

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/287263947>

Metric parameters for sex determination of modern Chilean skeletal remains

Article in *Chungará* · April 2014

CITATION

1

READS

38

3 authors, including:



Claudia Garrido Varas

Teesside University

6 PUBLICATIONS 55 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Tim J U Thompson

Teesside University

83 PUBLICATIONS 1,350 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Burnt Bone Analyses [View project](#)



Measuring microbial community dynamics during subsurface decomposition for time-since-burial determination [View project](#)



PARÁMETROS MÉTRICOS PARA LA DETERMINACIÓN DE SEXO EN RESTOS ESQUELETALES CHILENOS MODERNOS

METRIC PARAMETERS FOR SEX DETERMINATION OF MODERN CHILEAN SKELETAL REMAINS

Claudia Garrido-Varas^{1,2}, Tim Thompson¹ y Andrew Campbell¹

La determinación de sexo en restos esqueléticos es uno de los pilares fundamentales al construir el perfil biológico de un individuo. Los métodos que incluyen la cintura pélvica han demostrado ser los más precisos; sin embargo, no son siempre aplicables y en su reemplazo los métodos métricos de otros elementos del esqueleto son una alternativa. Múltiples estudios han demostrado que los métodos métricos son específicos a la población analizada y que son afectados por cambios seculares. Se investigó el dimorfismo sexual de la escápula, clavícula, húmero, radio, ulna, fémur, tibia y fibula, en una muestra de 131 (69 de sexo masculino y 62 de sexo femenino) esqueletos adultos de la Colección Subactual de Santiago, Chile. Los datos fueron sujetos al análisis discriminante obteniendo una precisión entre 70% y 90,5% en la determinación de sexo. Simultáneamente se investigó la presencia de asimetría bilateral inter e intraindividuos, siendo significativa solo a nivel de individuos. Los resultados de este estudio contribuyen a la caracterización de una parte de la población chilena moderna y son de aplicación en el área forense.

Palabras claves: población chilena, determinación de sexo, esqueleto apendicular, asimetría bilateral, función discriminante.

The determination of sex in skeletonised remains is one of the fundamental pillars of the construction of a biological profile for an individual. Methods that use the pelvic girdle have been reported to be the most accurate, but this approach is not always applicable, thus making metric methods on other skeletal elements an important alternative. Several studies have shown that metric methods are population specific and can be affected by secular change. The present study investigates the sexual dimorphism in the scapula, clavicle, humerus, radius, ulna, femur, tibia and fibula from a sample of 131 skeletons (69 male and 62 female) of the Santiago Subactual Collection, Chile. The data were subjected to discriminant function analysis yielding accuracy of 70% to 90.5% in sex determination. The presence of bilateral asymmetry within and between individuals was also investigated, achieving significance only at the individual level. The results of this study contribute not only to the characterization of part of the modern Chilean population but are also relevant to forensic analysis.

Key words: Chilean population, sex determination, appendicular skeleton, bilateral asymmetry, discriminant function.

El principal objetivo de este estudio es contribuir con la caracterización de una parte de la población chilena moderna, proporcionando métodos métricos de determinación de sexo desarrollados a partir de una colección osteológica contemporánea a las causas de derechos humanos de los años 1973-1990. Los métodos métricos para la determinación de sexo en restos esqueléticos son de utilidad en casos en que la cintura pélvica y rasgos craneanos no se encuentran disponibles para el análisis o presentan características ambiguas.

Los casos forenses analizados en Chile pueden dividirse en dos grandes grupos; esqueletos únicos y restos mezclados. En casos de esqueletos únicos con alto porcentaje de recuperación de elementos

óseos (> 80%) es frecuente encontrar fragmentación del cráneo y de la cintura pélvica. La fragmentación del cráneo está habitualmente relacionada con trauma *peri mortem* y, en el caso de la pelvis, a daño tafonómico. La ubicación de la región púbica respecto del resto del esqueleto corresponde a un área menos protegida y frecuentemente se encuentra deteriorada al momento de la exhumación de los restos. Para casos de esqueletos únicos con bajo porcentaje de recuperación, la pelvis y el cráneo pueden estar ausentes, siendo los casos más extremos los representados por un solo hueso.

Los casos de restos mezclados son de alta complejidad, debido al número de individuos representados y al estado de conservación (fragmentación),

¹ School of Science and Engineering, Teesside University. Borough Road, Middlesbrough. TS1 3BA, United Kingdom. dragarrido1@gmail.com, c.garrido-varas@tees.ac.uk; t.thompson@tees.ac.uk; a.w.campbell@tees.ac.uk

² Unidad Especial de Identificación Forense, Servicio Médico Legal del Ministerio de Justicia, Estado de Chile. Av. La Paz 1012, Santiago, Chile.

lo que impide la recuperación de las relaciones originales de los restos en individuos, por lo que cada resto óseo podría, teóricamente, representar a un individuo.

