alternativa natural a los aditivos de crecimiento, cuyo uso en rumiantes se ha centrado fundamentalmente en sus efectos sobre la fermentación ruminal (Carro *et al.*, 2014).

El concepto de sincronización de nutrientes se basa en proporcionar al sistema ruminal las fuentes de proteína y energía en forma simultánea y en las cantidades requeridas, con el fin de optimizar su uso por la microbiota ruminal, que lleva al mejor aprovechamiento de los alimentos y a la mejora en la producción animal (Hall y Huntington, 2008).

Con base en lo anterior, el objetivo de este estudio fue investigar el efecto de la sincronización de nutrientes y del orégano (*Lippia palmeri* S. Watson) suplementado en una dieta para cabras criollas, en la que se evaluaron la producción de leche, el consumo de alimento y la conversión alimenticia como estrategia para ser utilizada en épocas de sequía y escasez de alimentos y para encontrar si beneficia la alimentación de rumiantes.

Materiales y métodos

Área de estudio

La investigación se llevó a cabo en el Rancho El Palmar de Abajo (23°38'02" N y 110°17'05" O), de la subdelegación de La Matanza, municipio de La Paz, Baja California Sur, México. El clima en el sitio de estudio es desértico-seco con una temperatura media de 21.2°C en verano y 9°C en invierno. La estación lluviosa principal se presenta de julio a septiembre, aunque pueden ocurrir lluvias ocasionales en invierno (Ramírez *et al.*, 2011). Por su parte, la estación seca es de febrero a junio (Trovo *et al.*, 2014).

Prueba de producción de leche

Se probaron cuatro dietas balanceadas en doce cabras hembras con un peso vivo de 47±5 kg y una edad de 2 a 8 años. Se añadieron a 2 dietas una cantidad de hojas de orégano seco (*Lippia palmeri* S. Watson) de 2.6% en la composición total de la dieta. Durante el estudio, se utilizaron 4 grupos de 3 cabras en etapa de lactancia temprana establecidas en corraletas individuales (2.0 m x 1.8 m) acondicionadas con un comedero y un bebedero. Estos 4 grupos se dividieron en: tratamiento 1 (T1) dieta asincrónica con orégano (A+O); tratamiento 2 (T2) dieta asincrónica sin orégano (A-O); tratamiento 3 (T3) dieta sincrónica sin orégano (S-O); y tratamiento 4 (T4) dieta sincrónica con orégano (S+O). El alimento se ofreció por la mañana (7:00 am) y por la tarde (5:00 pm). La medición de la producción de leche (PL) se llevó a cabo utilizando amamantamiento-pesaje-amamantamiento (Benson *et al.*, 1999), y por la mañana se pesaron con una báscula digital (0.1-100 kg) los cabritos vacíos (separados un día antes) y se mantuvieron con la madre hasta consumir totalmente la leche de la ubre. Después el cabrito se pesó nuevamente para conocer por diferencia de peso el consumo de leche y la producción diaria de leche. Posteriormente, los cabritos fueron separados de su madre hasta la tarde; se repitió el mismo procedimiento (el cabrito se separó hasta el día siguiente) durante dos meses (día 1 - día 60). Desde el día 61 y hasta el día 90, la leche se obtuvo mediante ordeña manual. Al mismo tiempo, se evaluaron las variables de consumo de alimento (CA) diario por cabra en cada tratamiento durante el periodo experimental pesando el alimento ofrecido (TA) y al día siguiente se determinó la cantidad de alimento rechazado por cabra (día 1 - día 90). Junto con las variables de producción de leche (ecuación 1) y consumo de alimento diario (ecuación 2), también se determinó el índice de conversión alimenticia (IC) (ecuación 3) (Meneses *et al.*, 2001):

$$PL = PDA - PV \quad (\text{Ec. 1})$$

Donde:

PL= producción de leche (kg)

PV= peso vacío del cabrito (kg)

PDA= peso del cabrito después de amamantamiento (kg)

$$CA=TA-RA \quad (\text{Ec. 2})$$

Donde:

CA= consumo de alimento diario (kg)

TA= total de alimento ofrecido (kg)

RA= rechazo de alimento ofrecido (kg)

$$IC=CA/PL \quad (\text{Ec. 3})$$

Donde:

IC= índice de conversión alimenticia

CA= consumo de alimento diario (kg)

PL= producción de leche (kg)

Análisis proximales

Se llevaron a cabo los análisis proximales (Tabla 1) de materia seca (MS, %), proteína cruda (PC, %), cenizas (%), extracto etéreo (EE, %), fibra detergente neutro (FDN, %) y fibra detergente ácido (FDA, %) en los diferentes ingredientes utilizados en la preparación de las dietas, según lo indicado por la AOAC (1997).

