

SEX-RATIO ET STRATÉGIES DE CHASSE AU PALÉOLITHIQUE: L'APPORT DE L'ANALYSE DES MÉLANGES.

Monchot H.

Laboratoire d'Anthropologie - UMR 6569 - Faculté de Médecine Nord - Université de la Méditerranée - Bd Pierre Dramard - F 13916 Marseille cedex 20, France.

Résumé - Dans les études zooarchéologiques, il est important d'avoir accès au sex-ratios des populations. Une approche statistique moderne, l'analyse des mélanges, nous permet d'appréhender cette donnée. Elle consiste à déterminer combien de groupes sont présents dans l'échantillon, deux dans ce cas, dans quelles proportions et d'estimer tous les paramètres en conséquence. Des études portant sur le mouflon de la Caune de l'Arago (Tautavel, France) ont montrées la présence d'un grand nombre de femelles par rapport aux mâles pour le niveau archéologique F. En accord avec l'éthologie de ces animaux, les stratégies de chasse montrent une sélection des proies. Nous pouvons alors en conclure à la présence des *Homo erectus* sur le site durant les mois de printemps et d'été.

Abstract - Sex-ratio and hunting strategies of the Palaeolithic: the contribution of mixture analysis. In zooarchaeological studies, it is often important to be able to assess sexual dimorphism and sex ratios in populations. A modern statistical approach to handle this problem is Mixture Analysis. It consists of determining how many groups are present in the sample, two in this case, in which proportions they occur, and estimating the parameters accordingly. The analysis of mouflon bones from Arago cave (Tautavel, France) indicates that there are more females than males in the F-layer. According to the ethology of this animal, this suggests a selective hunting strategy. Thereby, we conclude that *Homo erectus* was present on the site during spring and summer periods.

Mots clés: Sex-ratio, Analyse des mélanges, Mouflon, Stratégies de chasse, Caune de l'Arago.

Key-words: Sex-ratio, Mixture analysis, Mouflon, Hunting strategy, Arago cave.

IBEX J. Mt. Ecol. 5: 49-55

ANTHROPOZOOLOGICA 31: 49-55

1. Introduction

Les distributions bimodales sont des phénomènes fréquemment rencontrés lors d'études biométriques de populations fossiles, laissant ainsi supposer la présence de deux groupes dans l'échantillon considéré. Les principales causes de cette bimodalité sont le sexe, l'âge, les attributions génériques ou spécifiques, ou des origines géographiques différentes. Il est très important lors d'études archéozoologiques d'avoir accès aux données du dimorphisme sexuel et des sex-ratios car cela nous livrent d'énormes informations sur la biologie et le comportement des populations animales ainsi que sur le comportement de l'agent responsable des accumulations osseuses.

2. Le dimorphisme sexuel: problématique

Le dimorphisme sexuel s'exprime sur le squelette par des différences morphoscopiques qui servent de critères de reconnaissance entre mâles et femelles. Chez les caprinés, ces critères sont surtout la morphologie des chevilles osseuses, la robustesse et la forme du pariétal, le développement et la forme des insertions musculaires sur les os des arrières-crânes et sur les premières vertèbres cervicales (Boessneck *et al.*, 1964). Le sacrum et l'os coxal sont également porteurs de critères de détermination des sexes (Prummel & Frisch, 1986) mais, malheureusement, dans les gisements préhistoriques ces os, comme les crânes, sont très fragmentés et donc mal conservés. Ainsi la détermination du sexe sur du maté-

riel fossile n'est pas toujours évidente. Une alternative dans cette détermination consiste à utiliser le fait que, chez beaucoup de mammifères, les mâles sont plus forts que les femelles. Ceci se traduit par des différences biométriques au niveau des os les plus résistants: extrémité distale de l'humérus, du tibia, de la scapula, des métapodes mais également au niveau des tarsiens ou des phalanges (Speth, 1983; Klein & Cruz-Urbe, 1984). Le degré de ce dimorphisme sexuel est, cependant, tout à fait variable selon les espèces (Altuna, 1978; Speth, 1983; Desse & Chaix, 1983; Marriekurrena & Altuna, 1983; David & Enloe, 1993).

Les diagrammes bivariés, les histogrammes univariés ou d'isodensités sont les représentations couramment utilisées pour illustrer le problème du dimorphisme sexuel. Mais ces graphiques ne permettent pas de séparer clairement les deux groupes, soit par insuffisance de données, soit parce que le recouvrement des deux groupes est trop important.

