



## UTILIZACIÓN DE UN ÍNDICE DE DIMORFISMO SEXUAL MULTIVARIANTE: UN EJEMPLO EN *Bos taurus L.*

### USE OF A MULTIVARIATE SEXUAL DIMORPHISM INDEX: AN EXAMPLE IN *Bos taurus L.*

Arcesio Salamanca-Carreño<sup>1a\*</sup>, Pere M. Parés-Casanova<sup>2</sup>, David E. Rangel-Pachón<sup>1b</sup>, Mauricio Vélez-Terranova<sup>3</sup> y Germán Martínez-Correal<sup>4</sup>

<sup>1a</sup> Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Cooperativa de Colombia, 50001 Villavicencio, Colombia

<https://orcid.org/0000-0002-5416-5906>

<sup>1b</sup> Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Cooperativa de Colombia, 50001 Villavicencio, Colombia

<https://orcid.org/0009-0004-3883-9730>

<sup>2</sup> Departamento de Bromatología, Universitat Oberta de Catalunya, 08018 Barcelona, España  
<https://orcid.org/0000-0003-1440-6418>

<sup>3</sup> Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Colombia sede Palmira, 763531 Palmira, Colombia

<https://orcid.org/0000-0002-1941-4313>

<sup>4</sup> Asociación de criadores de bovinos de razas criollas y colombianas de los Llanos Orientales, 50001 Villavicencio, Colombia

\* Autor para correspondencia: asaca\_65@yahoo.es

#### RESUMEN

El dimorfismo sexual se refiere a las diferencias morfológicas entre machos y hembras de una misma especie, tradicionalmente evaluadas usando métodos univariantes (ej., tamaño), y con poca frecuencia, mediante métodos multivariantes que integran caracteres cuantitativos y cualitativos. Este estudio propone el uso del índice de Gower para la evaluación del dimorfismo sexual multivariante en *Bos taurus L.* La solidez de este enfoque se basa en los valores medios de descriptores etnológicos de 25 razas bovinas taurinas actuales (ibéricas, europea y criollas). Para cada raza, se obtuvieron nueve caracteres: dos cualitativos ordinales y siete cuantitativos continuos. Los caracteres cualitativos fueron la longitud del cuello y el tamaño de la papada, mientras que las variables cuantitativas incluyeron peso vivo, alzada a la cruz, diámetro longitudinal, diámetro dorso-esternal, perímetro torácico, perímetro de la caña anterior y diámetro bicostal. Se concluye que, al integrar variables de diferentes tipos, el índice de Gower es un buen indicador de dimorfismo sexual en *Bos taurus L.*

**Palabras clave:** análisis multivariante, ganado bovino, índice de crecimiento, medida corporal, razas autóctonas, razas naturalizadas.

#### ABSTRACT

Sexual dimorphism refers to morphological differences between males and females of the same species, traditionally evaluated using univariate methods (e.g., size) and, less frequently, multivariate approaches that integrate quantitative and qualitative traits. This study proposes the

use of the Gower index to assess multivariate sexual dimorphism in *Bos taurus* L. The robustness of this approach is based on the mean values of the ethnological descriptors from 25 existing taurine cattle breeds (Iberian, European, and Creole). For each breed, nine traits were recorded: two ordinal qualitative traits and seven quantitative continuous traits. The qualitative data considered neck length and dewlap size. The quantitative data considered live weight, height at the withers, longitudinal diameter, dorso-sternal diameter, thoracic perimeter, anterior shank perimeter, and bicostal diameter. It can be concluded that, by integrating variables of different types, the Gower index is a good indicator of sexual dimorphism in *Bos taurus* L.

**Keywords:** multivariate analysis, cattle, growth rate, body measurement, native breeds, naturalized breeds.

## INTRODUCCIÓN

El análisis de clúster posee un algoritmo matemático en el que se establecen muchas interrogantes que aún no han tenido una respuesta incorporada a las investigaciones zootécnicas actuales (Miranda, 1997). De hecho, este método parte del cálculo de una matriz de semejanza entre los individuos que debe ser obtenida a partir de una métrica  $d(X_i, X_j)$  que refiere la similitud, disimilaridad o distancia entre el individuo  $i$  y el  $j$ ; dicha métrica se selecciona de acuerdo a las escalas de medición de las variables (Chávez Esponda et al., 2010), así como de las estructuras de correlación entre ellas, pero aún se desconoce cuál de las métricas ofrece la agrupación jerárquica más estable, más cercana al agrupamiento real entre razas.

Si todas las variables (parámetros evaluados) son continuas existe un conjunto de distancias para calcular la similitud, siendo la más conocida la distancia Euclíadiana (Varela, 1996). Sin embargo, esta métrica no es recomendable cuando las variables están dadas en escalas diferentes. Si bien, en algunos casos, se sugiere antes del análisis, estandarizar, no existe un criterio universal aceptado para seleccionar la medida de similitud más adecuada. Además, los patrones de agrupamiento pueden variar según la métrica utilizada, incluso cuando se emplea el mismo método de aglomeración. Asimismo, en ciertas situaciones es necesario analizar parámetros de naturaleza mixta, lo que genera una matriz de datos que combina variables cuantitativas, cualitativas y binarias.

El análisis de clúster es el método que se utiliza para establecer grupos de individuos, unificando dentro de un mismo grupo a aquellos elementos que tengan características similares (Lin y Chen, 2006). En los métodos de clasificación juega un rol importante el índice de similitud o distancia utilizada pues de ello depende en gran medida que los resultados finales tengan la mayor confiabilidad posible (Miranda, 1997; Chávez Esponda et al., 2010). La selección de este índice o coeficiente es de acuerdo con las variables

medidas. Si todas las variables son binarias hay un conjunto de similitudes que precisa el grado de semejanza entre dos individuos. Una de las más usadas es la métrica de Jaccard que precisa un porcentaje calculado como número de variables en que dos individuos coinciden con relación al número de variables analizadas (Soto et al., 2006).

La existencia de dimorfismo sexual en tamaño (SSD, por sus siglas en inglés) es una característica ampliamente distribuida en diferentes especies animales (Motani et al., 2018), siendo un fenómeno que, aunque ampliamente estudiado en algunos animales, aún permanece enigmático en cuanto a sus causas últimas. A menudo una de las diferencias más conspicuas en la morfología de machos y hembras adultos es el tamaño corporal, diferencia que ya había notado Darwin entre sexo de varias especies (Darwin, 1871; Serrano-Meneses et al., 2014). La fuerza y el tipo de selección en el tamaño corporal a menudo difieren entre machos y hembras, debido a que sus distintos roles reproductivos favorecen la aptitud óptima divergente (Rohner et al., 2018).

Una de las preguntas clave resulta, entonces, definir qué se entiende por tamaño: alzada, longitud, volumen, peso; y, a la vez, nos surge la pregunta cómo poder definir en un único índice la presencia de dimorfismo en más de un carácter.

