

DETERMINACIÓN SEXUAL EN CRÁNEOS DE SITIOS ARQUEOLÓGICOS DEL HUMEDAL DEL PARANÁ INFERIOR. UNA APROXIMACIÓN DESDE ANÁLISIS CUALITATIVOS Y CUANTITATIVOS

Bárbara Mazza

Instituto Nacional de Antropología y Pensamiento Latinoamericano (INAPL). Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Argentina

PALABRAS CLAVE proceso mastoideo; análisis discriminante; colecciones osteológicas

RESUMEN La determinación del sexo en restos óseos humanos constituye en bioarqueología un tema de especial interés cuando se efectúan interpretaciones de índole conductual y cultural en poblaciones del pasado. En el presente trabajo se propone discutir la aplicación de metodologías cualitativas y cuantitativas a una muestra de 110 cráneos de individuos adultos de ambos sexos provenientes de sitios arqueológicos del Humedal del Paraná inferior (Argentina) con el fin de obtener una discriminación sexual adecuada para la muestra estudiada y evaluar la eficacia de dichas metodologías. Las variables cualitativas relevadas incluyen grados de dimorfismo sexual registradas en la glabella, en el margen supraorbital, en el proceso mastoideo, en la cresta occipital y en la eminencia mentoniana según un sistema or-

dinal de expresión (*scoring*). Los análisis métricos se llevaron a cabo en el proceso mastoideo a partir de las siguientes mediciones: ancho máximo, ancho mínimo, ancho transversal, ancho horizontal, longitud porion-mastooidal, longitud asterion-mastooidal, longitud porion-mastooidal vertical y cálculo de la superficie del área. Todas las variables presentaron diferencias estadísticamente significativas y altos porcentajes de discriminación. Posteriormente se elaboró una función discriminante a partir de las variables métricas que mejor discriminaban entre sexos. Si bien se logró una buena diferenciación sexual tanto a través de los análisis cualitativos como de los cuantitativos se recomienda su uso en forma conjunta para mejorar la precisión en los resultados. *Rev Arg Antrop Biol* 15(1):15-28, 2013.

KEY WORDS mastoid process; discriminant analysis; osteological collections

ABSTRACT Sex determination on human bone remains in bioarchaeology constitutes a special issue to perform interpretations on behavioral and cultural aspects of past societies. The aim of the present work is to discuss the application of qualitative and quantitative methodologies on a sample of 110 skulls of adult individuals of both sexes from archaeological sites of the Paraná inferior Wetland (Argentina), with the purpose to obtain an adequate sexual discrimination for the present sample and to evaluate the efficiency of those methodologies. The qualitative variables recorded include degrees of sexual dimorphism in the glabella, supraorbital margin, mastoid process, nuchal crest and in the mental eminence according to an ordinal system of expression (*scoring*).

The metric analysis was carried out on the mastoid process using the following measures: maximum breadth, minimum breadth, transversal breadth, horizontal breadth, porion-mastoidale length, asterion-mastoidale length, vertical porion-mastoidale length and area surface calculation. All variables presented statistically significant differences and high discrimination percentages. Subsequently a discriminant function was elaborated using those metric variables that better discriminated between sexes. Even though a good sexual discrimination was achieved through qualitative and quantitative analyses, the results suggest that both should be implemented to increase the precision in the results. *Rev Arg Antrop Biol* 15(1):15-28, 2013.

La determinación del sexo en restos óseos humanos constituye en bioarqueología un tema de especial interés cuando se efectúan interpretaciones de índole conductual y cultural en las poblaciones del pasado. Desde hace décadas se han propuesto diversas metodologías a tal efecto que abarcan relevamientos tanto de variables cualitativas como cuantitativas, bajo los supuestos de que los individuos femeninos presentan rasgos más pequeños y gráciles que los masculinos (Frayer y Wolpoff, 1985; White y Folkens, 2005). Los métodos cualitativos se basan en un sistema ordinal de grados de expresión, comúnmente denominado *scoring*, en donde los grados

menores corresponden a individuos gráciles o femeninos y los mayores a individuos robustos o masculinos. Este sistema fue elaborado tanto para el cráneo (Buikstra y Ubelaker, 1994) como para la pelvis (Phenice, 1969; Buikstra y Ubelaker, 1994) a partir de muestras de sexo conocido y es mundialmente aplicado. El problema que presenta este tipo de análisis es la asignación sexual de aquellos individuos cuyos ras-

Correspondencia a: Bárbara Mazza. INAPL. 3 de Febrero 1378. C1426BJN. Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Argentina. E-mail: barbara_mazza@yahoo.com.ar

Recibido 27 Junio 2012; aceptado 21 Noviembre 2012

gos de expresión dimórfica pertenecen a valores intermedios en la escala ordinal, obteniendo de esta forma individuos con sexo indeterminado. A pesar de esto, Krogman (1962; en Meindl et al., 1985) estableció que se puede obtener un 98% de precisión en la asignación sexual si se cuenta con la pelvis y el cráneo, un 95% si sólo está presente la pelvis y un 90% con el cráneo únicamente.

Por otro lado, los métodos cuantitativos se generan a partir de mediciones sobre diversos elementos anatómicos pertenecientes a individuos cuyo sexo es conocido, para luego aplicar las fórmulas predictivas derivadas de aquellos análisis a individuos con sexo desconocido. Algunos ejemplos dentro de la vasta bibliografía lo constituyen el análisis sobre huesos largos (Black III, 1978; Nieto Amada et al., 1992; Albanese et al., 2005; Béguelin y González, 2008; Jiménez-Arenas, 2010; Luna, 2010; Sherwood, 2010), ilión (Yoldi et al., 2001), rótulas (Escorcía Hernández et al., 2007), astrágalo y calcáneo (Steele, 1976; Antona Montoro et al., 2001), escápula y clavícula (Papaioannou et al., 2012), esternón (Franklin et al., 2012), cráneo (Franklin et al., 2005; Dayal et al., 2008), maxilar inferior (Del Río Muñoz et al., 2001) y dientes (Hillson, 2005; Saunders et al., 2007). Si bien estos análisis suelen ser más objetivos que los cualitativos (dado que la observación se encuentra mediada por un instrumento de precisión, obteniendo mediciones que luego son sometidas a diversos análisis estadísticos independientes del observador) comparten el inconveniente de que sólo son aplicables con altos porcentajes de confiabilidad a las poblaciones para las cuales fueron generados. Esto es debido a la presencia de variabilidad fenotípica a nivel interpoblacional (Eveleth, 1975; Hamilton, 1982; Frayer y Wolpoff, 1985), ya que factores de índole ambiental, cultural y genéticos intervienen en la robusticidad del esqueleto tanto craneal como en el poscráneo (Frayer, 1981; Pearson, 2000). Por lo tanto, mediciones antropométricas o variables cualitativas que determinan a los individuos como femeninos o masculinos en una población pueden no hacerlo en otras poblaciones sometidas a distintas condiciones ambientales, culturales y genéticas. Consecuentemente, es necesario evaluar la aplicación de dichas metodologías previo a su implementación en po-

blaciones distantes geográfica o genéticamente a las del estudio original, ya que su uso indiscriminado puede llevar a una clasificación sexual con menor grado de exactitud (Walrath et al., 2004; Barboza et al., 2007; Luna, 2008, 2010; entre otros).