Si la bimodalité ne peut être résolu par des tests simples ou par ces représentations graphiques, l'utilisation de l'analyse des mélanges apparaît comme un bon moyen pour résoudre ce problème. C'est une méthode statistique moderne et complexe, qui va nous permettre de séparer mais surtout de quantifier les deux groupes, les mâles et les femelles.

3. Analyse des mélanges: l'expression mathématique

L'estimation des paramètres dans une analyse des mélanges à deux composantes a été considéré pour la première fois par Pearson (1894). Par la suite, plusieurs études ont montrées que la méthode du maximum de vraisemblance est beaucoup plus efficace que la méthode originale de Pearson ou que, notamment, la méthode des moments (Ghose, 1970; Hosmer, 1973; Do & McLachlan, 1984).

Ainsi, c'est la méthode du maximum de vraisemblance qui est la plus utilisée actuellement pour déterminer les caractéristiques (moyenne μ_h , déviation standard σ_h) de

groupes homogènes représentés dans un mélange composé de N observations. Il est alors possible de calculer les proportions p_h de chaque groupe dans l'ensemble du mélange. Si nous considérons le vecteur Y qui comprend l'ensemble des observations y_i (i^{th} observations), et θ le vecteur des paramètres inconnus ($\mu_1, \dots, \mu_g, \sigma_1, \dots, \sigma_g, p_1, \dots, p_g$), la vraisemblance que les paramètres de la population mère soit étant donné la valeur Y de l'échantillon, est proportionnelle à la probabilité d'obtenir pour l'échantillon la valeur Y sachant qu'il est issu d'une population mère de paramètre θ :

$$L(\theta|Y) \propto p(Y|\theta)$$

y_i est supposé être indépendant et se distribue de la façon suivante :

$$L(\theta|Y) \propto p(y_1|\theta) \dots p(y_N|\theta)$$

Cette probabilité est une combinaison linéaire de g gaussiennes:

$$p(y|\theta) = \sum_{h=1}^g p_h f_h(y) \text{ où } f_h(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_h} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu_h}{\sigma_h}\right)^2}$$

Le maximum de vraisemblance est basé sur l'idée que les différentes populations (f_h, p_h) produisent différents échantillons et que ceux-ci proviennent plutôt d'une population que d'autres. On calcule ainsi les paramètres pour que la probabilité d'obtenir les observations soit la plus grande possible. La dérivée de la vraisemblance par rapport à chacun de ces paramètres doit être ainsi nulle (puisque maximum)

La vraisemblance L est ainsi défini:

$$L = \prod_{i=1}^N \left(\sum_{h=1}^g p_h f_h(y_i) \right)$$

On obtient alors un système d'équations que l'on résout itérativement :

$$\forall h \in \{1, \dots, g\} \left\{ \begin{array}{l} \hat{p}_h = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{p}(h|y_i) \\ \hat{\mu}_h = \frac{1}{N\hat{p}_h} \sum_{i=1}^N \hat{p}(h|y_i) y_i \\ \hat{\sigma}_h^2 = \frac{1}{N\hat{p}_h} \sum_{i=1}^N \hat{p}(h|y_i) (y_i - \hat{\mu}_h)^2 \\ \hat{p}(h|y_i) = \frac{\hat{p}_h f_h(y_i)}{\sum_{j=1}^g \hat{p}_j f_j(y_i)} \end{array} \right.$$

où $p(j/y_i)$ représente les probabilités conditionnelles $\Pr(h=j/y=y_i)$.

Le système est résolu itérativement par l'algorithme EM (Aitkin & Wilson 1980; Everitt, 1984).

Le problème du choix de la variance égale ou inégale des différents groupes peut être résolu par la formule suivante:

$$\text{Log} \left(\left(\frac{L_{\text{unequal variances}}}{L_{\text{equal variances}}} \right)^2 \right)$$

qui suit une loi du chi-deux avec $v=g-1$ degrés de liberté. La probabilité d'égalité des variances est donnée par:

$$p = \int_{\text{Log} \left(\left(\frac{L_{\text{unequal variances}}}{L_{\text{equal variances}}} \right)^2 \right)}^{+\infty} f(\chi^2, v) d\chi^2 \text{ ou } f(\chi^2, v)$$

est une densité de probabilité du χ^2 .