Son numerosos los estudios del SSD en razas domésticas: en caballos (Batista Pinto et al., 2008; Purzyc et al., 2011), en cabras y ovejas (Polák y Frynta, 2009), en estirpes de aves (Remeš Székely, 2010), en cerdos (Parés-Casanova, 2013a), en cráneos de cabra (Parés-Casanova et al., 2014), ovejas domésticas (Parés-Casanova, 2015), en caninos (Bidau y Martínez, 2016), en gatos y perros (Bidau y Martínez, 2017). Sin embargo, no existe un criterio universal de cuál medida de SSD se debe usar. La regla de Rensch afirma que el SSD sesgado hacia machos se incrementa con el tamaño de la especie, es decir, mientras más grande la especie, mayor es el tamaño relativo de los machos respecto al de las hembras (Martínez et al., 2014; Bidau y Martínez, 2016)). La expresión del índice SSD, clásicamente usado, es:

$$IDS = [(X_m - X_h) / (X_m + X_h) / 2] \text{ (Smith, 1999)}$$

donde:

*ISD*: Índice de Dimorfismo Sexual

*m*: valor de la característica medida en machos

*h*: valor de la característica medida en hembras

En él, el valor aparecerá positivo cuando el tamaño para la variable en cuestión es superior en los machos (*m*), mientras que será negativo cuando el tamaño para la variable en cuestión sea superior en las hembras (*h*). Por ejemplo, un valor del 5% para el peso corporal indicaría machos más pesados, mientras que si fuese de -5% expresaría machos más livianos que las hembras. Otro índice es  $X_m/X_h$  para especies de machos más grandes y  $2-X_m/X_h$  para especies de hembras más grandes (Lovich y Gibbons, 1992; Smith, 1999; Polák y Frynta, 2010).

Uno de los inconvenientes para usar estos índices es que, al ser bivariantes, se refieren únicamente a un carácter, continuo, y no pueden contemplar conjuntamente un grupo de variables a la vez. Este carácter continuo es el "tamaño", aunque como "tamaño", según la literatura, se usa la talla (normalmente altura a la cruz) (Parés-Casanova, 2013a; Parés-Casanova, 2015), o el peso vivo (Parés-Casanova, 2013a; Parés-Casanova, 2015; Bidau y Martínez, 2016; Bidau y Martínez, 2017).

El uso de índices multivariantes podría permitir incluir más de una variable; y lo óptimo, sería que permitiesen, no sólo variables cuantitativas continuas (lineales, ponderales...) sino también el análisis de datos cuantitativos continuos, y a la vez, rasgos expresados como variables binarias (presencia/ausencia), cualitativos nominales, cualitativos ordinales, y cualitativos discretos. Las técnicas de morfometría geométrica, si bien reflejan las diferencias entre forma pura ("shape") y tamaño ("size"), siendo la combinación de ambos la forma ("form") (Klingenberg, 2016; Watanabe, 2018), no son siempre aplicables a animales vivos, básicamente por lo difícil de obtener imágenes de los animales bien aplomados y situados ante la cámara, y por no poder contemplar otras medidas continuas, como peso, perímetros, gruesos, o variables no continuas.

Cada índice multivariante tiene propiedades diferentes. La elección de un determinado índice de similitud dependerá del peso que se desea dar a las frecuencias de las variables y del tipo de datos que se quieran representar. La distancia Euclídea es la más conocida, la de mayor uso y es la herramienta fundamental de cálculo de la mayoría de los métodos multivariados basados en distancias. Sin embargo, presenta varios inconvenientes: no está acotada, es sensible a

cambios de escalas y considera las *T* (conjunto de números) variables estocásticamente independientes (Demey et al., 2011).

Para la presencia de variables mixtas (cuantitativas, cualitativas y binarias) es usual en este campo usar el coeficiente de Gower (Chávez Esponda et al., 2010), sin embargo, en el mundo pecuario su uso no es frecuente. El coeficiente de distancia de Gower es una medida de similitud que permite la utilización simultánea de binarias, cualitativas y cuantitativas (Gower, 1971).

Los registros en los que trabaja pueden contener una combinación de datos de diferente índole (binarios, cualitativos o cuantitativos). Tanto las matrices de similitudes como las de distancias son simétricas; es decir, la distancia entre el individuo 'a' y el 'b' es la misma que entre el 'b' y el 'a' (Demey et al., 2011). Una puntuación cercana a 1 indica poca similitud, mientras que se aproxima a 0 cuando existe algún grado de similitud. Las distancias pues disminuyen con un aumento del parecido, no son negativas y la distancia de un elemento consigo mismo es cero (Demey et al., 2011).

Como ejemplo ilustrativo de la bondad del índice propuesto, el estudio se realizó en razas bovinas actuales, una especie que presenta un marcado dimorfismo sexual (DS) tanto de tamaño (SSD) como de forma (Parés-Casanova, 2013b); no se diferenciaron, dado el caso, ecotipos, generalmente derivados de los niveles nutritivos o los requerimientos ambientales, ni tampoco variedades.

En este estudio se empleó el análisis de clúster, calculando la matriz de distancia entre sexos dentro de cada raza, a partir del coeficiente de similitud de Gower. El índice de Gower basado en caracteres de diferente tipo discrimina entre machos y hembras mucho mejor de lo que hace un índice univariante, o multivariante basado únicamente en caracteres cuantitativos (Chávez Esponda et al., 2010).

El objetivo fue estudiar la aplicación del índice de similitud de Gower para evaluar el DS de forma, además de SSD, a partir de una matriz multivariante de datos de diferente tipo, en *Bos taurus L*.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Obtención de datos

Se observaron los valores promedios de los descriptores etnológicos de 25 razas bovinas taurinas actuales (machos y hembras). La información fue obtenida de diferentes bases de datos y publicaciones sobre razas bovinas ibéricas, europeas y criollas.

Se obtuvieron los datos de bibliografía

publicada para las razas ibéricas: razas bovinas españolas (Sánchez Belda, 1984; Sánchez Belda, 2002; Fernández Rodríguez et al., 2009; Sañudo, 2009), Bruna del Pirineo (Pareés i Casanova, 2007), bovina negra Andaluza (Nogales et al., 2011), razas de Lidia (Lomillos y Alonso, 2020); para las europeas: Charolais (Jaramillo Chuqui, 2014); y para las criollas: criolla Casanare de Colombia (Sastre et al., 2010; Salamanca-Carreño y Crosby-Granados, 2013), criollo Limonero de Venezuela (Contreras et al., 2012), criollo peruano (Dipas Vargas, 2015), criollo de Ecuador (Cabezas Congo et al., 2019), criollo Barroso-Salmeco de Guatemala (Gutiérrez et al., 2017; Jáuregui y Parés-Casanova, 2020), criollo Guaymi de Panamá (Villalobos-Cortés et al. 2020), y datos propios (inéditos) para el criollo Sanmartinero de la Orinoquia Colombiana.