En el caso del Humedal del Paraná inferior (de aquí en más HPI), la determinación sexual de los individuos recuperados en varios sitios arqueológicos se ha llevado a cabo a través de análisis cualitativos utilizando elementos del cráneo y pelvis (Loponte, 2008; Mazza, 2010) y cuantitativos a partir de mediciones en huesos largos (Mazza y Béguelin, 2012). La aplicación de estas metodologías fue posible debido a que los individuos recuperados en los últimos años poseen un buen estado de preservación e integridad anatómica. Sin embargo, en las colecciones osteológicas provenientes de fines del siglo XIX y principios del siglo XX, debido a paradigmas imperantes en la época, el esqueleto craneal fue separado del poscráneo al momento en que los individuos ingresaban en las distintas instituciones nacionales o al tiempo en que eran extraídos del campo (Lehmann-Nitsche, 1910; Castro et al., 2009). En la actualidad, esas prácticas históricas afectan la precisión en la determinación sexual, ya que es imposible contar con los elementos anatómicos diagnósticos (cráneo y pelvis) para cada individuo que se someta a análisis (por ejemplo en las colecciones del Museo de La Plata de la Facultad de Ciencias Naturales y Museo de la Universidad Nacional de La Plata y en el Museo Etnográfico de la Facultad de Filosofía y Letras de la Universidad de Buenos Aires, donde se encuentra el mayor acervo de restos óseos humanos del HPI). Por lo tanto, este trabajo tiene como objetivo discutir la aplicación de metodologías cualitativas y cuantitativas a una muestra de 110 cráneos de individuos adultos de ambos sexos provenientes, en su mayoría, de colecciones de fines del siglo XIX y principios del siglo XX obtenidas de sitios arqueológicos del Humedal del Paraná inferior (Argentina), ubicados temporalmente hacia fines del Holoceno tardío (^{14}C 2000-500 años AP; Loponte, 2008; Mazza, 2010; Bonomo et al., 2011). El fin del trabajo es obtener una discriminación sexual adecuada para la muestra estudiada, en pos de subsanar los problemas creados al separar el cráneo del poscráneo y evaluar la implementación de dichas metodologías a nivel

arqueológico. Los análisis cuantitativos serán implementados solamente en el proceso mastoideo ya que es uno de los elementos craneales que, debido a su posición anatómica y a su estructura compacta, mejor se preserva en contextos arqueológicos (Saavedra de Paiva y Segre, 2003) y no presenta dificultades para su medición. Dentro de estos análisis cuantitativos, se desarrollará una fórmula de análisis discriminante sobre la apófisis mastoides a fin de obtener una estimación confiable del sexo para la región bajo estudio. El objetivo final del trabajo es mejorar la asignación sexual en las colecciones del HPI para avanzar en el conocimiento de su estructura demográfica y comportamientos culturales relacionados con el sexo de los individuos.

MATERIAL Y MÉTODOS

Para llevar a cabo el análisis se relevaron 110 cráneos correspondientes a individuos adultos (65 masculinos, 25 femeninos, 12 posibles femeninos, 4 posibles masculinos y 4 indeterminados)¹ provenientes de diversos sitios arqueológicos ubicados en la región del Humedal del Paraná inferior (Fig. 1): Mazaruca (N:1 Lista, 1878; Torres, 1903), Túmulo 1 y 2 de Paraná Guazú (N:15 y 30, respectivamente), Túmulo 1 de

Brazo Gutiérrez (N:29 Torres, 1911), Túmulo 1 de Brazo Largo (N:5 Torres, 1911; Gatto, 1939), Escuela 31 (N:1 Loponte y Acosta, 2007), Cerro Lutz (N:12 Acosta y Loponte, 2006; Mazza, 2010), Túmulo 2 de Brazo Largo (N:11 Del Papa, comunicación personal 2012), Paranacito (N:5) y Paraná (N:1 Zuccala, comunicación personal 2012), depositados en el Museo de La Plata, el Instituto Nacional de Antropología y Pensamiento Latinoamericano y el Museo Etnográfico.

Para la asignación sexual de los individuos a través de metodologías cualitativas se aplicó un sistema de grados de expresión, comúnmente denominado *scoring*, por el cual se registró en una escala ordinal del 1 al 5 los siguientes rasgos craneales: glabella, margen supraorbital, proceso mastoideo, cresta occipital y eminencia mentoniana, siendo adjudicados los valores 1 y 2 al sexo femenino, 4 y 5 al masculino y 3 como indeterminado (Buikstra y Ubelaker, 1994). Fueron determinados como individuos masculinos aquellos que presentaron índices con valor 4 y 5 y como femeninos a los que se le asignaron valores 1 y 2, en cuatro o en todos los rasgos craneales mencionados, pudiendo tener un rasgo con valor 3 ó asignable a otro sexo que no fuera el predominante (ejemplo: cuatro rasgos craneales con valores 4 y uno con valor 2 se clasificó

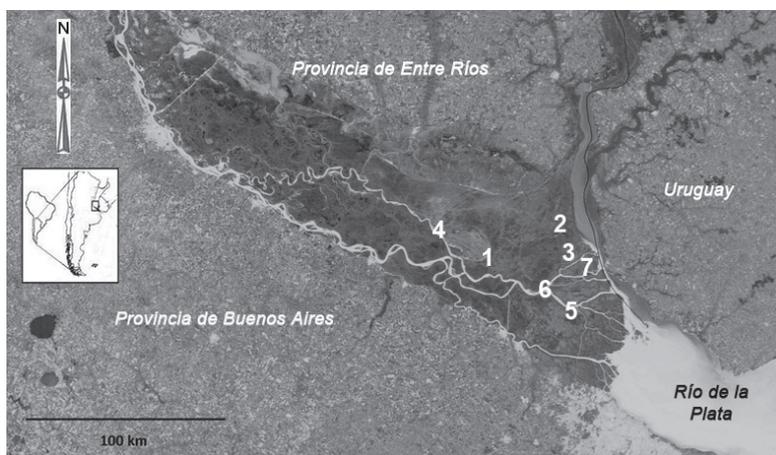


Fig. 1. Mapa del HPI con la ubicación de los sitios analizados. 1: Escuela 31; 2: Cerro Lutz; 3: Túmulo 1 de Brazo Largo; 4: Mazaruca; 5: Túmulo 1 de Paraná Guazú; 6: Túmulo 2 de Paraná Guazú; 7: Túmulo 1 de Brazo Gutiérrez. No se tienen datos de la ubicación exacta de los sitios Paraná; Paranacito y Túmulo 2 de Brazo Largo.

¹La diferencia entre la cantidad de individuos representada por cada sexo es un problema de representación de la muestra. Se optó por la inclusión de todos los individuos, asumiendo los errores que puede conllevar esta decisión que se intentarán solucionar a medida que se añadan nuevos individuos femeninos a la muestra.

como masculino). Los individuos que presentaban cuatro o cinco rasgos con índice número 3 fueron clasificados como indeterminados, como así también aquellos que presentaban combinaciones de valores de ambos sexos (ejemplo: dos rasgos craneales con índices 2, otros dos con índice 4 y el último con índice 3 ó tres rasgos craneales con índice 2 y los otros dos rasgos con índice 5). Mientras que a aquellos individuos con dos o tres rasgos valor 3 y el resto con valores asignables al sexo masculino (4 y/ó 5) o femenino (1 y/ó 2) fueron asignados como posiblemente masculino o posiblemente femenino, en relación al índice predominante. En los casos en que fue posible (sitios Cerro Lutz y Escuela 31), dichas asignaciones sexuales fueron comparadas con la derivada de la pelvis: grado de apertura de la escotadura ciática (Buikstra y Ubelaker, 1994), morfología del arco ventral, concavidad subpúbica y ramo isquiopúbico (Phenice, 1969) corroborando en todos los casos el sexo determinado a partir del cráneo. Es necesario aclarar que la imposibilidad de poder comparar en todos los individuos analizados las asignaciones sexuales efectuadas en el cráneo con los indicadores de la pelvis (debido a las características históricas señaladas más arriba) es una limitante que posee este trabajo y que probablemente se subsanará con la adición de nuevas muestras.