Composición de las dietas

Para las diferentes dietas evaluadas durante el período experimental se utilizaron ingredientes como alfalfa, maíz molido, paja de frijol, pasta de soya y hojas secas de orégano *Lippia palmeri* S. Watson, que fueron pesados, mezclados y elaborados en el sitio del estudio para el consumo por las cabras estudiadas. La composición de las dietas se muestra en la Tabla 2, incluyendo el índice de sincronía de cada ingrediente, ya que por el valor que proporcionan a la dieta, se determinó su sincronía entre la proteína y la energía disponible en la dieta, como lo documenta Sinclair et al. (1993).

Análisis estadístico

Para el análisis estadístico se utilizó un diseño experimental de mediciones repetidas. Con el propósito de que se cumplieran los supuestos de los modelos lineales considerados en el análisis estadístico, se efectuó la transformación logarítmica: $\ln(\text{valor} + 1)$ para cada variable estudiada. Para probar la hipótesis de distribución normal, se consideraron tres pruebas: Kolmogorov-Smirnov 1, Kolmogorov-Smirnov 2 con la corrección de Lilliefors y la prueba de Shapiro Wilk, y para el contraste de

homogeneidad de varianzas se usó la prueba de Levene (Mitsiopolou et al., 2021). Estas pruebas se efectuaron para las tres variables analizadas y en cada uno de los 90 días considerados en este estudio, en el que estuvieron presentes los cuatro tratamientos con tres repeticiones (animales) cada uno. Posteriormente, se realizó un análisis de la varianza para cada variable en cada uno de los datos arrojados durante el estudio y se complementó con una prueba de ajuste a los contrastes univariados. Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el software de Windows SPSS versión 22.0 (IBM, 2013).

Resultados

La Tabla 3 presenta los datos estadísticos descriptivos para los valores de p relacionados con las pruebas de normalidad y homocedasticidad aplicadas a los datos, lo cual indica que los datos transformados muestran normalidad.

Tabla 1. Contenido nutricional de los ingredientes.

Ingrediente	MS (%)	PC (%)	EE (%)	Cenizas (%)	FDN (%)	FDA (%)
Alfalfa	90.3	19.5	2.5	11.0	41.6	32.8
Maíz	88.1	9.4	4.2	1.5	9.5	3.4
Pasta de soya	89.1	49.9	1.6	6.6	14.9	9.8
Paja de frijol	92.1	3.1	1.0	10.6	63.3	54.6
Orégano (<i>L. palmeri</i>)	93.6	10.9	12.1	15.6	44.9	33.4
Urea	0.7	280.0	0.0	0.7	0	0

*MS= materia seca, PC= proteína cruda, EE= extracto etéreo, FDN= fibra detergente neutro, FDA= fibra detergente ácida.

Tabla 2. Composición nutricional de las dietas evaluadas.

Ingrediente (% dieta)	Tratamiento			
	T1	T2	T3	T4
Alfalfa	0.5	9	1.1	4.9
Maíz molido	46	44	36.1	32.93
Pasta de soya	0	0	9.1	7.6
Paja de frijol	49.5	45.9	53.6	51.8
Orégano (<i>L. palmeri</i>)	2.6	0	0	2.6
Urea	1.4	1.1	0.1	0.17
Total	100	100	100	100
SI	0.69	0.69	0.71	0.71
MS (%)	89.21	89.44	90.59	90.57
PC (%)	11.01	11.17	11	11.1
EM	3.38	3.38	3.33	3.21

SI= Índice de sincronía de la dieta, ingrediente (%) = porcentaje del alimento en la dieta, MS= materia seca (%), PC= proteína cruda (%) y EM= Energía metabolizable (Mcal/kg, base seca).

Los resultados mostraron que al utilizar el orégano (*Lippia palmeri* S. Watson) no se observaron diferencias significativas ($p > 0.05$) entre los tratamientos para la producción de leche, consumo de alimento y en la conversión alimenticia (Tabla 4). Sin embargo, al analizar los meses de prueba (periodos), las variables producción de leche (PL) e índice de conversión alimenticia (IC) mostraron diferencias estadísticas ($p < 0.0001$, respectivamente). Respecto a la interacción de tratamientos y meses (grupo*periodo), se detectaron diferencias significativas en la producción de leche ($p < 0.0001$) y consumo de alimento ($p = 0.0352$), como se ilustra en la Tabla 4. No obstante, se realizó una prueba de ajuste de contrastes a las muestras significativas en los periodos (meses) y a la interacción (grupo*periodo), la cual se presenta en la Tabla 5 con su valor de épsilon (utilizado en el ajuste; Tabla 6).