Los métodos métricos para la determinación de sexo ofrecen una alternativa y/o un coadyuvante para los casos de mayor complejidad. La literatura ofrece métodos para variados grupos poblacionales; sin embargo, para la población chilena moderna solo se han publicado tres funciones discriminantes: dos para los diámetros verticales máximos de la cabeza humeral y femoral, y una para la circunferencia de la diáfisis del fémur (Ross y Manneschi 2011).

La eficacia de los métodos métricos depende del grado de dimorfismo sexual presente entre individuos de cada sexo, siendo la estatura el rasgo más indicativo de dimorfismo en los seres humanos (Eveleth 1975; Gustafsson y Lindenfors 2004). Múltiples estudios han demostrado que el dimorfismo sexual es específico de la población en estudio (Işcan et al. 1998; King et al. 1998; Kranioti y Michalodimitrakis 2009), y que puede además variar dentro de una misma población a través de generaciones, principalmente por cambios en los estilos de vida (Frutos 2005). Incluso en casos en que no se han reportado cambios en el dimorfismo sexual a través de generaciones (Shin et al. 2012) los cambios de estatura afectan directamente a los métodos métricos derivados de una población de un periodo determinado.

Los elementos esqueléticos pareados pueden presentar asimetría a nivel de muestra (interindividuos) y/o a nivel de individuos (Auerbach y Ruff 2006; Kujanova et al. 2008; Sylvester et al. 2008; Tanaka 1999; Trinkaus et al. 1994; Weiss 2009). Por lo anterior, es relevante evaluar la existencia y el tipo de asimetría presente en la muestra a estudiar con el fin de detectar la necesidad de elaborar funciones discriminantes separadas por lateralidad.

La Unidad Especial de Identificación Forense (ex Unidad Especial de Detenidos-Desaparecidos) del Servicio Médico Legal del Estado de Chile colabora, principalmente, con las investigaciones de las causas de violaciones a los derechos humanos del periodo de la dictadura de Augusto Pinochet Ugarte, entre los años 1973 y 1990. Pericia en promedio cerca de 100 casos completamente esqueletizados al año, donde la determinación de sexo es de vital importancia pues elimina el 50% de las posibles identidades.

Materiales y Métodos

Muestra

La muestra se obtuvo desde la “Colección Subactual de Santiago” (Chile), la que fue recuperada desde el “Cementerio General de Santiago” y se encuentra tutelada por la Universidad de Chile bajo el Código Sanitario de la República de Chile (D.F.L. 725/67 Artículos 146 y 147). La colección está compuesta por más de 1000 individuos que fallecieron entre los años 1950 y 1970, de los cuales 400 se encuentran disponibles para análisis en el depósito del Departamento de Antropología de la Universidad de Chile. Se encuentra documentada para sexo, edad y en algunos casos consta con la causa de muerte.

La selección de la muestra fue aleatoria y sin sesgo conocido. Los criterios de inclusión fueron: adultez, determinada por la combinación de cierre epifisial completo y documentación escrita de edad sobre los 21 años; y presencia de al menos un par de huesos homólogos en buen estado, es decir, completos y sin erosión en los sitios utilizados para medir. Los criterios de exclusión fueron cambios patológicos de etiología sistémica o local, como fracturas reparadas, osteoporosis, osteomielitis, osteoartritis y lesiones osteolíticas.

Se debe notar que si bien la selección de la muestra para este estudio dentro de la colección fue aleatoria, la colección en sí presenta un sesgo socioeconómico, pues se debe considerar que los individuos fueron sepultados en las sepulturas más económicas del Cementerio General. Por lo tanto los resultados de este estudio no son representativos de “toda” la población moderna chilena, pero es contemporánea a los casos de derechos humanos chilenos del periodo 1973-1990.

El número total de esqueletos analizados fue 131, 69 de sexo masculino y 62 de sexo femenino, los que contribuyeron en diferente proporción según el hueso a medir.

Los huesos medidos fueron: clavícula, escápula, húmero, radio, ulna, fémur, tibia y fibula.

Mediciones

Se analizaron 14 medidas: largo máximo de la clavícula (CLM), altura de la cavidad glenoidea de la escápula (EACG), largo máximo del húmero (HLM), diámetro vertical de la cabeza humeral

(HDVC), diámetro transverso de la cabeza humeral (HDT), ancho epicondilar del húmero (HAE), largo máximo del radio (RLM), largo máximo de la ulna (ULM), largo máximo del fémur (FLM), diámetro vertical de la cabeza femoral (FDVC), diámetro transverso de la cabeza femoral (FDTC), ancho bicondilar del fémur (FAB), largo máximo de la tibia (TLM) y largo máximo de la fibula (ILM).