Por otro lado, se relevó el grado de desarrollo de la cresta supramastoidea para evaluar su correspondencia con el sexo asignado a través de las variables cualitativas mencionadas. A pesar de ser un rasgo craneal poco utilizado en la determinación sexual, se ha mencionado la relación entre su grado de desarrollo y el sexo del individuo, siendo los grados mayores de desarrollo correspondientes al sexo masculino y los menores al femenino (e.g. Arenal y Rúa Vaca, 1990; Keiser et al., 2001; Bernard y Moore-Jansen, 2009; Menéndez, 2010). Por lo tanto, para la muestra actual se propuso registrar el desarrollo de la cresta supramastoidea en una escala ordinal del 0 al 3, en donde los valores 0 y 1 se corresponderían con el sexo femenino y los valores 2 y 3 con el masculino. Para corroborarlo se efectuó un análisis de Chi-cuadrado (χ^2 , $p < 0.05$) y se midió la intensidad de la asociación a través del estadístico V de Cramer (Cramer, 1946; Barceló, 2008).

Debido a que algunos individuos determinados como masculinos o femeninos presentaban

en menor medida algún rasgo craneal con valores no asignables a ese sexo, es decir masculinos con algún índice en valor 1 ó 2 y femeninos con índice valor 4 ó 5, se tomó como nivel de análisis a cada una de las variables cualitativas, en donde se calcularon: los porcentajes de casos en los que la asignación sexual para cada variable mencionada coincidió con la determinación sexual efectuada, las asignaciones incorrectas y los indeterminados. El primero de ellos fue calculado en relación con la cantidad de valores 1 y 2 presentes en los individuos con sexo femenino y 4 y 5 en los masculinos para cada rasgo craneal. En cambio, el cálculo de las asignaciones incorrectas se basó en los índices femeninos asignados a individuos determinados como masculinos y viceversa. El porcentaje de indeterminados fue evaluado en referencia tanto a la ausencia del rasgo craneal como su asignación a un índice con valor 3. Estos análisis se realizaron sobre los individuos en los que se pudo determinar el sexo, es decir que se excluyeron a los indeterminados, a los posibles masculinos y posibles femeninos.

Para los análisis cuantitativos, la elección de las variables métricas a relevar se realizó a través de la revisión de trabajos que utilizaban mediciones del proceso mastoideo (Demoulin, 1972; Howells, 1973; Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Kemkes y Göbel, 2006; Nagaoka et al., 2008; Suazo Galdames et al., 2008; Bernard y Moore-Jansen, 2009; Sumati y Phatak, 2010; Sujarittam et al., 2011). Debido a la falta de consenso entre los diferentes autores en la elección de las variables, en este trabajo fueron seleccionadas teniendo en cuenta, principalmente, su eficacia en dichos estudios para discriminar entre sexos como así también la cantidad de veces en que tales variables fueron citadas y la facilidad que presentaba su medición. Finalmente se relevaron siete variables y se efectuaron dos cálculos (área y corrección de área) en base a ellas (Tabla 1, Figs. 2-5). Todas las variables fueron medidas por el mismo observador con un calibre digital (Baker, precisión 0.01mm) en ambos lados del cráneo. Si bien se ha señalado que el asterion presenta variación en su posición tanto a lo largo de la vida del individuo como a nivel interindividual (Day y Tschabitscher, 1998), igualmente fue tomado en cuenta debido a que es una variable necesaria para el cálculo de la superficie del

TABLA 1. Variables cuantitativas relevadas y calculadas

VARIABLES MÉTRICAS	DEFINICIÓN	FIGURA	REFERENCIA
AMX:Ancho máximo	Distancia entre porion y asterion	2	Demoulin, 1972; Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Kemkes y Göbel, 2006, 2008; Galdames et al., 2008; Nagaoka et al., 2008
AMN:Ancho mínimo	Distancia entre porion y la incisura mastoidea lateral	2	Nagaoka et al., 2008
LPM:Longitud porion-mastoidea	Distancia entre porion y el punto más distal del proceso mastoideo	2	Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Kemkes y Göbel, 2006; Nagaoka et al., 2008
LAM:Longitud asterion-mastoidea	Distancia entre asterion y el punto más distal del proceso mastoideo	2	Paiva y Segre, 2003; Kemkes y Göbel, 2006, 2008; Galdames et al., 2008
LPMV:Longitud porion-mastoidea vertical	Altura vertical del proceso mastoideo según el plano de Frankfurt	3	Demoulin, 1972; Howells, 1973; Nagaoka et al., 2008; Bernard y Moore Jansen, 2009; Sumati y Phatak, 2010
ATR:Ancho transversal	Ancho del proceso mastoideo a la altura de su base desde la incisura mastoidea (lado interno) a su lado opuesto a la misma altura.	4	Howells, 1973; Nagaoka et al., 2008; Bernard y Moore Jansen, 2009; Sumati y Phatak, 2010; Sujuritham et al., 2011
AHZ:Ancho horizontal	Ancho del mastoide desde el punto más bajo en donde el plato timpánico toca el proceso mastoideo al borde posterior del proceso a la misma altura	5	Sumati y Phatak, 2010
Área Total	Fórmula de Herón= $\Delta = \sqrt{(a+b+c)(a+b-c)(b+c-a)(c+a-b)}/4$	2	Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Kemkes y Göbel, 2006; Suazo Galdames et al., 2008
Área Corregida	$\Delta = \frac{1}{4} \sqrt{((a+(b+c))(c-(a-b)))(c+(a-b))(a+(b-c))}$	2	Kahan, 2000

área. Al respecto, es necesario mencionar que si bien algunos autores efectúan su cálculo a través de la fórmula de Herón, Kahan (2000) señala los errores de estimación a que conduce su aplicación, motivo por el cual sugirió su corrección (Tabla 1). En este trabajo, se implementaron ambos cálculos para facilitar las comparaciones con las otras investigaciones o resultados.

Una vez relevadas todas las variables se calculó el error intraobservador por medio del estadístico ANOVA de medidas repetidas ($p < 0.10$) y del índice de correlación intraclassa ($ICC < 0.60$) (Zar, 2010). Para ello se eligió al azar 10% de la muestra total y se tomaron tres veces las mediciones con una separación de diez días entre ellas. En la mayoría de las

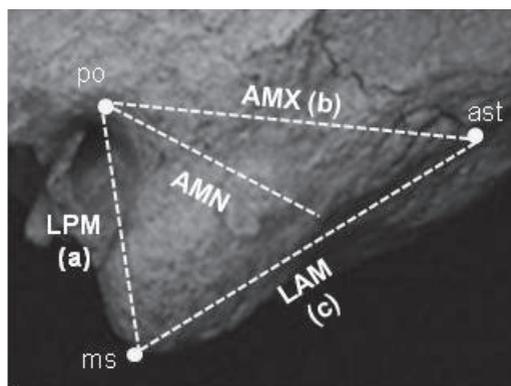


Fig. 2. Mediciones del proceso mastoideo. AMX: ancho máximo; AMN: ancho mínimo; LPM: longitud porion-mastoidea; LAM: longitud asterion-mastoidea; po: porion; ast: asterion; ms: mastoidea.



Fig. 3. Longitud porion-mastoidal vertical.

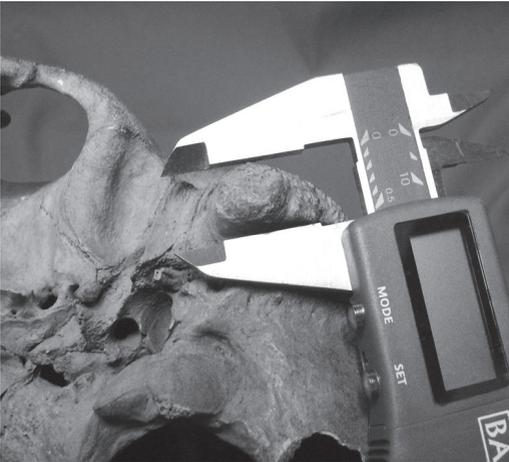


Fig. 4. Ancho transversal del proceso mastoides.