Así, la Tabla 5 muestra las pruebas de contrastes. Asumiendo la esfericidad en la variable de producción de leche, se puede inferir que existen diferencias en cuanto a los meses de prueba (periodo), sin embargo, si se considera el índice de corrección de Greenhouse-Geisser, este indica que no existen diferencias significativas ($p > 0.05$); al contrario de lo que detecta la corrección de Huynh-Feldt, que denota significancia ($p < 0.05$) en dicha variable entre los periodos. En cuanto al consumo de alimento, los resultados indican que no existe significancia estadística entre periodos ($p > 0.05$) al considerar las correcciones de Greenhouse-Geisser, Huynh-Feldt y límite inferior en la producción de leche. Respecto al índice de conversión alimenticia, se detecta que en la esfericidad asumida y en las correcciones con los índices de Greenhouse-Geisser y Huynh-Feldt existe significancia ($p < 0.05$), pues se encuentran diferencias

Tabla 3. Estadísticas descriptivas para los valores de p, asociados a los contrastes de normalidad y homocedasticidad, por variable transformada (Logaritmo natural + 1).

Variable	Prueba	Mínimo	Q1	Mediana	Q3	Máximo
Producción de leche	Kolmogorov-Smirnov 1	0.2745	0.8064	0.9115	0.9654	0.9998
	Kolmogorov-Smirnov 2	0.0070	0.2000	0.2000	0.2000	0.2000
	Shapiro-Wilk	0.0283	0.2867	0.4913	0.7991	0.9895
	Levene	0.0194	0.1419	0.2224	0.3614	0.9471
Consumo de alimento	Kolmogorov-Smirnov 1	0.0959	0.4181	0.6469	0.9042	0.9955
	Kolmogorov-Smirnov 2	0.0002	0.0307	0.1384	0.2000	0.2000
	Shapiro-Wilk	0.0003	0.0191	0.0884	0.2607	0.9870
	Levene	0.0068	0.0323	0.0870	0.1843	0.9858
Índice de conversión alimenticia	Kolmogorov-Smirnov 1	0.1492	0.5943	0.8088	0.9315	0.9989
	Kolmogorov-Smirnov 2	0.0008	0.1048	0.2000	0.2000	0.2000
	Shapiro-Wilk	0.0008	0.0722	0.2759	0.6073	0.9929
	Levene	0.0069	0.0707	0.1230	0.3406	0.9131

Tabla 4. Resumen del análisis de varianza del modelo de mediciones repetidas para las variables transformadas (logaritmo natural + 1) de la producción de leche, consumo de alimento y conversión alimenticia.

Fuente de variación	gl	Producción de leche (R ² ajust. = 44.66, CV % = 27.37)			Consumo de alimento (R ² ajust. = 26.15, CV % = 22.46)			Índice de conversión alimenticia (R ² ajust. = 27.62, CV % = 26.85)		
		Cuadrado medio	Valor F	Valor p	Cuadrado medio	Valor F	Valor p	Cuadrado medio	Valor F	Valor p
Sujetos	11	1.1880			0.9732			1.3985		
Grupos	3	1.7184	1.74	.2365	2.0627	3.65	.0634	2.0899	1.83	.2190
Dentro de grupos	8	0.9891			0.5646			1.1392		
Dentro de sujetos	1,068	0.0276			0.0298			0.0850		
Periodos	89	0.0557	2.55	.0001	0.0201	0.69	.9852	0.2056	2.89	.0001
Grupo*Periodo	267	0.0337	1.54	.0001	0.0348	1.20	.0352	0.0816	1.15	.0859
Error	712	0.0218			0.0291			0.0712		
Total corregido	1,079	0.0265			0.0291			0.0613		

Tabla 5. Contrastes univariados sin y con el ajuste de los grados de libertad del estadístico F.