Les probabilités conditionnelles étant des fonctions monotones, le point d'intersection appelé point d'isoprobabilité ou *cut-off point* y^* est donné par:

$$y^* = \frac{1}{2}(\mu_1 + \mu_2) + \frac{\sigma^2}{\mu_1 - \mu_2} \text{Log} \left(\frac{p_2}{p_1} \right)$$

Une probabilité de mauvaise classification c peut être ainsi calculée:

$$\hat{e} = \hat{p}_1 \int_{y^*}^{+\infty} f_1(y) dy + \hat{p}_2 \int_{-\infty}^{y^*} f_2(y) dy$$

La séparation (distance) de deux groupes est donnée par Δ défini comme:

$$\Delta = \frac{|\mu_1 - \mu_2|}{\sigma} \quad \text{et estimé par:} \quad \hat{\Delta} = \frac{|\hat{\mu}_1 - \hat{\mu}_2|}{\hat{\sigma}}$$

Toutes ces notions peuvent être étendues au cas de variances inégales.

Des exemples dont le sexe des individus étaient connus ont été utilisés par de nombreux auteurs afin de tester l'efficacité et la validité de l'analyse des mélanges, en comparant les paramètres réels avec ceux estimés par la méthode statistique (Flury *et al.*, 1992; Dong, 1997).

4. Le mouflon antique de la Caune de l'Arago

Les niveaux archéologiques de la Caune de l'Arago (Lumley *et al.*, 1984) ont livré un très grand nombre de restes appartenant à un animal peu commun parmi les espèces fossiles du Pléistocène, le mouflon antique (*Ovis antiqua* Pommerol, 1879). La meilleure estimation du Nombre Minimum d'Individus (NMI) a été obtenue par combinaison du matériel dentaire (M3 et D4 inférieures) et a ainsi permis ainsi d'identifier 192 individus le long du remplissage dont 83 (64 adultes et 19 juvéniles) pour le niveau F et 42 individus (29 adultes et 13 juvéniles) pour le niveau G. Des études portant sur les courbes de mortalité, la conservation et la fragmentation osseuse ou encore sur les stries de découpe montrent très nettement l'origine anthropique du matériel (Monchot, 1997 et 1999).

Le but de la détermination du sex-ratio des mouflons de la Caune de l'Arago est d'essayer de comprendre comment l'assemblage peut être biaisé par le dimorphisme sexuel et surtout être le reflet d'un comportement de chasse sélectif par les hominidés.

L'analyse des mélanges a été utilisée sur plusieurs diamètres transverses et antéro-postérieurs de différents ossements: extrémité distale du tibia, de l'humérus, des métapodes, mais aussi sur le grand cunéiforme, le scaphoïde, le semi-lunaire, l'os crochu, le capitato-trapézoïde, l'astragale, le cubonaviculaire et l'os malléolaire. Les résultats apparaissent dans le Tab.1.

Tab. 1 - Résultats de l'analyse des mélanges sur différentes variables du mouflon antique (*Ovis antiqua*) de la Caune de l'Arago.