Aunque puede haber disparidad entre las publicaciones consultadas, ello no conlleva dificultad, debido a que se utilizaron los datos únicamente para efectos de ilustración de la bondad del índice propuesto. Se consultaron también, para las razas que lo disponían, los estándares raciales. Para algunas razas, en ocasiones hubo que extrapolar datos zoométricos a partir de razas similares, como fue el caso para la Bruna de ls Pirineus (Parés i Casanova, 2007), similar a la Parda (Parés i Casanova y Jordana i Vidal, 2008). De estas razas se registró un total de nueve caracteres: dos cualitativos ordinales y siete cuantitativos, para cada sexo.

### Variables cualitativas

Los datos cualitativos fueron: longitud del cuello y tamaño de la papada (ver variables ordinales).

### Variables nominales

Se utilizó como supuestos que la matriz X proviene de la observación de dos atributos o rasgos cualitativos que se asocian a variables del tipo biestado, como el carácter (a) querato (con cuernos). Estos caracteres binarios tomarían el valor 0 si la característica está ausente ("sexo mocho") y el valor 1 si está presente ("sexo con cuernos"). La distancia utilizada debiera basarse en una medida de similitud que no tuviera en cuenta la ausencia simultánea, ya que no aporta ninguna información. Puesto que la presencia/ausencia de cuernos en las razas estudiadas no es un carácter que sea diferentes entre sexos, dicho carácter no se ha considerado para el presente estudio.

Para variables multiestado, el grado de asociación entre los sexos puede medirse utilizando las medidas de similitud propuestas para variables binarias, si las variables

cualitativas multiestado son reemplazadas por pseudovariables. Para el caso del perfil cornual se generarían diversas variables para cada uno de los diseños cornuales: espiral, gancho, en semiluna, en copa, corona, lira, etc. Sin embargo, esta propuesta metodológica tiene el inconveniente de ser artificial, ya que otorga mayor peso a las variables que posean más multiestado. En el presente estudio no se consideró ningún carácter cornual, puesto que en la bibliografía suele usarse una terminología dispar; a pesar de ello, aunque se cree, con seguridad, que en esta región (cornual) se centran muchísimas diferencias de caracteres sexuales secundarios.

Otros caracteres multiestado referidos a los cuernos, con posible interés en el estudio del DS, podrían ser: la sección transversal (oval, circular...), posición (proceros, ortoceros, opistoceros) y color; también serían caracteres multiestado los referidos al aloidismocefálico (celoide, ortoide, cirtoide, con sus variantes super- y sub-). La falta de datos en todas las razas estudiadas no ha permitido considerar los caracteres cornuales ycefálicos. Otro carácter multiestado no considerado en el presente estudio, pero que seguramente tiene valor para el estudio del DS, es el derivado de los índices, tanto etnológicos como productivos, pero, en este caso, se debería ser cauto para evitar redundancias en una misma variable (por ejemplo, la variable "alzada a la cruz" se utiliza en la obtención de los índices de profundidad relativa del tórax, ilio-isquiático transversal, ilio-isquiático longitudinal y de grueso relativo de la caña).

### Variables ordinales

En el caso de las variables ordinales, pueden considerarse como variables cuantitativas si la asignación del ranking no es caprichosa, sino que refleja, en cierta forma, una diferencia entre los estados de la variable. A las variables categóricas ordinales se les consideró como variables cuantitativas después de asignar valores numéricos a los niveles de cada categoría como a continuación se indica: para el desarrollo de la papada discreta, moderada o amplia se les asignó valores 1, 2, 3, respectivamente, ya que las categorías consecutivas pueden considerarse como equidistantes. De esta manera, la nueva variable numérica pudo ser tratada como una variable cuantitativa. Para el caso de la longitud del cuello corto, mediano o largo se le asignó valores 1, 2 o 3, respectivamente.

### Variables cuantitativas

Los siete datos cuantitativos continuos considerados fueron: peso vivo (PV), alzada a la cruz (AC), diámetro longitudinal (DL), diámetro

dORSO-ESTERNAL (DDE), perímetro torácico (PT), perímetro de la caña anterior (PCa) y diámetro bicostal (Dbi). La alzada al esternón ("hueco subesternal") no se consideró puesto que es una variable redundante con otras consideradas (alzada cruz y diámetro dorso-esternal). Tampoco se consideraron variables relacionadas con el tercio posterior, puesto que el DS en el bovino se centra sobre todo en el tercio anterior, y, además, los caracteres relacionados con la grupa suelen presentar un sesgo mayor hacia las hembras, con más interés en sesgos con la misma dirección. El dimorfismo sexual en rasgos cuantitativos de la cabeza (longitudes y anchuras), por la escasez de datos, tampoco se tuvo en cuenta, a pesar de que las variables cefálicas muy probablemente están fuertemente asociadas al DS. Se destaca igualmente que trabajar con pesos corporales estimados, puede limitar el estudio, de nuevo por un tema de redundancia (por ejemplo, estimar el peso a partir del perímetro torácico y, a la vez, contemplar el perímetro torácico como variable lineal en la matriz de datos).

Se calculó la matriz de distancia entre sexos dentro de cada raza, a partir del coeficiente de similitud de Gower (Gower, 1971), definido como:

$$DGower(x_1, x_2) = 1 - \left[ \frac{1}{P} \sum_{j=1}^P S_j(x_1, x_2) \right]$$

donde:

$P$ =cantidad de variables a comparar

$x_1, x_2$ , distancias entre el individuo 1 y el individuo 2

$S_j$ , medida parcial de similitud entre el individuo 1 y el individuo 2

A partir de los índices de Gower entre sexos para cada raza, se realizó, en primer lugar, un Análisis de Componentes Principales (ACP) a partir de la matriz de correlación de todas las variables. Un MANOVA, con remuestreo Jackknife para estimar el sesgo y la varianza generales, permitió realizar una tabla de asignaciones correctas entre machos y hembras. La prueba de normalidad se realizó con el test W de Shapiro-Wilk. Las regresiones, se realizaron con los datos logarítmicamente transformados, y se compararon las rectas con un ANCOVA.

Todo el tratamiento estadístico se realizó con el programa PAST v. 4.17c (Hammer et al., 2001).

## RESULTADOS

En la Tabla 1 se exponen las variables para las 25 razas consideradas. Los dos primeros componentes del ACP explicaron

un 93,89% de la variación total observada ( $CP1+CP2=87,492\%+6,4046\%$ ), o sea que todas, en general, presentaban un peso importante para explicar forma y tamaño. Las variables continuas mostraron descargas positivas, mientras que una de las cualitativas (longitud del cuello) las presentó negativas (Fig. 1), o sea, que las variables de tamaño son todas las cuantitativas, mientras que la estructura cervical se refiere a la forma.