Fuente de variación	Variable	Estadístico de prueba	SC	gl	CM	F _{cal}	Valor p
Periodos	Producción de leche	Esfericidad asumida	4.958	89	.056	2.55	.001
		Greenhouse-Geisser	4.958	3.627	1.367	2.55	.065
		Huynh-Feldt	4.958	9.497	.522	2.55	.012
		Límite-inferior	4.958	1.000	4.958	2.55	.149
	Consumo de alimento	Esfericidad asumida	1.788	89	.020	0.69	.985
		Greenhouse-Geisser	1.788	3.089	.579	0.69	.570
		Huynh-Feldt	1.788	7.140	.250	0.69	.682
	Índice de conversión alimenticia	Límite-inferior	1.788	1.000	1.788	0.69	.430
		Esfericidad asumida	18.295	89	0.206	2.89	.001
		Greenhouse-Geisser	18.295	6.054	3.022	2.89	.017
		Huynh-Feldt	18.295	36.301	0.504	2.89	.001
	Grupo*Periodo	Producción de leche	Límite-inferior	18.295	1.000	18.295	2.89
Esfericidad asumida			8.999	267	.034	1.54	.001
Greenhouse-Geisser			8.999	10.882	.827	1.54	.170
Huynh-Feldt			8.999	28.492	.316	1.54	.069
Consumo de alimento		Límite-inferior	8.999	3.000	3.000	1.54	.277
		Esfericidad asumida	9.295	267	.035	1.19	.035
		Greenhouse-Geisser	9.295	9.266	1.003	1.19	.340
Índice de conversión alimenticia		Huynh-Feldt	9.295	21.419	.434	1.19	.288
		Límite-inferior	9.295	3.000	3.098	1.19	.371
		Esfericidad asumida	21.782	267	0.082	1.15	.086
		Greenhouse-Geisser	21.782	18.162	1.199	1.15	.341
Error		Producción de leche	Huynh-Feldt	21.782	108.903	0.200	1.15
	Límite-inferior		21.782	3.000	7.261	1.15	.388
	Esfericidad asumida		15.546	712	.022		
	Greenhouse-Geisser		15.546	29.019	.536		
	Consumo de alimento	Huynh-Feldt	15.546	75.979	.205		
		Límite-inferior	15.546	8.000	1.943		
		Esfericidad asumida	20.709	712	.029		
	Índice de conversión alimenticia	Greenhouse-Geisser	20.709	24.710	.838		
		Huynh-Feldt	20.709	57.118	.363		
		Límite-inferior	20.709	8.000	2.589		
		Esfericidad asumida	50.709	712	0.071		
	Error	Greenhouse-Geisser	50.709	48.431	1.047		
Huynh-Feldt		50.709	290.409	0.175			
Límite-inferior		50.709	8.000	6.339			

en esta variable en cuanto a los meses de prueba. En la interacción grupo*período, en la Tabla 5 se observa, para las variables producción de leche y consumo de alimento, que existe significancia al suponer esfericidad ($p < 0.05$); sin embargo, para los índices de corrección Greenhouse-Geisser y Huynh-Feldt ambas variables presentan un valor $p > 0.05$. La variable índice de conversión alimenticia no presenta significancia ($p > 0.05$) tanto al suponer esfericidad como al usar cada uno de los tres índices de corrección. De esta

Tabla 6. Valores de épsilon (ϵ) empleados en el ajuste de los grados de libertad del estadístico F.

Variable	Greenhouse-Geisser ϵ_{GG}	Huynh-Feldt ϵ_{HF}	Límite-inferior ϵ_{LI}
Producción de leche	0.041	0.107	0.011
Consumo de alimento	0.035	0.080	0.011
Índice de conversión alimenticia	0.068	0.408	0.011

manera, se puede concluir que se observan valores de p que no permiten rechazar la hipótesis de no interacción entre los factores grupo y período.

La variable de producción de leche no muestra diferencias significativas ($p > 0.05$) entre los tratamientos, lo que significa que la inclusión o cantidad añadida de *Lippia palmeri* S. Watson en los tratamientos, así como la sincronía de nutrientes no afecta a esta variable. La producción de leche mostró que es similar entre los tratamientos. Se puede observar que se obtuvo una producción considerable como se muestra en la Figura 1. En dicha figura se observa, en los primeros 5 días del estudio, que la producción de leche alcanzó un promedio de 0.894 ± 0.322 kg, y tuvo una máxima de producción promedio en los 4 tratamientos en el día 13, con un peso de 0.939 ± 0.386 kg, y se observó su producción más baja en el día 76 con 0.443 ± 0.209 kg. Sin embargo, para el día 90, se presentó un alza en la producción

promedio, ya que alcanzó 0.623 ± 0.258 kg. En general, durante el período experimental, el promedio de la producción de leche fue de 0.750 ± 0.354 kg.

En la Figura 2 se muestra el consumo de alimento durante el periodo experimental. En dicha figura se observan fluctuaciones en el consumo de alimento que coinciden con el patrón de la producción de leche. Se puede observar, además, que el consumo de alimento inicia con un promedio de 1.038 ± 0.424 kg, y alcanza el máximo consumo de alimento en el día 40 (1.319 ± 0.355 kg). En dicha figura se observa también una baja en el consumo de alimento muy similar en los días 73 y 87 (1.015 ± 0.354 kg y 1.011 ± 0.280 kg, respectivamente), y cierra con un consumo en el último día de prueba de 1.071 ± 0.196 kg. En general, el consumo de alimento durante los 90 días de la investigación presentó un promedio de 1.180 ± 0.381 kg.