Las longitudes máximas fueron tomadas en tabla osteométrica de laboratorio Paleotech, con precisión de 0,5 mm, el resto de las medidas fueron tomadas con calibre SPI (Swiss Precision Instruments), con precisión 0,1 mm. El procedimiento de medición se ajustó a los estándares antropológicos (Bass 1995; Buikstra y Ubelaker 1994). Las medidas se efectuaron tres veces en forma ciega y el promedio fue usado en el análisis. Los datos fueron procesados con el paquete estadístico SPSS (versión 19; SPSS IC., Chicago, IL).

Error

Se calculó el porcentaje de error intraobservador según metodología descrita por White y Folkens (2000), que se basa en el coeficiente de variación. Esto permite comparar los niveles de error en el rango completo de mediciones y decidir si el error es aceptable, según si este se ubica bajo cierto porcentaje del rasgo a medir, el que es determinado según los requerimientos del análisis. En estudios de asimetría bilateral es de esperar diferencias entre 1% y 5% del promedio del rasgo analizado (Palmer 1994) por lo que errores bajo el 1% se consideraron aceptables, ya que errores mayores pueden simular o esconder asimetrías. Se incluyeron en el cálculo de error las mediciones de los 131 esqueletos, con la siguiente fórmula:

$$\% \text{ ERROR} = \frac{\frac{1}{3}(|x_1 - \tilde{x}| + |x_2 - \tilde{x}| + |x_3 - \tilde{x}|)}{\tilde{x}} \times 100$$

Donde x_1 , x_2 , x_3 son las mediciones repetidas, y $\tilde{x}$ es el promedio de las mediciones repetidas.

El error interobservador se evaluó con el coeficiente de reproducibilidad de Lin, P_c (I-Kuei Lin 1989) para lo que se midieron 20 esqueletos por dos observadores, los que midieron cada variable solo una vez, según la fórmula:

$$P_c = 1 - \frac{E[(y_1 - y_2)^2]}{sdy_1^2 + sdy_2^2 + (My_1 - My_2)^2}$$

Donde P_c es el coeficiente de reproducibilidad; E es el valor de esperanza; y_1 e y_2 las medidas tomadas por los dos observadores; sdy_1 es la desviación estándar de las medidas tomadas por el primer observador; sdy_2 es la desviación estándar de las medidas tomadas por el segundo observador; My_1 es el promedio de las medidas tomadas por el primer observador y My_2 el promedio de las medidas tomadas por el segundo observador.

El coeficiente de Lin evalúa la concordancia entre dos lecturas, en este caso los datos tomados por dos observadores, contiene en sus características medidas de precisión y exactitud. El grado de concordancia entre las dos lecturas se puede caracterizar a través del valor de esperanza del cuadrado de las diferencias entre las dos lecturas. En el caso en que cada par de datos en las dos lecturas estuvieran en perfecta concordancia el valor de esperanza $E[(y_1 - y_2)^2]$ sería 0. El índice de Lin permite que los valores de $E[(y_1 - y_2)^2]$ se expresen entre -1 y 1, los valores más cercanos a 1 indican mayor concordancia.

Asimetría bilateral

Se compararon los valores de las medidas del lado derecho e izquierdo a través de una prueba t de Student para muestras independientes (nivel de significación $p = 0,05$) para determinar si existe una diferencia en el conjunto de individuos. Posteriormente se calculó la diferencia absoluta entre los lados derecho e izquierdo en cada individuo, obteniéndose un promedio de asimetría bilateral intraindividuos, cuya significación se evaluó a través de una prueba t de Student para muestras pareadas (nivel de significación $p = 0,05$).

Dimorfismo sexual

Inicialmente el dimorfismo sexual se evaluó a través del t-test de Student para muestras independientes (nivel de significación $p = 0,05$) comparando los promedios de los valores de cada sexo de cada una de las variables. Posteriormente se calculó el índice de dimorfismo sexual (IDS) (Ricklan y Tobias 1986) con el fin de comparar las variables entre sí y obtener una escala de dimorfismo. El IDS se calculó con la fórmula:

$$IDS = \frac{X_m - X_f}{X_m} \times 100$$

Donde X_m y X_f son los promedios de las mediciones en el grupo de individuos masculinos y femeninos respectivamente.

El valor mínimo del sexo masculino y el valor máximo del sexo femenino se denominaron puntos de identificación para el sexo femenino y masculino respectivamente (Asala 1998).