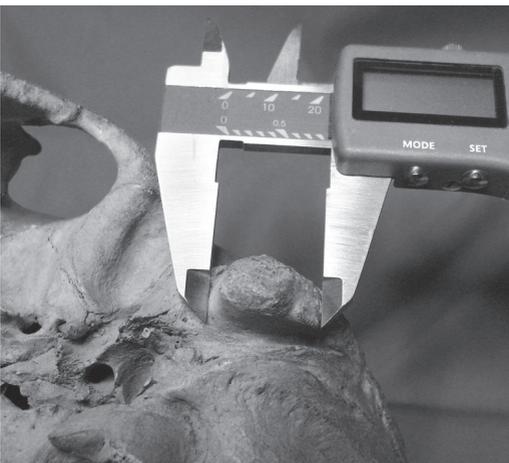


Fig. 5. Ancho horizontal del proceso mastoides.

variables los resultados de replicación no arrojaron diferencias significativas, salvo para la variable Longitud porion-mastoidal vertical (LPMV) ($p < 0.004$; ICC:0.47) que fue eliminada del análisis. Posteriormente se hizo una prueba apareada de T (paired t-test) para evaluar la existencia de diferencias significativas ($p < 0.05$) entre las mediciones de las lateralidades derecha e izquierda (Barceló, 2008). Debido a la ausencia de diferencias estadísticamente significativas se tomaron para el análisis los valores del lado izquierdo y sólo cuando éstos estuvieron ausentes fueron suplantados por los del lado derecho.

Del total de individuos masculinos y femeninos (N:90), se seleccionó al azar un 75% (N total:67, N masculinos:46, N femeninos:21) para el análisis cuantitativo. El 25% restante (N total:23, N masculinos:19, N femeninos:4) fue utilizado para la contrastación de la función discriminante resultante¹.

Antes de realizar los análisis cuantitativos de diferencias entre sexos a escala regional, debió comprobarse que la muestra a analizar fuera homogénea. Es decir, que los individuos femeninos por un lado y los masculinos por el otro para cada variable fueran similares entre sitios, para luego así poder unirlos en una misma base de datos (todos los masculinos por un lado y todos los femeninos por el otro) y llevar a cabo los análisis cuantitativos en su conjunto. La elección del estadístico utilizado para corroborar la homogeneidad de la muestra se basó en la presencia de normalidad en la distribución de cada variable, dividida por sexo y sitio arqueológico, a través del estadístico Shapiro-Wilk ($p < 0.05$). En aquellas distribuciones con un índice de significación superior a 0.05 (distribución normal) se realizó un análisis de ANOVA simple ($p < 0.05$) y en aquellas con un índice menor a 0.05 se aplicó el estadístico no paramétrico Kruskal-Wallis ($p < 0.05$) (Barceló, 2008). En ambos casos, todas las variables arrojaron resultados con una significación mayor a 0.05 comprobando la homogeneidad de la muestra.

Debido a la incidencia de factores postdeposicionales naturales y culturales, algunos puntos a medir en el proceso mastoideo estaban ausentes. Por este motivo y dado que la elaboración de una función discriminante requiere la presencia de una matriz de datos completa,

se imputaron los datos faltantes a partir de los valores presentes en otras variables (Schafer y Olsen, 1998; Schafer y Graham, 2002). A tal fin se utilizó el programa estadístico NORM 2.03 con la opción EM *algorithm*. Una vez obtenida la matriz de datos y antes de proceder con el análisis discriminante, se comprobó nuevamente la normalidad de la distribución para cada variable a través del estadístico Shapiro-Wilk ($p < 0.05$). Luego, se calcularon sus medias, desvíos estándar y la diferencia de medias a través del T-Student, sumándole una prueba t de permutación ($p < 0.05$). Este último análisis compara el estadístico t observado con el estadístico t calculado en 10.000 repeticiones aleatorias, lo que conduce a que su resultado sea más confiable (Barceló, 2008). Todos los cálculos estadísticos uni y bivariados fueron realizados con el programa PAST v. 2.10.

Para seguir con el análisis discriminante y la elaboración de su fórmula, la incorporación de variables en el mismo se llevó a cabo a través del método *stepwise forward* (paso a paso), el cual selecciona y añade a la fórmula aquellas variables que más discriminan entre ambos grupos (en este caso sexo femenino y masculino). La incorporación de variables cesa cuando la adición de una nueva variable no aporta mayor significación estadística (Hair et al., 1999). El punto de corte en la función discriminante que diferencia ambos sexos es igual al punto medio de las funciones en los centroides de los grupos. A su vez, se utilizó el método de validación cruzada para evaluar la capacidad de predicción de la función discriminante generada. En este caso, se crea una nueva función con todos los individuos menos uno y se evalúa su correcta asignación al grupo de pertenencia (femenino o masculino). Este procedimiento se repite con todos los individuos y se obtiene un porcentaje de clasificaciones correctas e incorrectas, lo cual resulta en la valoración del modelo generado. Los análisis discriminantes fueron ejecutados con el programa estadístico SPSS Statistics v.19.

Como complemento de los análisis discriminantes y para evaluar la capacidad de discriminación de cada variable cuantitativa se calcularon sus coeficientes y rankings de discriminación (K y R , respectivamente) para luego poder obtener sus porcentajes de discrimi-

minación y solapamiento. Los coeficientes y rankings de discriminación, si bien no operan en el mismo nivel estadístico que las funciones discriminantes, permiten saber cuáles son las variables que más discriminan entre los sexos y así estimar la probabilidad de error en la clasificación cuando la variable X se use sola. El porcentaje de solapamiento mide la coincidencia de valores en la distribución de cada factor (en este caso los individuos masculinos y femeninos) en cada variable. En cambio, el porcentaje de discriminación representa la diferencia existente entre ambos sexos para cada variable (Lubischew, 1962). Las fórmulas del coeficiente (K) y del ranking de discriminación (R) son:

$$K = \frac{(\bar{X}_{fem} - \bar{X}_{masc})^2}{2 * Sx^2}$$

$$R = \sqrt{\frac{K}{2}}$$

Donde \bar{X}_{fem} y \bar{X}_{masc} son las medias de las variables para cada grupo y Sx^2 es la varianza mancomunada para ambos grupos. Cuanto mayor sea K mayor capacidad de discriminación tiene la variable. Para obtener los porcentajes de discriminación y solapamiento se debe introducir el valor de R en una tabla de distribución normal.

Por último, se calculó para cada variable el porcentaje de dimorfismo sexual (%DS), a partir de la siguiente fórmula (modificada de Frayer, 1981):

$$\%DS = \frac{\bar{X}_{fem} - \bar{X}_{masc}}{\bar{X}_{masc}} * 100$$

RESULTADOS

Análisis cualitativos

A través del análisis cualitativo, de los 110 individuos se determinó a un 59% como masculinos (N:65) y a un 22,72% (N:25) como femeninos, quedando el resto como posibles femeninos (10.90%), posibles masculinos (3.63%) e indeterminados (3.63%).

Por otro lado, se comprobó la eficacia del desarrollo de la cresta supramastoidea como indicador sexual. Los análisis de Chi-cuadrado indicaron diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos ($\chi^2:47.78$; $gl:3$; $p<0.001$), estableciendo como indicadores del sexo femenino los grados 0 y 1 y del sexo masculino, los grados 2 y 3. A su vez, el estadístico V de Cramer refuerza estas diferencias indicando que la asociación entre aquellos grados y el sexo es medianamente alta (0.72).