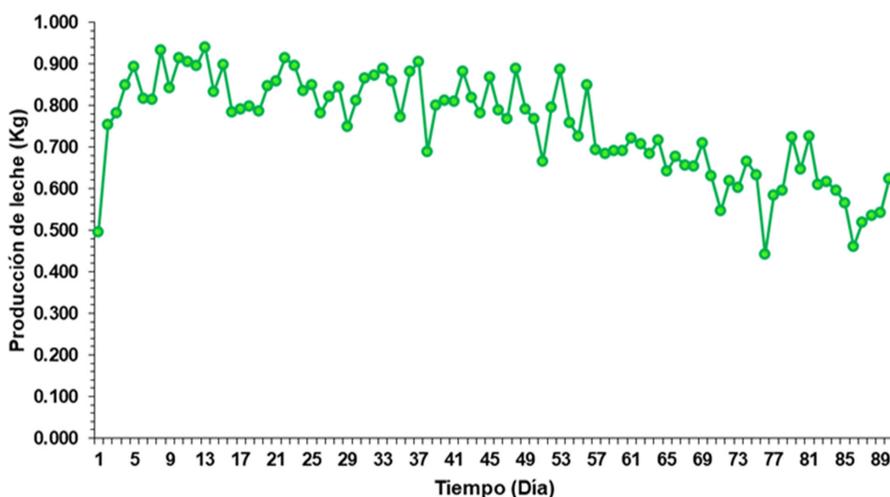


Figura 1. Evolución temporal de la producción de leche (kg/día).

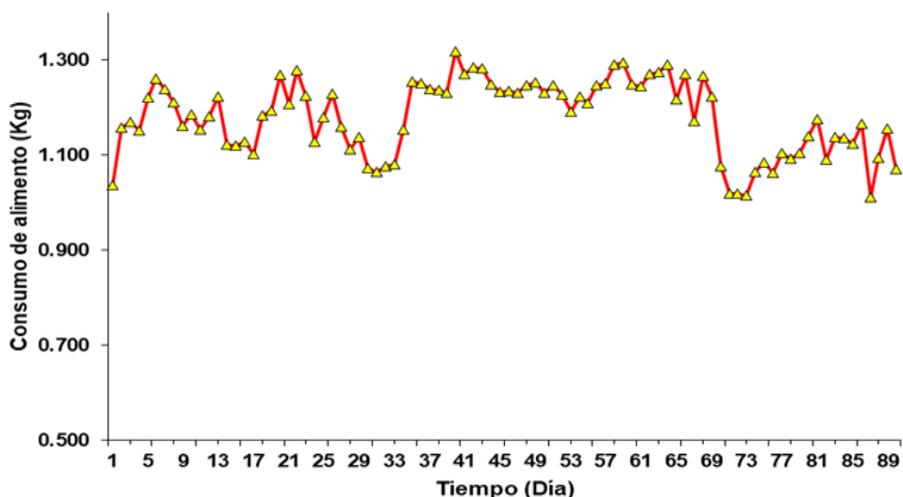


Figura 2. Evolución temporal del consumo de alimento (kg/día).

La Figura 3 muestra el comportamiento del índice de conversión alimenticia. Al inicio del estudio se notó un alza debido a que los animales presentaron producción de leche con nulo consumo de alimento (día 1 = 4.402 ± 6.145 kg/kg). El patrón de la conversión alimenticia entre los días 2 y 90 presentó fluctuaciones de 1.278 ± 0.478 kg/kg (día 33) a 3.331 ± 2.12 kg/kg (día 85). El índice de conversión alimenticia promedio durante el periodo experimental fue de 1.866 ± 1.258 kg/kg.

En la Figura 4 se presenta el diagrama de dispersión (n=360) de la relación de la producción de leche como función del consumo de alimento durante el periodo experimental. El análisis de mínimos cuadrados denota una relación lineal y positiva entre estas dos variables, obteniendo una pendiente de 0.6095 con un intervalo del 95 % de confianza de .5336 a .6815; lo que indica que al incrementarse un kilogramo en

el consumo de alimento se espera un incremento de .6095 kg en la producción de leche cuando el consumo de dicho alimento se encuentra dentro del rango de 0.478 kg a 1.658 kg. El consumo de alimento explica alrededor del 41 % ($R^2=0.406$) de la variabilidad en la producción de leche (Figura 4). Este resultado muestra la importancia de proporcionar alimento que sea nutricionalmente balanceado, suficiente, bien aceptado y con adecuada palatabilidad para los animales.

Discusión

De acuerdo con los resultados de la producción de leche, se evidencia que al utilizar *Lippia palmeri* S. Watson no se encontraron diferencias significativas entre tratamientos ($p > 0.05$) durante el periodo experimental, conforme a los resultados