Las variables fueron sujetas a análisis de función discriminante, las probabilidades *a priori* se calcularon a partir del “tamaño de los grupos” y la matriz de covarianza se fijó en la opción “entre grupos”. A partir de ellas se construyeron ecuaciones univariadas para la determinación de sexo, las que fueron validadas a través del sistema de clasificación cruzada “dejando uno afuera” ($n-1$). El uso de funciones discriminantes para la determinación de sexo es una práctica establecida en antropología física y múltiples estudios han demostrado su eficacia y especificidad poblacional (Dibennardo y Taylor 1983; González-Reimers et al. 2000; Introna et al. 1998; Robling y Ubelaker 1997; Yasar Iscan y Miller-Shaivitz 1984). Bibliografía de consulta incluyó los textos de McDonald (2009), Sokal y Rohlf (1995), y Zar (1990).

Resultados

Descriptivos

Las estadísticas descriptivas y el dimorfismo sexual para cada variable se encuentran en la Tabla 1. En promedio todas las variables masculinas son mayores que las femeninas. Esta diferencia es significativa con $p < 0,001$ y con tamaño del efecto $r > 0,5$. Las mediciones CLM, EACG, HDTC, HAE, FDVC, FDTC y FAB presentan un efecto de tamaño $r > 0,68$ en ambos lados (derecho e izquierdo) y corresponden también a las mediciones con mayor IDS.

La escala de dimorfismo sexual, que ordena de mayor a menor las mediciones según su IDS en la muestra (se consideraron para esta escala los promedios de los valores de ambos lados por medición) es: HAE, EACG, HDTC, FDTC, CLM, HDVC, RLM, FAB, FDVC, TLM, ULM, FLM, HLM e ILM.

En relación con el tamaño del efecto r , este puede tener un valor desde 0 a 1, siendo 0 cuando no hay efecto, y 1 cuando hay un efecto perfecto. Cuando $r \geq 0,5$ se considera que hay un efecto mayor; entre mayor sea r , mayor la correlación entre las variables.

Error

El porcentaje de error interobservador asociado a las mediciones fue menor que 0,5% con excepción del error asociado a la medición de la cavidad glenoidea de la escápula en que alcanzó un 0,65%. Estos valores están por debajo del 1% recomendado al evaluar asimetría bilateral. El detalle del porcentaje de error se presenta en la última columna de la Tabla 2, en la que se puede comparar con el porcentaje de asimetría bilateral presente en el rasgo, demostrándose que el error está dentro de rangos aceptables.

El coeficiente de reproducibilidad se encontró en el rango 0,92-0,99, indicando que la técnica de medición es adecuada y no se ve afectada por la presencia de más de un observador.

Asimetría bilateral

La muestra en estudio no presenta diferencias significativas al comparar los promedios de los lados derecho e izquierdo, los valores de p al efectuar la prueba de t Student para muestras independientes resultaron todos $> 0,05$, estos resultados se encuentran en la segunda columna de la Tabla 2. Esto quiere decir que a nivel de grupo o población no existe una diferencia significativa entre los lados derecho e izquierdo, por lo tanto, la elección del lado a escoger para elaborar las ecuaciones discriminantes no es crítica. Sin embargo, las diferencias entre los lados derecho e izquierdo a nivel de individuos resultaron significativos, con $p < 0,05$ en la prueba de t Student para muestras pareadas, para todos los valores a excepción de HDVC, FDVC, FDTC, FAB, TLM e ILM. Esta asimetría a nivel de individuo tiene relevancia en los casos de restos mezclados, en los que se debe tener en cuenta que existe una diferencia significativa entre los lados y por lo tanto el uso de solamente las medidas para reasociar elementos en individuos debe realizarse con extrema cautela.

El promedio del valor absoluto de las diferencias entre los lados derecho e izquierdo para cada medida se listan en la Tabla 2. Al utilizar el valor absoluto se consideran todos los valores sin importar cuál lado es mayor que el otro, sino solo la diferencia entre ellos, este promedio ± 2 desviaciones estándares otorga un rango de asimetría esperable que será correcto en un 95% de los casos.

Tabla 1. Resumen de las estadísticas de las variables (tamaño de muestra, promedio y desviación estándar), prueba t de Student para muestras independientes para diferencias entre los sexos e índice de dimorfismo sexual.

Summary statistics of variables (sample size, mean and standard deviation), independent t-test between males and females and sexual dimorphism index.