El MANOVA refleja que al utilizar la matriz completa (variables de tamaño y de forma) el porcentaje de asignaciones correctas se incrementa, en comparación a utilizar únicamente las variables referidas al tamaño (Tabla 2). O sea, que el DS expresado por el índice de Gower, cuando se utilizan las variables de tamaño y forma, tiende a ser mayor que cuando se recurre únicamente a las variables de tamaño (Fig. 2).

Los índices para tamaño presentan una distribución normal ( $W = 0,96; p = 0,414$ ), así como los de forma y tamaño ( $W = 0,974; p = 0,768$ ); las dispersiones son similares entre ambos (Tabla 3). Para el índice de forma y tamaño, la media geométrica difiere de 0 (0,1435), y presenta un sesgo y una curtosis marcadas (0,0229 y -0,1868, respectivamente).

## DISCUSIÓN

En el estudio de la regla de Rensch (Bidaux y Martínez, 2016), se observa que el coeficiente de regresión  $r$  es ligeramente mayor cuando se utiliza el índice de tamaño y forma ( $r = 0,574$ ) que únicamente el referido a la alzada a la cruz, como expresión única de tamaño ( $r = 0,532$ ), en ambos casos, con  $p < 0,05$ .

Al relacionar el peso vivo (PV) versus el índice de Gower para alzada a la cruz y tamaño y forma, las líneas de regresión para ambos coeficientes muestran pendientes menores a 1 y estadísticamente no diferentes ( $F = 1,066; p = 0,307$ ) (Fig. 3), indicando el cumplimiento de la regla de Rensch, lo que significa que, a mayor peso de los machos, mayor dimorfismo sexual de tamaño. Esta relación es más clara (más alejada de la proporción 1:1) cuando se utiliza el índice de tamaño y forma.

Aunque el índice de Gower propuesto no responde a ninguno de los criterios sugeridos por Lovich y Gibbons (que el índice presente un escalado adecuado, tenga valores muy intuitivos, presente signo + o - según que la diferencia sea a favor de los machos o de las hembras, y que tenga valores simétricos) (Lovich y Gibbons, 1992), al tratarse de una medida multivariante su uso resultó muy interesante, sobre todo cuando se estudia el dimorfismo sexual general (más de una variable, y tanto de tamaño como de forma),

**Tabla 1. Variables cuantitativas y cualitativas del dimorfismo sexual en las 25 razas bovinas evaluadas.**  
**Table 1. Quantitative and qualitative variables of sexual dimorphism in the 25 cattle breeds evaluated.**

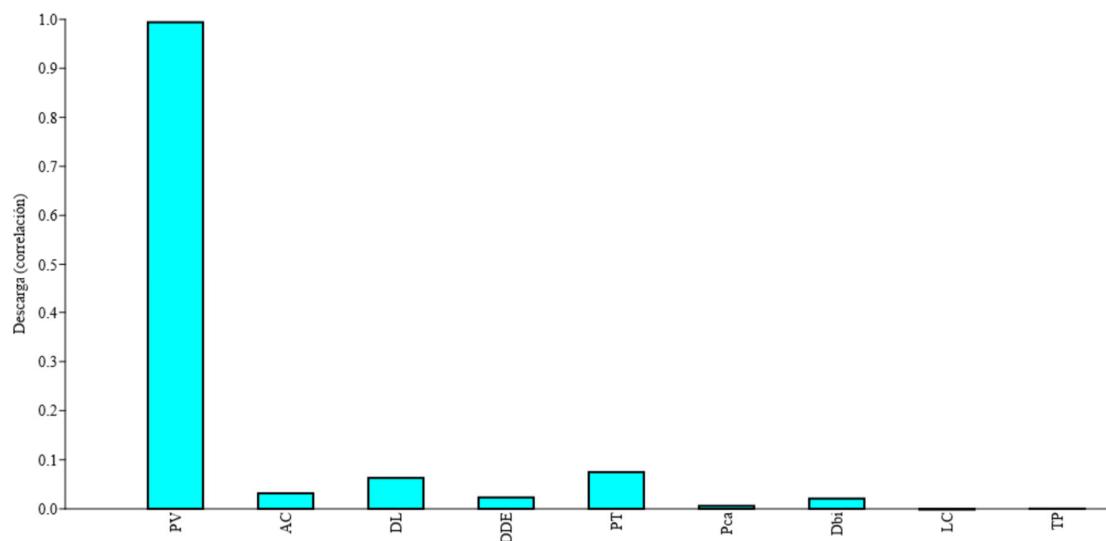
Raza	Sexo	PV	AC	DL	DDE	PT	PCa	Dbi	LC	TP
Alistana-Sanabresa	M	800	148	183	75	230	24	70	1	2
Asturiana de la Montaña	M	750	130	148	75	184	21	48	1	2
Asturiana de los Valles	M	1.000	143	172,5	78	217	22,5	54,5	1	1
Avileña Negra Ibérica	M	900	143,5	175,2	81	210,8	23	57,8	1	1
Barrosa	M	563	141,5	177,2	73,3	202,2	25	45,2	3	3
Berrenda en Colorado	M	900	143	162	79	200	23	51	2	3
Berrenda en Negro	M	875	143	162	79	200	23	51	1	3
Blanca Cacereña	M	650	141	170	74,5	200	22	50	1	2
Bruna dels Pirineus	M	650	141	180	72,7	199,2	21,8	42,8	1	1
Casanare	M	306,4	114,9	128,3	54,1	156	16,6	29,9	2	2
Charolais	M	1.250	146	219	84	259	21	73	1	3
Criollo	M	375	110,6	125,4	54,1	145,2	16,6	29,9	2	2
Guaymi	M	359,8	121,8	132	69,9	165,6	18,6	46,1	1	2
Lidia	M	500	127,8	150,2	74,5	211	19,7	66	1	3
Limiana	M	900	148	183	75	230	24	70	2	1
Limonero	M	390,3	126,7	132	54,1	173,5	19,6	86,7	2	2
Murciana-Levantina	M	800	141	170	78	193	23	55	1	3
Negra Andaluza	M	950	140	173	79	210	21	66	1	3
Palmera	M	600	138	117	54,1	154	25	45,2	1	2
Parda de Montaña	M	1.025	146	180	80	235	24,5	60	2	2
Retinta	M	925	144	185	87	206	22	61	1	1
Rubia Gallega	M	1.000	145	179	79	222	25	54	1	1
Sanmartinero	M	410	124	144	61,5	171	23,6	42,6	2	1
Sayaguesa	M	1.100	158	193	75	223	26	70	1	3
Tudanca	M	540	134	160	72	188	21	66	1	3
Alistana-Sanabresa	H	500	142	168	64	205	20	65	2	1
Asturiana de la Montaña	H	450	120	138	68	158	19	46	2	1
Asturiana de los Valles	H	750	135,5	163	73,5	197,5	20,5	51,5	3	1
Avileña Negra Ibérica	H	550	138,2	166,5	75,5	196,5	21,2	56,8	2	1
Barrosa	H	300	131,7	159,9	73,2	191,4	20,9	39,2	2	3
Berrenda en Colorado	H	550	129	146	74	192	22	44	3	3
Berrenda en Negro	H	600	129	146	74	192	22	44	3	3
Blanca Cacereña	H	550	134	165	67,5	193	19	44	1	2
Bruna dels Pirineus	H	600	131	170	72,7	193,8	21,8	37,5	2	1
Casanare	H	285,1	116,1	125,8	55,8	153	15,6	28,9	2	2
Charolais	H	800	140	202	79	238	21	65	1	2
Criollo	H	255	112,7	128,4	55,8	144,5	15,6	28,9	2	2
Guaymi	H	306,7	116,4	127,9	62,8	158,6	15,9	52,9	3	2
Lidia	H	300	116,8	128,9	64,5	180	16,3	64	3	2
Limiana	H	650	140	168	64	205	20	65	2	1
Limonero	H	403,9	124,4	130,1	55,8	174,3	17,6	86,7	2	2
Murciana-Levantina	H	300	135	167	74	189	21	50	1	3
Negra Andaluza	H	875	135	168	73	190	20	60	2	3
Palmera	H	400	136	114	55,8	150	20,9	39,2	3	2
Parda de Montaña	H	300	136	170	70	200	21	56	2	2
Retinta	H	300	139	178	81	190	19	46	3	1