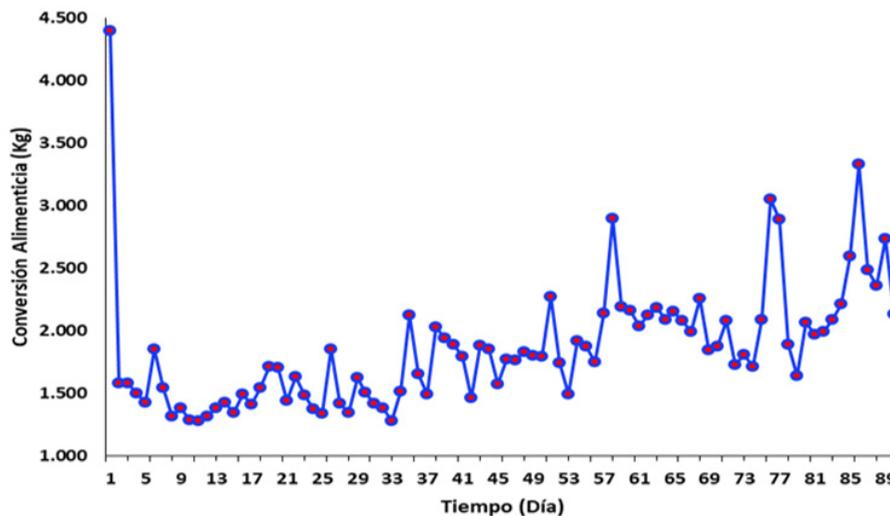


Figura 3. Evolución temporal del índice de conversión alimenticia (kg/kg).

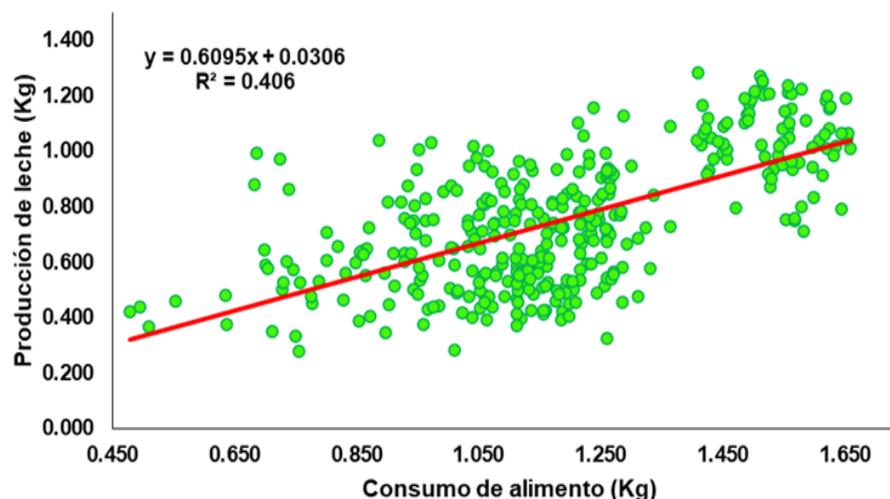


Figura 4. Relación entre la producción de leche (kg) y consumo de alimento (kg) durante el periodo experimental (n=360). La ecuación de regresión, generada por el método de mínimos cuadrados y el coeficiente de determinación (R^2), se denota dentro del gráfico.

documentados por Tekippe *et al.* (2011) y Hristov *et al.* (2013), quienes utilizaron tejido foliar de orégano en la producción de leche en bovinos y no encontraron influencia de *Origanum vulgare*, que, junto con *Lippia palmeri* S. Watson, comparten los agentes activos en los que se destaca el carvacrol en concentraciones similares. Además, Morsy *et al.* (2012) evaluaron el efecto de las plantas aromáticas como clavo, anís y enebro en dietas destinadas para caprinos, pero no encontraron diferencias en la producción láctea. Si bien no se detectan diferencias estadísticas en esta variable tanto para la presente investigación como en los autores mencionados, los rendimientos de la producción de leche se pueden considerar adecuados para cabras criollas de acuerdo con su tipo racial, ya que el uso de orégano no aumentó ni disminuyó significativamente la producción de leche; esta se mantuvo en promedios normales.

Con respecto a la variable índice de conversión alimenticia, Olijhoek *et al.* (2019), en su estudio realizado en vacas lecheras, no detectaron efectos significativos entre sus tratamientos al utilizar tres diferentes niveles de hojas secas de orégano de 1.78%, 3.55% y 5.33% en las dietas implementadas en su investigación. Lo anterior coincide con los resultados observados en el presente estudio, en el que no se encontraron diferencias entre los tratamientos en conversión alimenticia al utilizar 2.6 % de hojas de *Lippia palmeri* S. Watson en la dieta. En cuanto al consumo de alimento, los resultados revelaron un mayor consumo en los tratamientos con la inclusión de *Lippia palmeri* S. Watson sin embargo, no mostraron diferencias significativas entre tratamientos. Al igual que otras investigaciones en las que se utilizó *Origanum vulgare* y otras plantas aromáticas, el consumo de alimento no fue afectado al utilizarse en bovinos y caprinos lecheros (Tekippe *et al.*, 2011; Morsy *et al.*, 2012; Hristov *et al.*, 2013; Paraskevakis *et al.*, 2015).