Variable	Lado	Masculino			Femenino			Dimorfismo sexual				
		Nº	Promedio	SD(±)	Nº	Promedio	SD(±)	Prueba t de Student	df	r	p	IDS
CLM	D	34	147,5	8,7	34	131,1	8,5	7,892	66	0,70	0,000	11,15
	I	32	148,9	7,6	31	133,2	7,8	8,087	61	0,72	0,000	10,56
EACG	D	36	35,9	1,7	35	31,8	1,6	10,565	69	0,79	0,000	11,41
	I	31	35,6	1,7	33	31,4	1,7	9,887	62	0,78	0,000	11,78
HLM	D	37	307,0	18,4	37	286,2	15,6	5,148	70	0,52	0,000	6,90
	I	36	307,9	17,3	32	281,1	14,7	6,863	66	0,65	0,000	8,52
HDVC	D	39	44,2	2,9	30	39,3	2,5	7,326	67	0,67	0,000	10,95
	I	39	44,3	3,0	29	39,8	2,1	6,843	66	0,64	0,000	10,21
HDTC	D	32	41,9	2,3	24	36,9	2,0	8,401	54	0,75	0,000	11,89
	I	29	41,5	2,8	23	36,9	2,0	6,55	50	0,68	0,000	11,27
HAE	D	40	60,0	4,1	33	53,2	3,1	7,796	71	0,68	0,000	11,29
	I	41	60,0	4,0	29	52,3	3,0	8,659	68	0,72	0,000	12,85
RML	D	35	231,3	13,9	39	210,3	11,1	7,203	72	0,65	0,000	9,07
	I	34	232,8	13,8	37	205,1	12,4	8,916	69	0,73	0,000	11,91
UML	D	35	248,3	14,0	37	227,9	11,4	6,786	70	0,66	0,000	8,20
	I	36	246,9	14,5	32	226,5	12,7	6,15	66	0,60	0,000	8,28
FLM	D	30	431,1	24,5	28	398,9	22,5	5,206	56	0,57	0,000	7,47
	I	32	435,2	23,4	29	399,3	22,1	6,147	59	0,62	0,000	8,24
FDVC	D	32	45,3	2,4	33	40,8	2,3	7,656	63	0,69	0,000	9,84
	I	33	45,1	2,5	33	40,7	2,1	7,834	64	0,70	0,000	9,83
FDTC	D	32	45,1	2,1	34	40,3	2,2	9,117	64	0,75	0,000	10,62
	I	32	45,0	2,0	31	40,0	1,9	10,169	61	0,79	0,000	11,10
FAB	D	29	79,8	4,4	28	72,3	3,1	7,338	55	0,70	0,000	9,32
	I	32	80,0	4,2	31	71,8	3,5	8,407	61	0,73	0,000	10,24
TML	D	32	357,9	23,1	29	325,4	19,9	5,842	59	0,61	0,000	9,06
	I	34	356,6	24,3	29	325,3	19,8	5,532	61	0,58	0,000	8,78
IML	D	34	341,6	17,1	35	318,3	18,2	5,475	67	0,56	0,000	6,83
	I	38	342,4	19,6	32	320,5	18,3	4,811	68	0,50	0,000	6,41

N tamaño de la muestra, SD desviación estándar, df grados de libertad, r tamaño del efecto, p significancia de la prueba t de Student, IDS índice de dimorfismo sexual, CLM largo máximo de la clavícula, EACG altura de la cavidad glenoidea de la escápula, HLM largo máximo del húmero, HDVC diámetro vertical de la cabeza humeral, HDTC diámetro transversal de la cabeza humeral, HAE ancho epicondilar del húmero, RLM largo máximo del radio, ULM largo máximo de la ulna, FLM largo máximo del fémur, FDVC, diámetro vertical de la cabeza femoral, FDTC diámetro transversal de la cabeza femoral, FAB ancho bicondilar del fémur, TLM largo máximo de la tibia, ILM largo máximo de la fibula. Todas las medidas en milímetros.

Los valores absolutos de las diferencias entre los lados derecho e izquierdo se encontraron entre 0,7 y 2,41% de la dimensión total del rasgo medido (Tabla 2, séptima columna), lo que, generalizando, se puede usar como referencia de las asimetrías esperables. En cuanto al porcentaje

de error y a la influencia que este podría tener en aumentar o disminuir la asimetría bilateral se consideró insignificante, pues los valores del error en relación con la dimensión total del rasgo medido no superó el 0,65% (Tabla 2, octava columna).

Tabla 2. Asimetría bilateral inter e intraindividuos y porcentaje de error asociado a cada medición.
Inter and intra individual bilateral asymmetry and percentage error associated to each measurement.