Rubia Gallega	H	700	135	167	74	192	21	50	3	1
Sanmartinero	H	300	118	138	62,3	172,7	26,9	36,5	2	1
Sayaguesa	H	700	154	182	72	216	24	67	3	3
Tudanca	H	300	131	158	69	181	20	64	3	3

M: machos; H: hembras; PV: peso vivo expresado en kg. El resto de las variables cuantitativas, en cm. AC: Alzada a la cruz; DL: Diámetro longitudinal; DDE: Diámetro dorso esternal; PT: Perímetro torácico; PCa: Perímetro de la caña anterior; Dbi: Diámetro bicostal.

Longitud del cuello (LC): 1: corto; 2: mediano; 3: largo.

Tamaño de la papada (TP): 1: discreta; 2: moderada; 3: amplia.



**Fig. 1.** Descargas del Componente Principal 1, que explicó un 87,492% de la variación total observada. Las variables continuas mostraron descargas positivas, mientras que una de las cualitativas (longitud del cuello) las presentó negativas. PV= peso vivo; AC=alzada a la cruz; DL= diámetro longitudinal; DDE= diámetro dorso esternal; PT=perímetro torácico; Pca= perímetro de la caña anterior; Dbi= diámetro bicostal; LC = longitud del cuello; and TP = tamaño de la papada.

**Fig. 1.** Correlations of Principal Component 1, which explained 87.492% of the total observed variation. Continuous variables showed positive correlations, while one qualitative variable (neck length) showed negative correlations. PV = live weight; AC = height at the withers; DL = longitudinal diameter; DDE = dorsal-sternal diameter; PT = thoracic perimeter; Pca = anterior cannon perimeter; Dbi = bicostal diameter; LC = neck length; and TP= dewlap size.

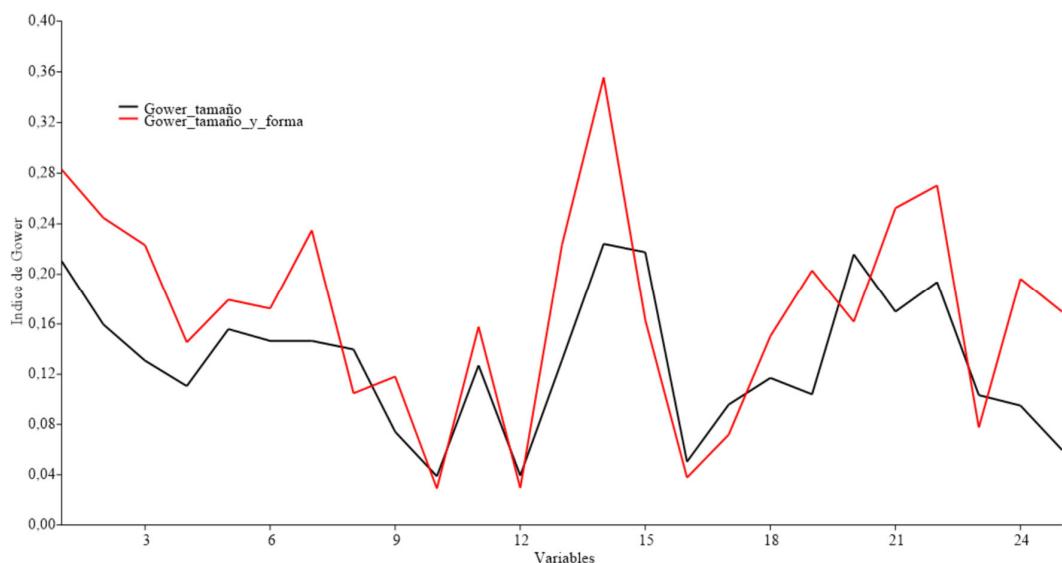
**Tabla 2.** Matriz de asignaciones utilizando: (A) variables únicamente de tamaño (cuantitativas), y (B) variables de tamaño y forma (cuantitativas y cualitativas).

**Table 2.** Assignment matrix using: (A) size variables (quantitative) only, and (B) size and shape variables (quantitative and qualitative).

(A)			
Sexo	Machos	Hembras	Total
Machos	15	12	25
Hembras	12	13	25

(B)			
Sexo	Machos	Hembras	Total
Machos	20	5	25
Hembras	6	19	25



**Fig. 2. Comparación de los índices de Gower utilizando las variables de tamaño y forma, versus el uso únicamente variables de tamaño.**

**Fig. 2. Comparison of Gower indices using both size and shape variables, versus the use of size variables only.**

no únicamente univariante centrado en el tamaño. Puesto que muchos caracteres sexuales secundarios están centrados en la estructuracefálica y cornual, se aboga por la necesidad de trabajar estas zonas desde el punto de vista descriptivo, ajustándose a la metodología estándar (Sañudo, 2009). Aunque no aparecen diferencias estadísticamente significativas entre peso vivo con tamaño y forma, la correlación con tamaño y forma se acerca más a una pendiente menor a 1, requisito para el cumplimiento de la regla de Rensch. El tamaño y la forma pueden transmitir información distinta. Al centrarse únicamente en los patrones de tamaño, es posible ignorar otros procesos que solo se hacen evidentes al analizar la forma, y viceversa (Klingenberg, 2016).