En el presente estudio no se denotan diferencias entre los tratamientos en cuanto al efecto de la sincronía de nutrientes en las variables de producción de leche, consumo de alimento y conversión alimenticia, pues se observa que no afectan a las variables mencionadas, como lo reporta Kolver *et al.* (1998) en su experimento en vacas lecheras alimentadas con dietas sincrónicas y asincrónicas. Si bien los resultados de la presente investigación coinciden con lo documentado por los diferentes autores antes descritos, es decir, no se demuestra ningún efecto del orégano en las variables estudiadas, los contenidos de los demás ingredientes deben ser tomados en cuenta en las dietas de futuros trabajos, además del tipo racial de los animales, edad, estado de lactancia, duración del experimento, entre otros factores, y se sugiere seguir impulsando esta clase de investigaciones para encontrar el nivel adecuado de orégano.

Conclusión

Se determinó el efecto de las hojas de la planta aromática *Lippia palmeri* S. Watson y la sincronía de nutrientes en la alimentación de pequeños rumiantes. Los resultados encontrados no muestran diferencias significativas entre tratamientos y no existió un efecto por parte de *Lippia palmeri* S. Watson y la sincronía de nutrientes en la producción de leche de cabra. Sin embargo, también hay que tener en cuenta que en el experimento se utilizó un ingrediente de bajo valor nutricional como la paja, que, añadiendo un porcentaje de orégano en la dieta, puede ayudar a llevar una producción constante y ser utilizado como un suplemento natural. Se sugiere seguir realizando más pruebas en rumiantes para determinar qué nivel sería el óptimo y adecuado, y así hacer más eficiente la producción de leche o de carne, o cualquiera que sea el destino del aprovechamiento caprino. A pesar de que los resultados estadísticos no mostraron significancia entre los tratamientos, la producción y consumo de alimento alcanzó promedios adecuados en cabras criollas; de esta manera se puede inferir que *Lippia palmeri* S. Watson puede ayudar a la alimentación de los rumiantes como un aditivo añadido a los alimentos de bajo valor nutricional que se puede implementar, además no muestra afectaciones en el rumen, la que lo convierte en una opción segura para los rumiantes cuando en el agostadero el alimento es escaso. De esta manera ayudaría a los productores a reducir la mortandad de los animales durante estos períodos y a proveer con alimentación y nutrición de bajo costo.

Agradecimientos

Este trabajo está dedicado a la memoria del Dr. Roque Gonzalo Ramírez Lozano (Q.E.P.D.). Queremos agradecer al CONACYT por la beca de doctorado otorgada al primer autor de la presente investigación y a la Universidad Autónoma de Baja California Sur por facilitar los laboratorios y el sitio de estudio.

Referencias

- Adam, K.; Sivropoulou, A.; Kokkini, S.; Lanaras, T. y Arsenakis, M. (1998). Antifungal activities of *Origanum vulgare* subsp. *hirtum*, *Mentha spicata*, *Lavandula angustifolia*, and *Salvia fruticosa* essential oils against human pathogenic fungi. *Journal of Agricultural and Food Chemistry*, 46(5), 1739-1745. <https://doi.org/10.1021/jf9708296>
- AOAC. (1997). *Official methods of analysis of AOAC International*. 16th ed. Washington, D.C.
- Bampidis, V. A.; Christodoulou, V.; Florou-Paneri, P.; Christaki, E.; Spais, A. B. y Chatzopoulou, P. S. (2005). Effect of dietary dried oregano leaves supplementation on performance and carcass characteristics of growing lambs. *Animal Feed Science Technology*, 121(3-4), 285-295. <https://doi.org/10.1016/j.anifeedsci.2005.02.002>