Variable	Nº	Prueba t Student para muestras independientes	Prueba t Student para muestras pareadas	Promedio	DS(±)	Porcentaje	Porcentaje
		p	p	Abs D-I		del rasgo	de error
CLM	57	0,344	0,000	3,0	2,6	2,12	0,16
EACG	59	0,345	0,001	0,8	0,6	2,41	0,65
HLM	60	0,678	0,000	3,1	2,5	1,05	0,05
HDVC	58	0,638	0,210	0,7	0,6	1,59	0,38
HDTC	39	0,744	0,000	0,8	0,7	2,15	0,49
HAE	61	0,091	0,003	1,1	0,9	1,92	0,31
RML	59	0,537	0,000	3,0	2,5	1,37	0,10
UML	57	0,838	0,000	3,5	3,1	1,47	0,19
FLM	57	0,674	0,008	3,4	2,9	0,82	0,03
FDVC	64	0,871	0,789	0,6	0,5	1,37	0,35
FDTC	62	0,988	0,142	0,4	0,4	0,99	0,30
FAB	54	0,870	0,108	1,0	0,9	1,36	0,30
TML	59	0,967	0,060	2,2	1,9	0,70	0,10
IML	60	0,479	0,308	2,3	1,7	0,70	0,02

N tamaño de la muestra, p significancia de la prueba t de Student, Abs D-I valor absoluto de la diferencia entre el lado derecho e izquierdo, DS desviación estándar, CLM largo máximo de la clavícula, EACG altura de la cavidad glenoidea de la escápula, HLM largo máximo del húmero, HDVC diámetro vertical de la cabeza humeral, HDTC diámetro transversal de la cabeza humeral, HAE ancho epicondilar del húmero, RML largo máximo del radio, UML largo máximo de la ulna, FLM largo máximo del fémur, FDVC, diámetro vertical de la cabeza femoral, FDTC diámetro transversal de la cabeza femoral, FAB ancho bicondilar del fémur, TLM largo máximo de la tibia, ILM largo máximo de la fíbula. Todas las medidas en milímetros.

Dimorfismo sexual

Considerando que todas las variables analizadas presentan dimorfismo sexual y que no existe asimetría bilateral significativa entre los grupos, los puntos de identificación se detectaron a partir de todas las mediciones (lados derecho e izquierdo). En promedio, los puntos de identificación son de mayor utilidad para los individuos de sexo masculino, el porcentaje de clasificaciones correctas a través de los puntos de identificación varió entre 16% y 71% dependiendo de la medida usada; en cambio, el porcentaje de clasificaciones correctas para los individuos de sexo femenino se encontró en un rango desde el 7% y 55%. Sin embargo, considerando el promedio de clasificaciones correctas la diferencia se hace más evidente, con un 41% en el caso de los hombres y un escaso 21% en el caso de las mujeres. Esto se explica por la coincidencia entre los valores femeninos y los valores de los individuos masculinos más pequeños, lo que es evidente en todas las medidas de largo máximo, a excepción de la clavícula, en las que los puntos de identificación seleccionan menos del 10% de la muestra femenina (Tabla 3).

Para el análisis de funciones discriminantes se utilizaron todos los valores izquierdos y en el caso de su ausencia se reemplazó por el derecho. Los coeficientes y sus porcentajes de correcta clasificación asociados se encuentran en la Tabla 4. Valores de y por sobre el punto de corte indican sexo masculino, y por debajo sexo femenino, ver ecuación:

$$y = (\text{medida} \times \text{coeficiente}) + \text{constante}$$

Discusión y Conclusiones

Se estudiaron 14 mediciones del esqueleto apendicular en una submuestra de la población chilena moderna, no se detectó asimetría bilateral interindividuos, pero sí intraindividuo. Esto tiene relevancia al construir ecuaciones a partir de funciones discriminantes, como también para la aplicación práctica, pues en muchas oportunidades solo se cuenta con un hueso en buen estado. El estudio de la asimetría también permitió construir rangos de asimetría bilateral, los que son de utilidad para el proceso de reasociación de restos mezclados.

Todas las medidas estudiadas presentan dimorfismo sexual, dentro de las cuales CLM, EACG,

Tabla 3. Puntos de identificación para ambos sexos y porcentajes bajo (femenino) y sobre (masculino) los puntos de identificación.

Identification points for both sex and percentages under (feminine) and over (masculine) the identification points.

Variable	Punto de identificación para sexo femenino	Porcentaje muestra femenina clasificada	Punto de identificación para sexo masculino	Porcentaje muestra masculina clasificada
CLM	127,8	29,2	148,3	45,5
EACG	31	35,3	35,8	50,8
HLM	260,2	5,8	314,5	34,2
HDVC	39,2	40,7	44,4	47,4
HDTC	36	41,5	41,9	39,3
HAE	51,3	32,3	60,2	39,5
RLM	191	6,7	226,5	71
ULM	210	7,3	252,8	38
FLM	374,8	17,5	455,7	16,7
FDVC	40,2	42,4	46,2	32,8
FDTC	40,7	55	45,4	44
FAB	69	15,2	77,6	66
TLM	296,7	7	370,2	25,8
ILM	290	7,5	354,5	25

CLM largo máximo de la clavícula, EACG altura de la cavidad glenoidea de la escápula, HLM largo máximo del húmero, HDVC diámetro vertical de la cabeza humeral, HDTC diámetro transversal de la cabeza humeral, HAE ancho epicondilar del húmero, RLM largo máximo del radio, ULM largo máximo de la ulna, FLM largo máximo del fémur, FDVC, diámetro vertical de la cabeza femoral, FDTC diámetro transversal de la cabeza femoral, FAB ancho bicondilar del fémur, TLM largo máximo de la tibia, ILM largo máximo de la fibula. Todas las medidas en milímetros.