El análisis de cada rasgo craneal por separado para el 22.72% de individuos femeninos y el 59.0% de masculinos, identificó que la cresta supramastoidea junto a la apófisis mastoides, el margen supraorbital y la glabella son los que poseen los mayores porcentajes de individuos en los que la determinación sexual coincidió con el sexo determinado, siendo la eminencia mentoniana el rasgo con el menor porcentaje de coincidencia (Tabla 2). Debe tenerse en cuenta que esto puede deberse a la cantidad de veces que dichos rasgos fueron preservados como así también a la capacidad real de cada variable de discriminar el sexo. Como se puede observar en la Tabla 2, la eminencia mentoniana es la que tiene mayores porcentajes de ausencia o de valores intermedios. A su vez, la cresta occipital, a pesar de ser también uno de los elementos craneales con altos porcentajes de ausencia o de indeterminados, es un buen indicador para los femeninos pero no así para los masculinos. Lo antedicho se manifiesta en los porcentajes de asignación incorrecta, es decir la atribución de gradientes gráciles en individuos masculinos y de robustos en femeninos, en donde la cresta occipital ocupa el primer lugar, seguida

luego por la cresta supramastoidea, la eminencia mentoniana, la apófisis mastoides, la glabella y el margen supraorbital.

Análisis cuantitativos

Del total de individuos masculinos y femeninos (N:90) se seleccionó al azar un 75% (N total:67, N masculinos:46, N femeninos:21) para el análisis cuantitativo. El 25% restante (N total:23, N masculinos:19, N femeninos:4) fue utilizado para la contrastación de la función discriminante resultante.

De las variables seleccionadas para el análisis, se eliminó LPMV (Tabla 1) debido a que arrojó diferencias estadísticamente significativas ($p<0.01$) en la prueba del error intraobservador. Esto se debió a que la ausencia del área facial en varios individuos, por problemas de preservación, dificultó la ubicación del plano de Frankfurt de forma correcta y por ende derivó en sucesivos errores de medición.

Como puede observarse en la Tabla 3, la prueba de T-Student evidenció diferencias estadísticamente significativas entre los sexos para todas las variables ($p<0.001$). Debido a que estos resultados pudieran estar sobredimensionados por la desproporción en el tamaño de la muestra a favor del sexo masculino, se efectuó nuevamente el análisis eligiendo al azar la misma cantidad de individuos masculinos que femeninos y se observó que aún así las diferencias persistieron (Tabla 4).

En cuanto a la cuantificación del dimorfismo sexual, el Ancho transversal (ATR) (Tabla 1) fue la variable que presentó mayores porcentajes y

TABLA 2. Porcentajes de asignaciones por variable cualitativa y sexo

	Femeninos	Masculinos	Indeterminados*	Asignaciones incorrectas
	%	%	%	%
Cresta occipital	22.47	30.34	32.58	14.61
Cresta supramastoidea	22.47	62.92	1.12	13.48
Apófisis mastoides	23.60	56.18	17.98	2.25
Margen supraorbital	22.47	46.07	30.34	1.12
Glabela	21.35	51.69	25.84	1.12
Eminencia mentoniana	16.85	8.99	68.54	5.62

*Por ausencia o por valores intermedios (*scoring*=3).

TABLA 3. Resultados del análisis cuantitativo

	AMX		AMN		ATR		AHZ		LPM		LAM		Área		Corrección Área	
	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M
N	21	46	21	46	21	46	21	46	21	46	21	46	21	46	21	46
Media	49.69	54.27	31.35	35.49	10.01	13.65	16.27	19.48	30.33	34.7	52.41	58.19	1468.52	1836.38	734.26	918.18
ds	3.34	3.34	3.33	3.17	2.43	1.95	2.57	3.08	3.39	3.62	3.75	3.72	212.64	226.47	106.32	113.23
Shapiro Wilk, p=	0.84	0.08	0.54	0.14	0.07	0.24	0.83	0.24	0.39	0.45	0.72	0.13	0.05	0.53	0.05	0.53
T-student p=	2.22E-6		7.35E-6		1.10E-8		9.93E-5		1.51E-5		1.56E-7		3.14E-8		3.14E-8	
Permutation test p=	0.000		0.001		0.001		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
% dimorfismo	8.44		11.67		26.67		16.48		12.59		9.93		20.03		20.03	
Coefficiente discriminación (K)	28.01		30.12		70.04		36.41		24.80		22.47		0.004		0.03	
Ranking de discriminación	3.74		3.88		5.92		4.27		3.52		3.35		0.04		0.11	
% discriminación	99.98		99.99		100		99.95		99.57		96.56		51.60		50	
% solapamiento	0.02		0.01		0		0.05		0.43		3.44		48.40		50	

AMX:Ancho máximo; AMN:Ancho mínimo; LPM:Longitud porion-mastoidal; LAM:Longitud asterion-mastoidal; LPMV:Longitud porion-mastoidal vertical; ATR:Ancho transversal; AHZ: Ancho horizontal. Todas las medidas están expresadas en mm, a excepción del área y corrección de área que se encuentran en mm².

TABLA 4. Resultados del análisis cuantitativo con N muestral masculino reducido

	AMX		AMN		ATR		AHZ		LPM		LAM		Área		Corrección Área	
	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M
N	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21
Media	49.69	53.18	31.35	36.27	10.01	13.65	16.27	19.27	30.33	35.1	52.41	56.95	1468.52	1813.76	734.26	906.88
ds	3.34	3.02	3.33	3.29	2.43	2.04	2.57	2.99	3.39	4.11	3.75	3.34	212.64	241.65	106.32	120.82
Shapiro Wilk, p=	0.84	0.89	0.54	0.72	0.07	0.62	0.83	0.6	0.39	0.75	0.72	0.47	0.05	0.24	0.05	0.24
T-student p=	0.001		2.12E-5		5.58E-6		0.001		0.000		0.000		1.55E-5		1.55E-5	
Permutation test p=	0.001		0.000		0.000		0.001		0.000		0.000		0.000		0.000	

AMX:Ancho máximo; AMN:Ancho mínimo; LPM:Longitud porion-mastoidal; LAM:Longitud asterion-mastoidal; LPMV:Longitud porion-mastoidal vertical; ATR:Ancho transversal; AHZ: Ancho horizontal. Todas las medidas son expresadas en mm, a excepción del área y su corrección que se encuentran en mm².

se correspondió con el mayor coeficiente de discriminación (K), con un 100% de discriminación y un 0% de solapamiento (Tabla 3), lo cual indica que es una variable muy confiable en la asignación sexual. Si bien tanto el Ancho horizontal (AHZ), Longitud porion-mastoidal (LPM), Ancho mínimo (AMN), Longitud asterion-mastoidal (LAM) y Ancho máximo (AMX) tuvieron porcentajes menores de dimorfismo sexual, sus valores K también fueron altos y sus porcentajes de discriminación oscilaron entre 99.99% y 96.56%. Esto señala que, si bien en menor medida que el ATR, también son buenos estimadores del sexo. Por otro lado, en relación al cálculo total del área y su corrección si bien presentaron altos porcentajes de dimorfismo sexual (mayores que las cinco variables recientemente mencionadas), sus valores K fueron muy bajos, lo cual indica que su capacidad de discriminación no es confiable (51.6% para el área y 50.0% para su corrección, con porcentajes de solapamiento del 51.6% y 50.0%, respectivamente).

La función discriminante generada puede verse en la Tabla 5, en donde se especifican además el valor de lambda de Wilks y de F para cada variable seleccionada. El valor de lambda de Wilks varía entre 0 y 1, cuanto más cercano a cero es su valor y mayor es el valor de F, mayor es la capacidad de discriminación que tiene la variable. En este caso, la que ofreció mayor capacidad discriminatoria fue el AHZ con un valor de lambda de Wilks de 0.419, seguido por el AMX (λ Wilks:0.458) y el ATR (λ Wilks:0.607). Para todos los casos el valor de F fue alto (valor crítico mayor a 3.84). En la última columna se encuentra la función discriminante derivada del análisis. El punto de corte se estableció en -0.49, asignándose como masculinos a los que se encontraban por enci-

ma de aquel valor y como femeninos a los que estaban por debajo del mismo. Como puede observarse, las variables seleccionadas para la función discriminante fueron las que presentaron mayores valores de K y porcentajes de discriminación señalados en la Tabla 3. A su vez, el modelo generado resultó estadísticamente significativo ($p < 0.0001$).