	P1	P2	Mn1	Mn2	S,D,1	S,D,2
Humérus, DT de la trochlée distale $N = 16$; $y^* = 49,01$; $e = 0,014$	0,751	0,249	45,921	51,187	1,311	1,144
Métatarse, DAP articulaire de l'extrémité distale, $N = 23$; $y^* = 25,19$; $e = 0,041$	0,672	0,328	23,947	25,963	0,681	0,498
Métatarse, DT articulaire de l'extrémité distale, $N = 23$; $y^* = 38,66$; $e = 0,053$	0,563	0,437	36,854	40,422	1,054	1,176
Métacarpe, DAP articulaire de l'extrémité distale, $N = 38$; $y^* = 25,65$; $e = 0,085$	0,686	0,314	24,531	26,420	0,653	0,837
Métacarpe, DAP de l'extrémité articulaire distale, $N = 38$; $y^* = 41,35$; $e = 0,023$	0,695	0,305	38,734	43,106	1,246	0,976
Tibia, DT maximum de l'extrémité distale, $N = 17$; $y^* = 45,10$; $e = 0,003$	0,882	0,118	39,867	46,250	1,515	0,350
Tibia, DAP maximum de l'extrémité distale, $N = 19$; $y^* = 31,17$; $e = 0,123$	0,664	0,336	29,516	32,283	0,920	2,057
Grand cunéiforme, hauteur, $N = 64$; $y^* = 10,88$; $e = 0,034$	0,487	0,513	10,487	11,499	0,216	0,444
Grand cunéiforme, DAP, $N = 65$; $y^* = 23,01$; $e = 0,204$	0,570	0,430	22,125	23,486	0,737	1,030
Scaphoïde, longueur de la surface articulaire supérieure, $N = 59$; $y^* = 27,75$; $e = 0,032$	0,723	0,277	25,955	28,779	0,917	0,629
Scaphoïde, largeur de la surface articulaire supérieure, $N = 61$; $y^* = 17,20$; $e = 0,019$	0,812	0,188	15,472	17,707	0,824	0,257
Semi-lunaire, hauteur totale, $N = 40$; $y^* = 22,21$; $e = 0,016$	0,896	0,104	19,730	22,558	1,152	0,170
Semi-lunaire, longueur médiane de la surface articulaire supérieure, $N = 43$; $y^* = 24,00$; $e = 0,042$	0,784	0,216	21,711	24,506	1,358	0,268
Astragale, largeur totale, $N = 34$; $y^* = 28,65$; $e = 0,108$	0,466	0,537	27,733	29,870	0,646	1,104
Astragale, hauteur du côté médial, $N = 34$; $y^* = 41,20$; $e = 0,154$	0,441	0,559	40,274	42,379	0,878	1,189
Os crochu, longueur totale, $N = 57$; $y^* = 22,73$; $e = 0,276$	0,396	0,604	22,029	23,217	0,531	1,866
Os crochu, largeur totale, $N = 57$; $y^* = 18,37$; $e = 0,039$	0,957	0,043	16,048	18,498	1,183	0,342
Magnum, largeur totale anatomique, $N = 49$; $y^* = 22,46$; $e = 0,036$	0,726	0,274	21,000	23,602	0,712	0,808
Magnum, longueur anatomique, $N = 48$; $y^* = 24,90$; $e = 0,064$	0,756	0,243	23,051	26,035	0,975	1,211
Cubonavculaire, longueur totale, $N = 31$; $y^* = 29,71$; $e = 0,043$	0,126	0,873	29,314	32,271	0,186	1,506
Cubonavculaire, largeur totale, $N = 32$; $y^* = 34,67$; $e = 0,104$	0,649	0,351	33,004	36,149	0,923	2,023
Os malléolaire, DAP, $N = 72$; $y^* = 23,97$; $e = 0,070$	0,813	0,187	22,474	24,457	0,926	0,464

P1, P2: proportions des populations 1 et 2 (femelles, mâles).

Mn1, Mn2: moyennes des femelles et mâles pour les dimensions concernées (en mm).

S.D.1, S.D.2: deviation standard des populations de femelles et mâles (en mm).

N = taille de l'échantillon; y^* = point d'isoprobabilité; e = erreur de mauvaise classification.

DT = diamètre transverse; DAP = diamètre antéro-postérieur.

Les variations observées entre les différentes probabilités conditionnelles s'expliquent par le fait que les ossements ne proviennent pas des mêmes individus, ni des

mêmes niveaux stratigraphiques. De plus, l'analyse des mélanges, pour certains ossements ou mesure (talus ou largeur du cubonavculaire par exemple), ne permet

Tab. 2 - Estimation du nombre de mâles, de femelles de mouflon et du sex-ratio H pour les niveaux archéologiques F et G

	Niveau F		Niveau G		Z K/S
	Femelles	Mâles	Femelles	Mâles	
Tibia distal	5	0	6	3	Z = 0,597
H		0		0,33	
Humérus distal	3	0	7	2	Z = 0,333
H		0		0,22	
Métacarpe distal	12	0	7	8	Z = 1,377
H		0		0,53	*
Métatarse distal	6	2	3	4	Z = 0,621
H		0,25		0,58	
Scaphoïde	13	0	4	11	Z = 1,935
H		0		0,73	**
Grand cunéiforme	23	13	6	13	Z = 1,139
H		0,36		0,68	
Os malléolaire	34	5	8	9	Z = 1,380
H		0,13		0,53	*

$H = M / (M + F)$, avec M et F le nombre respectif de mâles et de femelles

Z K/S = Kolmogorov-Smirnov; * = significatif ; ** = hautement significatif

pas une bonne séparation entre les mâles et les femelles ($e > 10\%$), ne montrant pas de trace de bimodalité dans la distribution. Il est à remarquer les bons résultats obtenus par les carpiens. Le membre antérieur d'une manière générale reflète assez bien le dimorphisme sexuel : tout le train avant est structuré par le poids de la tête, des cornes et de la musculature correspondante, très supérieur chez les mâles.