- Benson, M. E.; Henry, M. J. y Cardellino, R. A. (1999). Comparison of weigh-suckle-weigh and machine milking for measuring ewe milk production. *Journal of Animal Science*, 77(9), 2330-2335. <https://doi.org/10.2527/1999.7792330x>
- Carro-Travieso, M.; Saro, C.; Mateos, I.; Díaz, A. y Ranilla, M. J. (2014). Perspectivas y retos de los extractos vegetales como aditivos alimentarios en rumiantes. *Albeitar*, 179, 4-6. http://oa.upm.es/35229/1/INVE_MEM_2014_191171.pdf
- Castillo-López, R. I.; Gutiérrez-Grijalva, E. P.; Leyva-López, N.; López-Martínez, L. X. y Heredia, J. B. (2017). Natural alternatives to growth-promoting antibiotics (GPA) in animal production. *Journal of Animal and Plant Science*, 27(2), 349-359. <http://www.thejaps.org.pk/docs/v-27-2/01.pdf>
- Hall, M. B. y Huntington, G. B. (2008). Nutrient synchrony: Sound in theory, elusive in practice. *Journal of Animal Science*, 86(14 Suppl), E287-E292. <https://doi.org/10.2527/jas.2007-0516>
- Hristov, A. N.; Lee, C.; Cassidy, T.; Heyler, K.; Tekippe, J. A.; Varga, G. A. y Brandt, R. C. (2013). Effect of *Origanum vulgare* L. leaves on rumen fermentation, production, and milk fatty acid composition in lactating dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 96(2), 1189-1202. <https://doi.org/10.3168/jds.2012-5975>
- International Business Machines (IBM). (2013). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. IBM Corp. Armonk, NY, USA. N/p.
- Jouany, J. y Morgavi, D. (2007). Use of 'natural' products as alternatives to antibiotic feed additives in ruminant production. *Animal*, 1(10), 1443-1466. <https://doi.org/10.1017/S1751731107000742>
- Kolver, E.; Muller, L. D.; Varga, G. A. y Cassidy, T. J. (1998). Synchronization of ruminal degradation of supplemental carbohydrate with pasture nitrogen in lactating dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 81(7), 2017-2028. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(98\)75776-5](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(98)75776-5)
- Meneses, R.; Pérez, P.; Pittet, J.; Galleguillos, P. y Morales, M. S. (2001). Estrategia de alimentación durante la crianza de crías caprinas criollas. *Agricultura Técnica*, 61(2), 171-179. <https://dx.doi.org/10.4067/S0365-28072001000200007>
- Mitsiopolou, C.; Karaiskou, C.; Simoni, M.; Righi, F.; Pappas, A. C.; Sotirakoglou, K. y Tsiplakou, E. (2021). Influence of dietary sesame meal, vitamin E and selenium supplementation on milk production, composition, and fatty acid profile in dairy goats. *Livestock Science*, 244, 104336. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2020.104336>
- Morsy, T. A.; Kholif, S. M.; Matloup, O. H.; Abdo, M. M. y El-Shafie, M. H. (2012). Impact of anise, clove and juniper oils as feed additives on the productive performance of lactating goats. *International Journal of Dairy Science*, 7, 20-28. <https://dx.doi.org/10.3923/ijds.2012.20.28>
- Olijhoek, D. W.; Hellwing, A. L. F.; Grevsen, K.; Haveman, L. S.; Chowdhury, M. R.; Løvendahl, P. y Lund, P. (2019). Effect of dried oregano (*Origanum vulgare* L.) plant material in feed on methane production, rumen fermentation, nutrient digestibility, and milk fatty acid composition in dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 102(11), 9902-9918. <https://doi.org/10.3168/jds.2019-16329>
- Paraskevakis, N. (2015). Effects of dietary dried Greek oregano (*Origanum vulgare* ssp. *hirtum*) supplementation on blood and milk enzymatic antioxidant indices, on milk total antioxidant capacity and on productivity in goats. *Animal Feed Science and Technology*, 209, 90-97. <https://doi.org/10.1016/j.anifeedsci.2015.09.001>
- Ramírez, R.; Armenta, J. A.; Ramírez, R. G. y Romero, E. (2011). Organic matter and crude protein ruminal degradation synchrony in diets selected by range goats. *Tropical and Subtropical Agroecosystems*, 14(1), 109-117. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=93915703009>
- Robinson, T.; Bu, D.; Carrique-Mas, J.; Fèvre, E.; Gilbert, M.; Grace, D. y Woolhouse, M. (2017). Antibiotic resistance: Mitigation opportunities in livestock sector development. *Animal*, 11(1), 1-3. <https://doi.org/10.1017/S1751731116001828>
- Sinclair, L. A.; Garnsworth, P. C.; Newbold, J. R. y Buttery, P. J. (1993). Effect of synchronizing the rate of dietary energy and nitrogen release on rumen fermentation and microbial protein synthesis in sheep. *The Journal of Agricultural Science*, 120(2), 251-263. <https://doi.org/10.1017/S002185960007430X>
- Tekippe, J. A.; Hristov, A. N.; Heyler, K. S.; Cassidy, T. W.; Zheljzkov, V. D.; Ferreira, J. F. S. y Varga, G. A. (2011). Rumen fermentation and production effects of *Origanum vulgare* L. leaves in lactating dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 94(10), 5065-5079. <https://doi.org/10.3168/jds.2010-4095>
- Troyo, E.; Mercado, G.; Cruz, A.; Nieto, A.; Valdez, R. D.; García, J. L. y Murillo, B. (2014). Análisis de la sequía y desertificación mediante índices de aridez y estimación de la brecha hídrica en Baja California Sur, noroeste de México. *Investigaciones Geográficas*, 85, 66-81. <http://dx.doi.org/10.14350/ig.32404>
- Wanapat, M.; Cherdthong, A.; Phesatcha, K. y Kang, S. (2015). Dietary sources and their effects on animal production and environmental sustainability. *Animal Nutrition (Zhongguo xu mu shou yi xue hui)*, 1(3), 96-103. <https://doi.org/10.1016/j.aninu.2015.07.004>