A través del método de validación cruzada se obtuvo un promedio total de 89.4% de clasificaciones correctas, con un 80.0% para el sexo femenino y un 93.5% para el masculino (Tabla 6). Con esto se puede decir que la capacidad de predicción de la función discriminante generada es confiable.

Relación entre análisis cuantitativos y cualitativos

Los análisis cualitativos asignaron un 10.9% (N:12) como posibles femeninos, a un 3.63% (N:4) como posibles masculinos y a otro 3.63% (N:4) como indeterminados. Mediante la aplicación de la función discriminante se pudo estimar la presencia de 10 femeninos, 5 masculinos y 5 indeterminados. Esto último se debió a que algunas de las variables requeridas por la función no estaban presentes.

Luego, se utilizó el 25% restante de la población original del análisis (recordemos que el análisis cuantitativo se generó con el 75% de la misma) para evaluar la función discriminante con una muestra independiente. En este caso, mediante el análisis cualitativo se asignaron a 4 individuos el sexo femenino y a 19 individuos el sexo masculino. La aplicación de la función discriminante estimó a todos los femeninos como tales. Sin embargo, de los 19 individuos masculinos, 13 fueron identificados con ese sexo, mien-

TABLA 5. Resultados del análisis discriminante

Variable seleccionada	Coeficiente	Constante	Lambda de Wilks	F	Función discriminante
ATR	0.328	-16.931	0.607	41.49	
AMX	0.196		0.458	37.29	(0.328*ATR)+(0.196*AMX)+(0.132*AHZ)-16.931
AHZ	0.132		0.419	28.69	

ATR:Ancho transversal; AMX:Ancho máximo; AHZ:Ancho horizontal.

TABLA 6. Resultados del análisis de validación cruzada

Clasificación		Sexo	Grupo de pertenencia pronosticado		Total
			F	M	
Original	Recuento	F	18	2	20
		M	3	44	47
	%	F	90.0	10.0	100
		M	6.5	93.5	100
	Total		92.4		
Validación cruzada	Recuento	F	16	4	20
		M	3	44	47
	%	F	80.0	20.0	100
		M	6.5	93.5	100
	Total		89.4		

tras que 6 fueron asignados como femeninos.

Como conclusión, luego de la aplicación de todos los análisis, la muestra se compone de un total de 70 individuos masculinos, 35 femeninos y 5 indeterminados.

DISCUSIÓN

La apófisis mastoides es uno de los elementos craneales utilizados en la determinación sexual a nivel osteológico en poblaciones humanas (Buikstra y Ubelaker, 1994) y su eficacia ha sido evaluada en diferentes poblaciones a nivel mundial, incluyendo Brasil (Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Suazo Galdames et al., 2008), Europa central (Bernard y Moore-Jansen, 2009), Alemania y Portugal (Kemkes y Göbel, 2006), Japón (Nagaoka et al., 2008; Sujarittam et al., 2011), Francia (Demoulin, 1972) e India (Sumati y Phatak, 2010). Sin embargo, debido a la variabilidad que presenta el dimorfismo sexual a nivel interpoplacional, sumado a la falta de consenso en la elección de las variables métricas, las mediciones que más discriminan entre los sexos difieren de población en población. Así, para algunos la longitud porion-mastoidal es la que presenta los mayores porcentajes de discriminación (Demoulin, 1972; Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Suazo Galdames et al., 2008), mientras que para otros es el ancho transversal (Nagaoka et al., 2008; Bernard y Moore-Jansen, 2009), el radio (Bernard y Moore-Jansen, 2009) o la altura en base al plano de

Frankfurt (Bernard y Moore-Jansen, 2009; Sumati y Phatak, 2010). En cuanto a esta última variable, al igual que en este trabajo, se señala la existencia de errores intra e interobservador (Bernard y Moore-Jansen, 2009), la ausencia de discriminación (Nagaoka et al., 2008) y la existencia de asimetría lateral (Demoulin, 1972), lo que significa que su uso como discriminador no es del todo confiable. A su vez, la implementación de análisis discriminante en trabajos de otros autores no fue del todo satisfactorio, obteniendo porcentajes de clasificación bajos (Suazo Galdames et al., 2008; Sumati y Phatak, 2010). En el caso del HPI todas las variables arrojaron diferencias estadísticamente significativas entre sexos ($p < 0.001$), con porcentajes de discriminación superiores al 90%, usando la prueba de Lubischew y superiores al 80% cuando se recurrió al análisis discriminante mediante validación cruzada. Los cálculos de área y su corrección fueron las únicas variables que, a pesar de presentar diferencias estadísticamente significativas, obtuvieron porcentajes de discriminación bajos (50%). Sin embargo, en otros trabajos (Saavedra de Paiva y Segre, 2003; Kemkes y Göbel, 2006; Suazo Galdames et al., 2008) esta variable ha mostrado ser realmente eficaz para diferenciar entre ambos sexos.

Las discrepancias observadas en este trabajo con las muestras analizadas por otros autores en cuanto a las variables que presentan mayor capacidad de discriminación, como así también los

porcentajes de asignación correcta a partir de la función discriminante, probablemente estén relacionadas con los distintos grados de dimorfismo sexual presente en las poblaciones, como así también posibles diferentes grados de preservación y/o distribución etaria de cada muestra. En el caso del HPI todas las variables métricas analizadas contienen porcentajes elevados tanto de dimorfismo sexual como de discriminación (Tabla 3). Debido a las diferencias observadas con otros trabajos de otras regiones, la función discriminante es aplicable solamente a la región del HPI.

Por otra parte, la ventaja que presenta la alta capacidad discriminatoria de cada variable registrada es que puede ser utilizada de forma independiente para la determinación sexual en contextos arqueológicos donde es común que aparezcan apófisis mastoides fragmentadas y que no permitan la aplicación de la función discriminante. En caso de que sea posible se aconseja la aplicación de metodologías de análisis discriminante en conjunto con los análisis de Lubischew, ya que este último tiene la ventaja de ser independiente del tamaño muestral, con lo cual puede aplicarse a series pequeñas y permitir conocer la capacidad discriminante de las variables de la población a estudiar previo a la aplicación de la función.

En cuanto a los análisis cualitativos, se ha demostrado para la muestra analizada la capacidad de discriminación que posee la cresta supramastoidea. Si bien existen ciertos trabajos que la toman en cuenta (Arenal y Rúa Vaca, 1990; Keiser et al., 2001; Bernard y Moore-Jansen, 2009; Menéndez, 2010), no es una variable que se encuentre ampliamente citada. Este hecho probablemente se deba a su falta de mención en los libros de consulta tradicionales (e.g. Buikstra y Ubelaker, 1994; White y Folkens, 2005) o a que sea un rasgo craneal que no se encuentre pronunciado en todas las poblaciones con el mismo nivel que en la analizada en este trabajo, con lo cual no conformaría un rasgo tan diagnóstico como los comúnmente utilizados en la determinación sexual (margen supraorbital, glabella, eminencia mentoniana, apófisis mastoides, cresta occipital). Para el HPI su porcentaje de asignaciones correctas es mayor o igual a otros indicadores comúnmente utilizados (Tabla 2). Sin embargo, la cresta supramastoidea junto a la cresta occipital son las que presentan mayores porcentajes de asignaciones incorrectas. Con esto, se puede afirmar que si bien es un rasgo craneal con capacidad discriminante, es

aconsejable su utilización en conjunto con las otras variables cualitativas, como la glabella, el margen supraorbital y la apófisis mastoides, los indicadores más fiables para la estimación sexual en la muestra analizada, ya que no sólo presentan los mayores porcentajes de asignaciones correctas con el sexo determinado, sino también bajos porcentajes de asignaciones indeterminadas e incorrectas.

CONCLUSIONES

¿Metodologías cualitativas versus cuantitativas?