El SSD puede variar entre ambientes, lo que demuestra una plasticidad específica del sexo. El sexo con un tamaño corporal más grande puede mostrar una respuesta más fuerte a la variación ambiental (Rohner et al., 2018). A menudo, los sexos difieren en sus necesidades nutricionales, por lo que el crecimiento puede verse afectado por la calidad o limitación de los nutrientes más en las hembras que en los machos (Lee, 2010), haciendo que el tamaño corporal responda más a la variación ambiental en las hembras (Teder y Tammaru, 2005). Para variables cuantitativas continuas, sería interesante contemplar igualmente datos referidos a la cabeza

(dimensiones cefálicas, craneales y faciales; véase Parés i Casanova y Jordana i Vidal, 2008 para datos promediados de algunas razas actuales).

La variabilidad genética presente en las razas domésticas locales constituye una riqueza potencial que puede ser de gran valor estratégico para el futuro. Los animales domesticados ofrecen recursos sin explotar para los estudios de dimorfismo sexual y existen datos sobre el tamaño corporal de hembras y machos en diferentes razas (Remeš y Székely, 2010). Por otra parte, los estudios morfológicos no pueden desconocer la compleja correlación entre las medidas corporales, por lo que es importante utilizar métodos estadísticos multivariados (Batista Pinto et al., 2008). La selección de un índice multivariado para el estudio del dimorfismo sexual se establece de acuerdo con la disponibilidad de variables que se hayan medido y del tipo de datos que se va a presentar (Soto et al., 2006); igualmente, cada índice multivariante que se utiliza presenta propiedades diferentes (Demey et al., 2011).

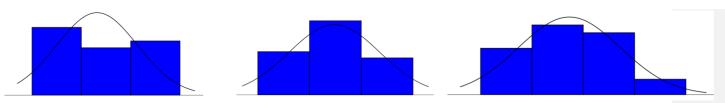
## CONCLUSIONES

Al utilizar el índice de Gower en variables de forma y tamaño, el dimorfismo sexual (DS) tendió a ser mayor cuando se utilizaron sólo variables de tamaño. La estructura cervical (longitud del

**Tabla 3. Índices de Gower calculados utilizando la alzada a la cruz, las siete variables de tamaño (únicamente las cuantitativas) y las dos variables de forma y tamaño (todas).**

**Table 3. Gower indices calculated using height at the withers, the seven size variables (quantitative only), and the two shape and size variables (all).**

Raza	Alzada a la cruz	Tamaño	Tamaño y forma
Alistana-Sanabresa	0,12658	0,21044	0,28283
Asturiana de la Montaña	0,21097	0,15961	0,24471
Asturiana de los Valles	0,15823	0,13078	0,22309
Avileña Negra Ibérica	0,11181	0,11055	0,14542
Barrosa	0,20675	0,15592	0,17944
Berrenda en Colorado	0,29536	0,14653	0,17240
Berrenda en Negro	0,29536	0,14653	0,23490
Blanca Cacereña	0,14768	0,13975	0,10481
Bruna dels Pirineus	0,21097	0,07418	0,11813
Casanare	0,02532	0,03880	0,02910
Charolais	0,12658	0,12705	0,15778
Criollo	0,04430	0,03941	0,02956
Guaymi	0,11392	0,13108	0,22331
Lidia	0,23207	0,22418	0,35564
Limiana	0,16878	0,21747	0,16310
Limonero	0,04852	0,05038	0,03778
Murciano-Levantina	0,12658	0,09586	0,07190
Negra Andaluza	0,10549	0,11707	0,15031
Palmera	0,04219	0,10400	0,20300
Parda de Montaña	0,21097	0,21580	0,16185
Retinta	0,10549	0,16988	0,25241
Rubia Gallega	0,21097	0,19374	0,27030
Sanmartinero	0,12658	0,10341	0,07756
Sayaguesa	0,08439	0,09506	0,19630
Tudanca	0,06329	0,05963	0,16972
CV	52,5	42,4	48,6



CV: Coeficiente de Variación (%). Se exponen los histogramas en la fila inferior.

cuello) como variable cualitativa se refiere a la forma, mientras que las variables continuas se refieren al tamaño, por ello, el índice de Gower es un buen indicador de dimorfismo sexual en *Bos taurus L.*

Al utilizar el índice de tamaño y forma, este indicó que un mayor peso de los machos se relaciona con un mayor dimorfismo sexual de tamaño, lo que implica el cumplimiento de la regla de Rensch.

El dimorfismo sexual en el bovino doméstico, por lo menos en el taurino, parece ser bastante invariable en su dirección (toros de forma diferente y tamaño superior a las vacas), pero difiere en su extensión entre razas.

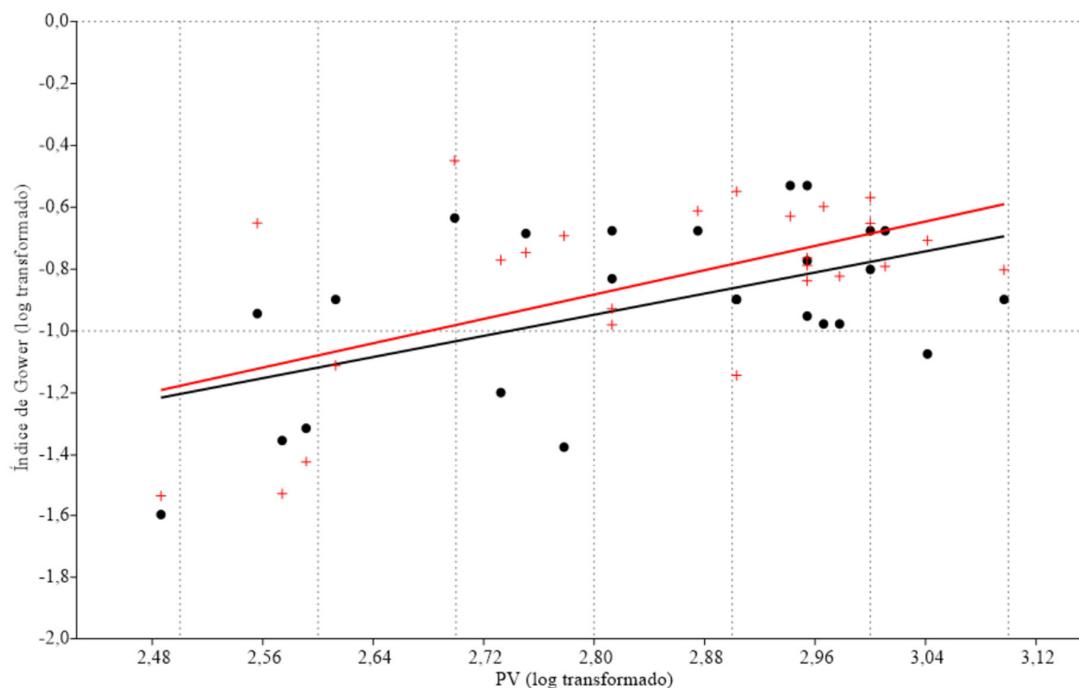
La falta de datos completos de todas las razas es una de las limitaciones en el desarrollo del presente estudio.

## AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen a Comité para el Financiamiento de la Investigación—CONADI (ID3153; ID3353)—de la Universidad Cooperativa de Colombia por facilitar el desarrollo del estudio.

## Contribución de autores

Participación activa en la revisión bibliográfica: Arcesio Salamanca-Carreño, Pere M. Parés-Casanova, David E. Rangel-Pachón.



**Fig. 3. Regresión lineal del peso vivo (PV) versus el índice de Gower para alzada a la cruz (+) y tamaño y forma (●) para 25 razas bovinas actuales.**

**Fig. 3. Linear regression of live weight (LW) versus Gower index for height at the withers (+) and size and shape (●) for 25 existing cattle breeds.**

Participación activa en el desarrollo de la metodología: Pere M. Parés-Casanova, Arcesio Salamanca-Carreño, David E. Rangel-Pachón.

Participación en la discusión de los resultados: Pere M. Parés-Casanova, Arcesio Salamanca-Carreño, Mauricio Vélez-Terranova, Germán Martínez-Correal.

Revisión y aprobación de la versión final del artículo: Pere M. Parés-Casanova, Arcesio Salamanca-Carreño.

#### Conflictos de interés

Los autores declaran que no hay conflicto de intereses.

#### LITERATURA CITADA

Batista Pinto, L. F., F. Queiroz de Almeida, C. R. Quirino, P. C. Nehme de Azevedo, G. Coelho Cabral, E. M. Santos, and A. Corassa. 2008. Evaluation of the sexual dimorphism in Mangalarga Marchador horses using discriminant analysis. *Livestock Science* 119(1-3): 161- 166. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2008.03.014>

Bidau, C. J., and P. A. Martinez. 2016. Sexual size dimorphism and Rensch's rule in Canidae. *Biological Journal of the Linnean Society* 119: 816-830. <https://doi.org/10.1111/bij.12848>

Bidau, C., and P. Martínez. 2017. Cats and dogs cross the line: Domestic breeds follow Rensch's rule, their wild relatives do not. *Vavilovskii Zhurnal Genetiki i Selektii* 21(4): 443-451. <https://doi.org/10.18699/VJ17.263>

Cabezas Congo, R., C. Barba Capote, A. González Martínez, O. Cevallos Falquez, J. M. León Jurado, J. M. Aguilar Reyes, y A. García Martínez. 2019. Estudio biométrico del bovino criollo de Santa Elena (Ecuador). *Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias* 10(4): 819 - 836. <https://doi.org/10.22319/rmcp.v10i4.4850>

Chávez Esponda, D., I. Miranda Cabrera, M. Varela Nualles, y L. Fernández. 2010. Utilización del análisis de clúster con variables mixtas en la selección de genotipos de maíz (*Zea mays*). *Revista Investigación Operacional* 30(3): 209-216.

Contreras, G., Z. Chirinos, E. Molero, y A. Paéz. 2012. Medidas corporales e índices zoométricos de toros Criollo Limonero de Venezuela. *Zootecnia Tropical* 30(2): 175-181.

Darwin, C. 1871. *The descent of man, and selection in relation to sex* (2° edición ed.). (J. Murray, Ed.) London, UK. <http://dx.doi.org/10.5962/bhl.title.121292>

- Demey, J. R., L. Pla, J. L. Vicente-Villardón, J. A. Di Rienzo, y F. Casanoves. 2011. Medidas de distancia y de similitud. En F. Casanoves, L. Pla, y J. A. Di Rienzo (Eds.), *Valoración y análisis de la diversidad funcional y su relación con los servicios ecosistémicos* (págs. 47-59). Turrialba, Costa Rica: CATIE. <https://repositorio.catie.ac.cr/handle/11554/8190>
- Dipas Vargas, E. S. 2015. Zoometría e índices corporales del vacuno criollo en el matadero de Quicapata de la Provincia de Huamanga, a 2720 m.s.n.m. Ayacucho-2014. Tesis de grado, Universidad Nacional San Cristóbal de Huamanga, Ayacucho. <http://repositorio.unsch.edu.pe/handle/UNSCN/2827>
- Fernández Rodríguez, M., M. Gómez Fernández, J. V. Delgado Bermejo, S. Adan Belmonte, y M. Jiménez Cabras. 2009. Guía de campo de las razas autóctonas españolas Guía de Campo de las Razas Autóctonas Españolas. Madrid: SERGA (1º ed.). Madrid: Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino.
- Gower, J. C. 1971. A general coefficient of similarity and some of its properties. *Biometrics* 27(4): 857-871. <https://doi.org/10.2307/2528823>
- Gutiérrez, C. A., J. R. Jáuregui, C. L. Cordón, L. M. Osorio, y C. L. Vásquez. 2017. El Bovino Criollo Barroso-Salmeco En Guatemala. Revista Ciencia Multidisciplinaria CUNORI 1(1): 69-70. <https://doi.org/10.36314/cunori.v1i1.12>
- Hammer, Ø., D. Harper, and P. Ryan. 2001. PAST v. 4.17c. Palaeontologia Electronica 4(1): 1-229.
- Jaramillo Chuqui, A. P. 2014. Caracterización zoométrica de la raza Charoláis en el Cantón Morona. Tesis MSc, Escuela Superior Politécnica de Chimborazo, Riobamba. <http://dspace.esPOCH.edu.ec/handle/123456789/4289>
- Jáuregui, R., and P. M. Parés-Casanova. 2020. Size sexual monomorphism in Barroso-Salmeco cattle from Guatemala. Revista CES Medicina Veterinaria y Zootecnia 15(1): 22-30. <https://dx.doi.org/10.21615/cesmvz.15.1.2>
- Klingenberg, C. P. 2016. Size, shape, and form: concepts of allometry in geometric morphometrics. *Development Genes and Evolution* 26: 113-137 (Review). <https://doi.org/10.1007/s00427-016-0539-2>
- Lee, K. P. 2010. Sex-specific differences in nutrient regulation in a capital breeding caterpillar, *Spodoptera litura* (Fabricius). *Journal of Insect Physiology* 56(11): 1685-1695. <https://doi.org/10.1016/j.jinsphys.2010.06.014>
- Lin, G.-F., and L.-H. Chen. 2006. Identification of homogeneous regions for regional frequency analysis using the selforganizing map. *Journal of Hydrology* 324(1-4): 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2005.09.009>
- Lomillos, J. M., and M. E. Alonso. 2020. Morphometric Characterization of the Lidia Cattle Breed. *Animals* 10(7): 1-16. <https://doi.org/10.3390/ani10071180>
- Lovich, J. E., and J. W. Gibbons. 1992. A Review of Techniques for Quantifying Sexual size Dimorphism. *Growth, Development and Aging* 56(4): 269-281.
- Martínez, P. A., T. Ferreira Amado, y C. J. Bidau. 2014. Una aproximación filogenética al estudio del dimorfismo sexual de tamaño en Felidae y la evaluación de la regla de Rensch. *Ecosistemas* 23(1): 27-36.
- Miranda, I. 1997. Análisis de cluster como estrategia multivariada de clasificación. Solución a un problema taxonómico. Tesis MSc, CENSA-ISAAC.
- Motani, R., J. Huang, D.Y. Jiang, A. Tintori, O. Rieppel, H. You, Y. Hu and Zhang. 2018. Separating sexual dimorphism from other morphological variation in a specimen complex of fossil marine reptiles (Reptilia, Ichthyosauriformes, Chaohusaurus). *Scientific Reports* 8(1): 1-14. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-33302-4>
- Nogales, S., D. Albardonedo, J. M. Recio, J. V. Delgado, and M. E. Camacho. 2011. First results in the study of the morphology present status of the Andalusian black cattle breed. *Archivos de Zootecnia* 60(231): 397-399.
- Parés i Casanova, P. M. 2007. Índices de interés funcional en la raza bovina "Bruna Dels Pirineus". *Revista Electrónica Veterinaria* 8(6): 1-7.
- Parés i Casanova, P. M., and J. Jordana i Vidal. 2008. Zoometric measurements of cephalic conformation in adult bovine males and females (*Bos Taurus*). *Veterinarija ir Zootechnika* 43(65): 73-77.
- Parés-Casanova, P. M. 2013a. Sexual size dimorphism in swine denies Rensch's rule. *Asian Journal of Agriculture and Food Sciences* 1(4): 112-118.
- Parés-Casanova, P. M. 2013b. No ecogeographical trends in body structure for Zebu (*Bos indicus*). *Global journal of multidisciplinary and applied sciences* 1(2): 37-40.
- Parés-Casanova, P. M. 2015. Discrete sexual size dimorphism in domestic sheep. *Annals of Biological Research* 6(10): 43-48.