5. Sex-ratio et interpretation

D'après ces résultats et en accord avec les différents points d'isoprobabilité y^* , il est facile de séparer les mâles et les femelles des niveaux F et G et de calculer ainsi les sex-ratios (Tab. 2). Ces estimations, surtout pour le niveau F, sont très différentes du sex-ratio primaire (= à la conception) qui est de 0.5

(Fisher, 1929). Ces différences suggèrent que les hominidés ont chassé plus de femelles que de mâles dans le niveau F. Plutôt que d'évoquer des chasses volontaires aux individus femelles et jeunes, l'abondance de ceux-ci dans le niveau F semble correspondre à une succession de chasses non sélectives, non intentionnelles durant les périodes de printemps et d'été. Ceci est établi d'après le comportement social des mouflons: le sex-ratio trouvé dans l'assemblage fossile refléterait ainsi les variations saisonnières de la structure socio-spatiale de ces animaux. En effet, tout au long de l'année les mouflons font preuve d'une forte tendance grégaire. La majorité des animaux vivent dans deux types de groupes : les groupes mixtes de novembre à février et les groupes matriarcaux le reste de l'année (Bon *et al.*, 1991). Dès mars ou avril, les

mâles se séparent du troupeau pour gagner leur cantonnement d'été formant ainsi de petites hardes. Des groupements de femelles avec leurs jeunes yearlings ou plus âgés, et leurs agneaux se forment en d'autres endroits donnant des groupes qui montrent ensuite une augmentation de taille pour culminer en été (Pfeffer, 1967; Geist, 1971; Bon *et al.*, 1991). Les groupes de rut (autour de novembre) sont plus petits et leur sex-ratio peut rappeler celui trouvé au niveau F. Il est ainsi difficile de trancher sur le seul critère du sex-ratio entre l'hypothèse d'une chasse d'été, étalée dans le temps, menée par affût ou "piégeage" qui pour des raisons techniques vraisemblables (plus grande méfiance ou résistance au prédateur des mâles) fournirait plus de femelles, et l'hypothèse d'une chasse concentrée sur les semaines de rut, et menée par encerclement, par exemple, de groupes de mâles et de femelles avec peu ou pas de jeunes. Seule une étude plus précise de la structure en âge des juvéniles pourrait permettre de répondre à ces hypothèses.

Pour le niveau G, la situation serait identique mais plus complexe, car elle est le fruit de très nombreuses occupations successives.

6. Conclusions

Même si le niveau F de la Caune de l'Arago présente tout à fait un profil de spécialisation (63% de l'assemblage est constitué par le mouflon pour le niveau F), il faut néanmoins être prudent quant aux conclusions. En effet, outre les critères saisonniers, comme nous venons de l'envisager, des critères de choix peuvent être aussi le résultat de critères de facilité de chasse. Il ne faut pas oublier non plus de prendre en compte la nature du groupe humain et de leurs besoins, en fonction du mode de campement et des durées d'occupation, données qui nous échappent totalement. L'analyse des mélanges apparaît comme une méthode statistique avec de grandes potentialités d'applications en paléontologie et archéozoologie, surtout lorsque l'on ne connaît pas la nature des individus de l'échantillon (mâle ou femelle, espèce A ou espèce B...). L'application à venir de cette méthode consi-

ste à étudier la plurimodalité, avec le but de déterminer statistiquement le nombre de groupes optimum dans chaque échantillon.

7. Remerciements

Je tiens particulièrement à remercier le Dr. Randall de l'Université de Stellenbosch pour ses nombreux conseils et pour l'utilisation de son programme "FMASN1", le Dr. Lechelle pour son aide statistique et pour la réécriture de ce programme. Je remercie aussi le Pr. de Lumley pour son soutien sur l'étude de la Caune de l'Arago.