En este trabajo se evaluó la eficacia del análisis cualitativo y cuantitativo para la asignación sexual en cráneos. En cuanto al primero se calculó el porcentaje de asignaciones correctas de cada rasgo craneal para cada sexo, siendo el margen supraorbital, la glabella, la apófisis mastoides y la cresta supramastoidea los elementos craneales con mayores porcentajes para la muestra del HPI. A su vez, en el análisis cuantitativo todas las variables métricas evidenciaron diferencias estadísticamente significativas, permitiendo la generación de una función discriminante con confiables porcentajes de clasificación.

La comparación entre las asignaciones sexuales derivadas de análisis cualitativos y cuantitativos indicó discrepancias menores. La aplicación del análisis métrico coincidió con el sexo asignado de forma cualitativa en la mayoría de los casos analizados. Sin embargo, el número de indeterminados no decreció, sino que al contrario, debido a la ausencia de ciertas partes que componen la apófisis mastoides, la función discriminante no pudo aplicarse y de esta forma, el número de indeterminados fue mayor. A su vez, debido a la propia variabilidad en la expresión de robustez en la apófisis mastoides en los individuos masculinos, algunos de ellos clasificados como tales mediante el análisis cualitativo, fueron asignados como femeninos cuando se aplicó la función. Esto indica que no es favorable la aplicación de alguna metodología cualitativa por sobre la cuantitativa o viceversa, sino que deben aplicarse en conjunto. Sólo de esa forma la asignación sexual en cráneos puede ser mejorada.

Los análisis cuantitativos generados en este trabajo constituyen un complemento de las variables cualitativas comúnmente utilizadas en la determi-

nación sexual de cráneos para el HPI. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que al no haber podido corroborar el sexo en la mayoría de los casos con indicadores independientes del cráneo (por ejemplo, de la pelvis), la estimación sexual es limitada hasta que se añadan nuevos casos que lo permitan. A su vez, la asignación sexual en el cráneo suele estar influenciada en parte por la edad de muerte del individuo, variable que puede afectar las asignaciones sexuales finales y por lo tanto los resultados mismos de la evaluación cuantitativa, ya que a medida que los individuos envejecen los rasgos craneales suelen hacerse más robustos (Meindl et al., 1985). Si bien en este trabajo solamente se incluyeron individuos adultos, esta limitación se verá probablemente subsanada en un futuro con la adición de nuevas muestras donde la estimación etaria se deduzca a partir de los coxales, pudiendo obtener rangos etarios más diferenciados.

AGRADECIMIENTOS

Quisiera agradecer a las siguientes personas que posibilitaron la escritura de este trabajo: Daniel Loponte, Alejandro Acosta, Gustavo Barrientos, Miguel Delgado, Mariano Del Papa, Claudia Aranda, Karina Zuccala y Alejandro Ferrari. Sin el aporte y/o ayuda de cada uno de ellos hubiera sido imposible. Gracias. Lo vertido es única responsabilidad de la autora.

LITERATURA CITADA

- Acosta A, Loponte D. 2006. Informe sobre las investigaciones realizadas en el sitio arqueológico "Cerro Lutz", Provincia de Entre Ríos (Humedal del Paraná Inferior). Buenos Aires: Secretaría de Cultura de la Nación. Instituto Nacional de Antropología y Pensamiento Latinoamericano.
- Albanese J, Cardoso H, Saunders S. 2005. Universal methodology for developing univariate sample-specific sex determination methods: an example using the epicondylar breadth of the humerus. *J Archaeol Sci* 32:143-152.
- Antona Montoro AM, Pérez Martín S, González Martín A, Rodríguez González A, Rascón Pérez J, Robles Rodríguez F. 2001. Limitaciones en la aplicación de las fórmulas discriminantes del astrágalo y del calcáneo para la determinación del sexo. *Actas del VI Congreso Nacional de Paleopatología. ¿Dónde estamos? Pasado, presente y futuro de la Paleopatología.* p 322-328.
- Arenal I, Rúa Vaca C. 1990. Antropología de una población medieval vizcaína, San Juan de Momoiito, Garai. Donostia-San Sebastián. España: Eusko Ikaskuntza.
- Barboza M, Mendonça O, Bordach M. 2007. Dimorfismo sexual mandibular en una colección formativa: SJTi120 (Tilcara, Jujuy). *Cuad Fac Humanid Cienc Soc. Univ Nac Jujuy* 32:53-63.
- Barceló J. 2008. Arqueología y estadística. Introducción al estudio de la variabilidad de las evidencias arqueológicas. Bellaterra. Barcelona. España: Servicio de Publicaciones de la Universidad Autónoma de Barcelona.
- Béguelin M, González P. 2008. Estimación del sexo en poblaciones del sur de Sudamérica mediante funciones discriminantes para el fémur. *Rev Arg Antrop Biol* 10(2):55-70.
- Bernard K, Moore-Jansen P. 2009. Quantifying male and female shape variation in the mastoid region of the temporal bone. *Actas 5th Annual GRASP Symposium.* Wichita State University. p 80-81.
- Black III TK. 1978. A new method for assessing the sex of fragmentary skeletal remains: femoral shaft circumference. *Am J Phys Anthropol* 48:227-232.
- Bonomo M, Politis G, Gianotti C. 2011. Montículos, jerarquía social y horticultura en las sociedades indígenas del delta del río Paraná. *Lat Am Antiq* 22(3):297-333.
- Buikstra J, Ubelaker D. 1994. Standards for data collection from human skeletal remains. Arkansas: Arkansas Archeological Survey.
- Castro J, Menéndez L, Gordón F, Fuchs L, Di Bastiano A, Del Papa M, Muñe M, Vázquez R. 2009. Actualización del catálogo y de las condiciones de conservación de las colecciones de la división antropología, Facultad de Ciencias Naturales y Museo, UNLP. *Actas del 1er Congreso Iberoamericano y VIII Jornadas "Técnicas de Restauración y Conservación del Patrimonio"*. La Plata. Buenos Aires. Argentina. Disponible: <http://www.academia.edu/832701/Actualizacion-del-catalogo-y-de-las-condiciones-de-conservacion-de-las-colecciones-de-restos-oseos-humanos-Division-Antropologia-FCNYM-UNLP>
- Cramer H. 1946. *Mathematical methods of statistics.* Princeton: Princeton University Press.
- Day J, Tschabitscher M. 1998. Anatomic position of the asterion. *Neurosurgery* 42:198-199.
- Dayal M, Spocter M, Bidmos M. 2008. An assessment of sex using the skull of black South Africans by discriminant function analysis. *HOMO* 59:209-221.
- Del Río Muñoz P, Sánchez Sánchez J, Prieta Carrero J. 2001. Estimación del sexo en la mandíbula mediante funciones discriminantes. *Cuad Med Forense* 26:21-28.
- Demoulin F. 1972. Importance de certaines mesures crâniennes (en particulier de la longueur sagittale de la mastoïde) dans la dénomination sexuelle des crânes. *Bull Mém Soc Anthropol Paris* 9 Série XII, fascicule 3:259-264.
- Escorcía Hernández L, Lazcano Medina E, García Alquicira B. 2007. Determinación de sexo a través de funciones discriminantes de la rótula en esqueletos humanos contemporáneos provenientes de Calimacán, Tasquillo, Hidalgo. *Estudios de Antropología Biológica XIII*:135-145.
- Eveleth P. 1975. Differences between ethnic groups in sex dimorphism of adult height. *Ann Hum Biol* 2:35-39.
- Franklin D, Flavel A, Kuliukas A, Cardini A, Marks M, Oxnard C, O'Higgins P. 2012. Estimation of sex from sternal measurements in a western Australian population. *Forensic Sci Int* 217:230e1-230e5.
- Franklin D, Freedman L, Milne N. 2005. Sexual dimorphism and discriminant function sexing in indigenous South African crania. *HOMO* 55:213-228.
- Frayser D. 1981. Body size, weapon use, and natural selection in the European upper Paleolithic and Mesolithic. *Am Anthropol* 83(1):57-73.
- Frayser D, Wolpoff M. 1985. Sexual dimorphism. *Annu Rev Anthropol* 14:429-473.
- Gatto S. 1939. El paradero-cementerio de Brazo Largo (Delta del Paraná). *Physis* 16:365-376.