- Parés-Casanova, P. M., A. Kataba, E. S. Mwaanga, and H. Simukoko. 2014. Skull sexual monomorphism in the Gwembe Dwarf goat breed from Zambia. *Journal of Veterinary Science and Animal Husbandry* 2(3): 1-7. <https://doi.org/10.15744/2348-9790.1.504>
- Polák, J., and D. Frynta. 2009. Sexual size dimorphism in domestic goats, sheep, and their wild relatives. *Biological Journal of the Linnean Society* 98(4): 872-883. <https://doi.org/10.1111/j.1095-8312.2009.01294.x>
- Polák, J., and D. Frynta. 2010. Patterns of sexual size dimorphism in cattle breeds support Rensch's rule. *Evolutionary Ecology* 24: 1255-1266. <https://doi.org/10.1007/s10682-010-9354-9>
- Purzyc, H., F. Kobrynczuk, and J. Bojarski 2011. Sexual dimorphism in Hucul horses using discriminant analysis. *Animal* 5(4): 506-511. <https://doi.org/10.1017/S1751731110002223>
- Remeš, V., and T. Székely. 2010. Domestic chickens defy Rensch's rule: sexual size dimorphism in chicken breeds. *Journal of Evolutionary Biology* 23(12): 2754-2759. <https://doi.org/10.1111/j.1420-9101.2010.02126.x>
- Rohner, P. T., T. Teder, T. Esperk, S. Lüpold, and W. U. Blanckenhorn. 2018. The evolution of male-biased sexual size dimorphism is associated with increased body size plasticity in males. *Functional Ecology* 32(2): 581-591. <https://doi.org/10.1111/1365-2435.13004>
- Salamanca-Carreño, A., y R. A. Crosby-Granados. 2013. Estudio fenotípico del bovino criollo Casanare biotipo Araucano. Análisis zoométrico. *Zootecnia Tropical* 31(3): 201-208.
- Sánchez Belda, A. 1984. Razas Bovinas Españolas. Publicaciones de extensión agraria: Manuales técnicos. Madrid, España: Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. 878 p.
- Sánchez Belda, A. 2002. Razas Ganaderas Españolas. I. Bovinas. Madrid: FEAGAS (Federación Española de Asociaciones de Ganado Selecto).
- Sañudo, C. 2009. Valoración morfológica de los animales domésticos. Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino (Eds.). Madrid, España. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=932806>
- Sastre, H. J., E. Rodero, A. Rodero, M. Herrera, y F. Peña. 2010. Caracterización etnológica y propuesta del estándar para la raza bovina colombiana Criolla Casanare. *Animal Genetic Resources* 46: 73-79. <https://doi.org/10.1017/S207863361000072X>
- Serrano-Meneses, M. A., M. Reyes Hernández, A. Carrillo Muñoz, y M. Rivas. 2014. La conducta reproductiva y la evolución del dimorfismo sexual en tamaño. En J. Rodríguez-Antolín, M. Martínez-Gómez, & R. A. Lucio (Eds.), *Biología Del Comportamiento: Aportaciones Desde La Fisiología* (págs. 285-298). Tlaxcala, Universidad Autónoma de Tlaxcala, MX.
- Smith, R. J. 1999. Statistics of sexual size dimorphism. *Journal of Human Evolution* 36(4): 423-458. <https://doi.org/10.1006/jhev.1998.0281>
- Soto, A. J., I. Ponzoni, y G. E. Vázquez. 2006. Análisis numérico de diferentes criterios de similitud en algoritmos de clustering. *Mecánica Computacional*, 25: 993-1011.
- Teder, T., and T. Tammaru. 2005. Sexual size dimorphism within species increases with body size in insects. *Oikos* 108(2): 321 - 334. <https://doi.org/10.1111/oik.2005.108.issue-2>
- Varela, I. 1996. Aplicación de la estadística multivariada a las ciencias agrícolas. *Cultivos Tropicales* 17: 115-116.
- Villalobos-Cortés, A., M. Carbonó, A. Rodríguez, E. Arosemena, and M. Jaén. 2021. Phenotypic characterization of the Guaymi breed in conservation centers of Panama. *African Journal Agricultural Research* 17(6): 907-915. <https://doi.org/10.5897/AJAR2021.15495>
- Watanabe, A. 2018. How many landmarks are enough to characterize shape and size variation? *PLOS ONE* 13(6): e0198341. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0198341>