Tabla 4. Resultados del análisis de función discriminante.
Results of the discriminant function analysis.

Variable	N°	Coeficiente	Constante	Centroides		Punto de corte	Clasificación correcta %	Validación cruzada %
				Masculino	Femenino			
CLM	74	0,132	-18,656	1,042	-1,1	-0,029	86,5	86,5
EACG	74	0,613	-20,547	1,341	-1,341	0,000	90,5	89,2
HLM	78	0,059	-17,520	0,672	-0,707	-0,018	76,9	75,6
HDVC	79	0,379	-15,990	0,767	-1,016	-0,125	83,5	83,5
HDTC	69	0,429	-16,960	0,847	-1,168	-0,161	88,9	88,9
HAE	82	0,276	-15,601	0,963	-1,115	-0,076	89	87,8
RLM	86	0,077	-16,782	0,978	-0,891	0,044	79,1	79,1
ULM	82	0,076	-17,981	0,802	-0,842	-0,020	80,5	80,5
FLM	60	0,044	-18,210	0,75	-0,802	-0,026	76,9	76,9
FDVC	66	0,435	-18,210	0,99	-0,99	0,000	86,4	84,8
FDTC	65	0,504	-21,414	1,286	-1,247	0,020	87,7	87,7
FAB	63	0,255	-19,280	1,081	-1,048	0,017	84,1	84,1
TLM	65	0,044	-15,068	0,644	-0,799	-0,078	73,8	73,8
ILM	79	0,053	-17,499	0,596	-0,676	-0,040	70,9	70,9

N tamaño de la muestra, CLM largo máximo de la clavícula, EACG altura de la cavidad glenoidea de la escápula, HLM largo máximo del húmero, HDVC diámetro vertical de la cabeza humeral, HDTC diámetro transversal de la cabeza humeral, HAE ancho epicondilar del húmero, RLM largo máximo del radio, ULM largo máximo de la ulna, FLM largo máximo del fémur, FDVC, diámetro vertical de la cabeza femoral, FDTC diámetro transversal de la cabeza femoral, FAB ancho bicondilar del fémur, TLM largo máximo de la tibia, ILM largo máximo de la fibula.

HDTC, HAE y FDTC presentaron un porcentaje de clasificación correcta mayor a 85% al utilizar funciones discriminantes. Si bien los largos máximos, a excepción del largo máximo de la clavícula, constituyen las medidas con menor poder de clasificación, con clasificaciones correctas entre 70,9% y 80,5%, sus puntos de identificación son de utilidad para casos de sexo masculino.

Los datos presentados contribuyen con la caracterización de un sector de la población chilena moderna y las ecuaciones derivadas del análisis de funciones discriminantes son de aplicación forense en restos completos, mezclados y fragmentados. La utilización de estos datos en la construcción de funciones multivariadas, con el fin de elevar el porcentaje de clasificación correcta y validación de

las mismas en una muestra forense son parte de un proyecto en desarrollo.

Agradecimientos: A Marisol Intriago Leiva por la revisión de la versión en castellano del manuscrito y a los evaluadores anónimos por sus útiles sugerencias. A Camila Balcázar Moya, Ana María Bucchi Morales por la asistencia en el proceso de toma de datos y posteriores consultas respecto de la colección Subactual de Santiago. Al Departamento de Antropología de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de Chile por todas las facilidades otorgadas para visitar la colección. Este proyecto fue realizado bajo el patrocinio de Becas Chile y del Servicio Médico Legal del Estado de Chile.