- Hair J, Anderson R, Tatham R, Black W. 1999. Análisis multivariante. Madrid: Pearson Education.
- Hamilton M. 1982. Sexual dimorphism in skeletal samples. En: Hall R, editor. Sexual dimorphism in *Homo sapiens*. New York: Praeger. p 107-163.
- Hillson S. 2005. Teeth. Nueva York: Cambridge University Press.
- Howells W. 1973. Cranial variation in man. A study by multivariate analysis of patterns of differences among recent human populations. *Pap Peabody Mus Archaeol Ethnol* 67:1-259.
- Jiménez-Arenas JM. 2010. Discriminación de sexo en una población medieval del sur de la península Ibérica mediante el uso de variables simples. *Int J Morphol* 28(3):667-672.
- Kahan W. 2000. Miscalculating area and angles of a needle-like triangle. Lecture notes for introductory numerical analysis classes. Disponible en <http://http.cs.berkeley.edu/~wkahan/Triangle.pdf>. Última fecha de acceso online: Febrero 2012.
- Keiser A, Kelsen RL, Herbison P, Dennison K. 2001. Periapical lesions and dental wear in the early Maori. *Int J Osteoarchaeol* 11:290-291.
- Kemkes A, Göbel T. 2006. Metric assessment of the "mastoid triangle" for sex determination: A validation study. *J Forensic Sci* 51(5):985-989.
- Lehmann-Nitsche, R. 1910 Catálogo de la Sección Antropología del Museo de La Plata. Buenos Aires: Coni Hnos.
- Lista R. 1878. Les cimetières et paraderos Mínuanes de la province d'Entre-Ríos. *Revue d'Anthropologie* 1:23-32.
- Loponte D. 2008. Arqueología del humedal del Paraná inferior (Bajíos Ribereños Meridionales). En: Acosta A, Loponte D, editores. Arqueología de la Cuenca del Plata. Serie Monográfica 1. Buenos Aires: Ediciones del Riel.
- Loponte D, Acosta A. 2007. Informe sobre las investigaciones arqueológicas realizadas en el Sur de la provincia de Entre Ríos. Segunda Temporada (2006). Secretaría de Cultura de la Nación. Instituto Nacional de Antropología y Pensamiento Latinoamericano.
- Lubischew A. 1962. On the use of discriminant functions in taxonomy. *Biometrics* 18(4):455-477.
- Luna L. 2008. Estructura demográfica, estilo de vida y relaciones biológicas de cazadores recolectores en un ambiente desierto. Sitio Chenque I (Parque Nacional Lihué Calel, provincia de La Pampa, Argentina). BAR International Series 1886. Oxford, GB: Archaeopress.
- Luna L. 2010. Alternative methodological procedures in sex determination of commingled and fragmentary human remains: an example from Argentine Pampa region. En: Weiss K, editor. Trends in physical anthropology. Nueva York: Nova Science Publishers. p 1-48.
- Mazza B. 2010. Cerro Lutz: aproximaciones al estudio de las prácticas mortuorias de las sociedades cazadoras-recolectoras del humedal del Paraná inferior. *Zaranda Ideas* 6:91-116.
- Mazza B, Béguelin M. 2012. Determinación sexual de los enterrados secundarios del sitio arqueológico Cerro Lutz mediante funciones discriminantes de huesos largos. Cuadernos del Instituto Nacional de Antropología y Pensamiento Latinoamericano. Edición especial: I Congreso Internacional de la Cuenca del Plata (en prensa).
- Meindl R, Lovejoy O, Mensforth R, Don Carlos L. 1985. Accuracy and direction of error in the sexing of the skeleton: implications for paleodemography. *Am J Phys Anthropol* 68:79-85.
- Menéndez LP. 2010. Patologías bucales en cráneos humanos del noreste de Patagonia: tendencias temporales en la dieta y estado de salud de las poblaciones del Holoceno-tardío del valle inferior del Río Negro. *Magallania* 38(2):115-126.
- Nagaoka T, Shizushima A, Sawada J, Tomo S, Hoshino K, Sato H, Hirata K. 2008. Sex determination using mastoid process measurements: standards for Japanese human skeletons of the medieval and early modern periods. *Anthropological Science* 116(2):105-113.
- Nieto Amada JL, González Pérez A, Rubio Calvo E. 1992. Determinación del origen sexual de fémures humanos aislados mediante técnicas de análisis estadístico multivariante. *Munibe* S8:249-254.
- Papaioannou V, Kranioti E, Joveneaux P, Nathena D, Michallos-dimitrakis M. 2012. Sexual dimorphism of the scapula and the clavicle in a contemporary Greek population: applications in forensic identification. *Forensic Sci Int* 217:231e1-231e7.
- Pearson O. 2000. Activity, climate and postcranial robusticity. Implications for modern human origins and scenarios of adaptive change. *Curr Anthropol* 41:569-607.
- Phenice T. 1969. A new developed visual method of sexing in the os pubis. *Am J Phys Anthropol* 30:297-301.
- Saavedra de Paiva L, Segre M. 2003. Sexing the human skull through the mastoid process. *Rev Hosp Clín* 58(1):15-20.
- Saunders S, Chan B, Kahlon A, Kluge H. 2007. Sexual dimorphism of the dental tissues in human permanent mandibular canines and third premolars. *Am J Phys Anthropol* 133:735-740.
- Schafer J, Graham J. 2002. Missing data: our view of the state of the art. *Psychol Methods* 7:147-177.
- Schafer J, Olsen M. 1998. Multiple imputation of multivariate missing-data problems: a data analyst's perspective. *Multivariate Behav Res* 33:545-571.
- Sherwood NL. 2010. Sexing of south African black people by means of discriminant function analysis on the distal femur. Disponible:[http://wits.academia.edu/NicciSherwood/Papers/961343/Sexing of South African black people by means of discriminant function analysis on the distal femur](http://wits.academia.edu/NicciSherwood/Papers/961343/Sexing_of_South_African_black_people_by_means_of_discriminant_function_analysis_on_the_distal_femur).
- Steele G. 1976. The estimation of sex on the basis of the talus and calcaneus. *Am J Phys Anthropol* 45(3):581-588.
- Suazo Galdames I, Zavando Matamala D, Smith R. 2008. Sex determination using mastoid process measurements in Brazilian skulls. *Int J Morphol* 26(4):941-944.
- Sujaritham S, Vichairat K, Prasitwattanaseree S, Mahakkanukrauh P. 2011. Thai human skeleton sex identification by mastoid process measurement. *Chiang Mai Med J* 50(2):43-50.
- Sumati P, Phatak A. 2010. Determination of sex from mastoid process by discriminant function analysis. *J Anat Soc India* 59(2):222-228.
- Torres LM. 1903. El cementerio indígena de Mazaruca (Entre Ríos). Buenos Aires: Cabaut.
- Torres LM. 1911. Los primitivos habitantes del Delta del Paraná. Buenos Aires. La Plata: Universidad Nacional de La Plata. Biblioteca Centenaria.
- Walrath, D, Turner P, Bruzek J. 2004. Reliability test of the visual assessment of cranial traits for sex determination. *Am J Phys Anthropol* 125:132-137.
- White T, Folkens P. 2005. The human bone manual. London: Elsevier Academic Press.
- Yoldi A, Alemán I, Botella M. 2001. Funciones discriminantes del sexo a partir del ilión en una población mediterránea de sexo conocido. *Rev Esp Antropol Biol* 22:23-38.
- Zar J. 2010. Bioestadistical analysis. Nueva Jersey: Pearson Education.