RÉFÉRENCES

- AITKIN, M. & WILSON, G. T. (1980) - Mixture models, outliers, and the EM algorithm. *Technometrics*, 22: 325-331.
- ALTUNA, J. (1978) - Dimorphisme sexuel dans le squelette post-céphalique de *Capra pyrenaica* pendant le Würm final. *Munibe*, 30: 201-214.
- BOESSNECK, J., MULLER, H.-H., & TEICHERT, M. (1964) - Osteologische Unterscheidungsmerkmale zwischen Schaf (*Ovis aries* Linné) und Ziege (*Capra hircus* Linné). *Külm-Archiv*, 78: 1-129.
- BON, R., CUGNASSE, J.M., DUBRAY, D., GIBERT, P., HOUARD, T. & P. RIGAUD, (1991). - Le mouflon de Corse. *Revue d'Écologie (Terre et Vie)*, suppl. 6: 67-110.
- DAVID, F. & ENLOE, J.G. (1993) - L'exploitation des animaux sauvages de la fin du Paléolithique moyen au Magdalénien. *Exploitation des Animaux sauvages à travers le temps, XIIIe Rencontres Internationales d'Archéologie et d'Histoire d'Antibes*, Éd. APDCA : 29-47.
- DESSE, J. & CHAIX, L. (1983) - Les bouquettins de l'Observatoire (Monaco) et des Baoussé Roussé (Grimaldi, Italie). Seconde partie : métapodes et phalanges. *Bulletin du Musée d'Anthropologie préhistorique de Monaco*, 27 : 1-49.
- DO, K. & MCLACHLAN G.J. (1984) - Estimation of mixing proportions: a case study. *Appl. Stats*, 33 : 134-150.
- DONG, Z. (1997) - Mixture analysis and its preliminary application in archaeology. *Journal of*

- Archaeological Science*, 24: 141-161.
- EVERITT, B.S. (1984) - Maximum likelihood estimation of the parameters in a mixture of two univariate normal distributions; a comparison of different algorithms. *The Statistician*, 33: 205-215.
- FISHER, R.A. (1929) - *The genetical theory of natural selection*. Oxford University Press, Oxford, UK.
- FLURY, B.D., AIROLDI, J.-P. & J. BIBER P. (1992) - Gender identification of water pipits (*Anthus spinoletta*) using mixtures of distributions. *Journal of Theoretical Biology*, 158: 465-480.
- GEIST, V. (1971) - *Mountain sheep. A study in behavior and evolution*. University of Chicago Press, Chicago.
- GHOSE, B.K. (1970) - Statistical analysis of mixed fossil populations. *Mathematical Geology*, 2 : 265-276.
- HOSMER, D.W. (1973) - A comparison of iterative maximum likelihood estimates of the parameters of a mixture of two normal distributions under three different types of sample. *Biometrics*, 29 : 761-770.
- KLEIN, R.G. & CRUZ-URIBE, K. (1984) - *The analysis of animal bones from archaeological sites*. University of Chicago Press, Chicago.
- LUMLEY DE, H., FOURNIER, A., PARK, Y.C., YOKOYAMA, Y. & A. DEMOUY, (1984) - Stratigraphie du remplissage pléistocène moyen de la Caune de l'Arago à Tautavel. Étude de huit carottages effectués de 1981 à 1983. *L'Anthropologie*, 88: 5-18.
- MARRIEZKURRENA, K. & ALTUNA, J. (1983) - Biometría y diformismo sexual en el esqueleto de *Cervus elaphus* wüirmiense, postwüirmiense y actual del Cantábrico. *Munibe*, 23: 203-246.
- MONCHOT, H. (1997) - La fragmentation des os longs du mouflon de la Caune de l'Arago (Tautavel, Pyrénées-Orientales, France) : une action anthropique. *Paléo*, 9 : 55 - 67.
- MONCHOT, H. (1999) - La caza del muflón (*Ovis antiqua* Pommerol, 1879) en el Pleistoceno medio de los Pirineos: el ejemplo de la cueva de l'Arago (Tautavel, Francia). *Revista Española de Paleontología*, 14 (1): 67 -78.
- PEARSON, K. (1894) - Contribution to the mathematical theory of evolution. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, serie A, 185: 71-110.
- PFEFFER, P. (1967) - Le mouflon de Corse (*Ovis ammon musimon* Schreber, 1782); position systématique, écologie et éthologie comparées. *Mammalia*, 31: 1-262.
- POMMEROL, F. (1879) - Le mouflon quaternaire. *Assoc. Fr. Avanc. Sc.*: 600-609.
- PRUMMEL, W & FRISCH, H.-J. (1986) - A guide for distinction of species, sex and body size in bones of sheep and goats. *Journal of Archaeological Science*, 13: 567-577.
- SPETH, J.D. (1983) - *Bison kills and bone counts. Decision making by ancient hunters*. University of Chicago Press, Chicago.