Referencias Citadas

- Asala, S.A. 1998. A comparative study of femoral head diameters and sex differentiation in Nigerians. *Acta Anatomica* 162:232-237.
- Auerbach, B.M. y C.B. Ruff 2006. Limb bone bilateral asymmetry: Variability and commonality among modern humans. *Journal of Human Evolution* 50:203-218.
- Bass, W.M. 1995. *Human Osteology. A laboratory and Field Manual*. Cuarta edición, Missouri Archaeological Society, Columbia.
- Buikstra, J.E. y D.H. Ubelaker 1994. *Standards for Data Collection from Human Skeletal Remains: Proceedings of a Seminar in the Field Museum of Natural History Organized by Jonathan Haas*. Arkansas Archaeological Survey Research series No. 44: Fayetteville, Arkansas.
- Dibennardo, R. y Taylor, J.V. 1983. Multiple discriminant function analysis of sex and race in the postcranial skeleton. *American Journal of Physical Anthropology* 61:305-314.
- Eveleth, P.B. 1975. Differences between ethnic groups in sex dimorphism of adult height. *Annals of Human Biology* 2:35-39.
- Frutos, L.R. 2005. Metric determination of sex from the humerus in a Guatemalan forensic sample. *Forensic Science International* 147:153-157.
- González-Reimers, E., J. Velasco-Vázquez, M. Armay-De-La-Rosa y F. Santolaria-Fernández 2000. Sex determination by discriminant function analysis of the right tibia in the prehispanic population of the Canary Islands. *Forensic Science International* 108: 165-172.
- Gustafsson, A. y P. Lindfors 2004. Human size evolution: No evolutionary allometric relationship between male and female stature. *Journal of Human Evolution* 47:253-266.
- I-Kuei Lin, L. 1989. A concordance correlation coefficient to evaluate reproducibility. *Biometrics* 45:255-268.
- Introna Jr., F., G. Di Vella y C.P. Campobasso 1998. Sex determination by discriminant analysis of patella measurements. *Forensic Science International* 95:39-45.
- Işcan, M.Y., Loth, S.R., King, C.A., Shihai, D. y Yoshino, M. 1998. Sexual dimorphism in the humerus: A comparative analysis of Chinese, Japanese and Thais. *Forensic Science International* 98:17-29.
- King, C.A., Işcan, M.Y. y Loth, S.R. 1998. Metric and comparative analysis of sexual dimorphism in the Thai femur. *Journal of Forensic Sciences* 43:954-958.
- Kranioti, E.F. y M. Michalodimitrakis 2009. Sexual dimorphism of the humerus in contemporary Cretans - A population-specific study and a review of the literature. *Journal of Forensic Sciences* 54:996-1000.
- Kujanova, M., L. Bigoni y J. Velemínská 2008. Limb bones asymmetry and stress in medieval and recent populations of central Europe. *International Journal of Osteoarchaeology* 18:476-491.
- McDonald, J.H. 2009. *Handbook of Biological Statistics, 2nd ed.* Sparky House Publishing, Baltimore, Maryland.
- Palmer, A.R. 1994. Fluctuating asymmetry analyses: A primer. En *Developmental Instability: its Origins and Evolutionary Implications*, editado por T. A. Markow, pp. 335-364. Kluwer, Dordrecht, Netherlands.
- Ricklan, D.E. y P.V. Tobias 1986. Unusually low sexual dimorphism of endocranial capacity in a Zulu cranial series. *American Journal of Physical Anthropology* 71:285-293.
- Robling, A.G. y D.H. Ubelaker 1997. Sex estimation from the metatarsals. *Journal of Forensic Sciences* 42:1062-1069.
- Ross, A.H. y M.J. Manneschi 2011. New identification criteria for the Chilean population: Estimation of sex and stature. *Forensic Science International*, 204:206.e1-206.e3.
- Shin, D.H., C.S. Oh, Y. Kim y Y. Hwang 2012. Ancient-to-modern secular changes in Korean stature. *American Journal of Physical Anthropology* 147:433-442.

- Sokal, R.R., y F.J. Rohlf 1995. *Biometry: The principles and practice of statistics in biological research*. 3rd edition. W.H. Freeman, New York.
- Sylvester, A.D., P.A. Kramer y W.L. Jungers 2008. Modern humans are not (quite) isometric. *American Journal of Physical Anthropology* 137:371-383.
- Tanaka, H. 1999. Numerical analysis of the proximal humeral outline: Bilateral shape differences. *American Journal of Human Biology* 11:343-357.
- Trinkaus, E., S.E. Churchill y C.B. Ruff 1994. Postcranial robusticity in homo. II: Humeral bilateral asymmetry and bone plasticity. *American Journal of Physical Anthropology* 93:1-34.
- Weiss, E. 2009. Sex differences in humeral bilateral asymmetry in two hunter-gatherer populations: California Amerinds and British Columbian Amerinds. *American Journal of Physical Anthropology* 140:19-24.
- White, T.D. y P.A. Folkens 2000. *Human Osteology*. Academic Press, San Diego.
- Yasar Iscan, M. y P. Miller-Shaivitz 1984. Determination of sex from the tibia. *American Journal of Physical Anthropology* 64:53-57.
- Zar, J.H. 1999. *Biostatistical analysis. 4th edition*. Prentice Hall, Upper Saddle River.

