

Atouts d'une procédure récente d'inférence bayésienne pour l'étude de l'impact des crises démographiques. Application à trois sites médiévaux bas-normands

Advantages of a Recently Developed Bayesian Inference Procedure for Studies of the Impacts of Demographic Crises. Application to Three Mediaeval Sites in Lower Normandy

L. Buchet · H. Caussin · D. Courgeau · I. Seguy

Reçu le 18 novembre 2015 ; accepté le 4 octobre 2016
© Société d'Anthropologie de Paris et Lavoisier SAS 2016

Résumé Pour mettre en lumière les caractéristiques démographiques de populations issues de contextes archéologiques, le paléodémographe doit pouvoir restituer sans biais la composition par sexe et par âge de ces populations. Nous proposons pour cela une nouvelle procédure d'inférence bayésienne qui permet d'estimer des probabilités de décès, aux âges adultes, assorties de marges d'erreur fiables. Une telle analyse appelle quelques réflexions préalables. Tout d'abord, il convient de vérifier que les différences mises en évidence entre les sites ne peuvent pas être attribuées à des artefacts méthodologiques, notamment lors de l'observation de l'indicateur biologique. Elle suppose aussi l'acceptation du principe d'uniformité biologique entre les populations historiques et les populations de référence préindustrielles. Pour illustrer l'intérêt de cette démarche, nous l'avons appliquée à trois sites bas-normands d'époque mérovingienne susceptibles d'avoir été touchés par la crise démographique des premiers siècles du Moyen Âge décrite par les chroniqueurs et les historiens. Les résultats obtenus montrent clairement que le nombre de décédés est particulièrement élevé dans la première classe d'âge. Si l'explication peut être envi-

sagée en termes de mortalité, on peut y voir aussi l'incidence de mouvements migratoires, cette hypothèse trouvant un écho dans les sources archéologiques qui voient le haut Moyen Âge comme une période d'immigration dans la plaine de Caen.

Mots clés Paléodémographie · Inférence bayésienne · Migrations · Mortalité · Haut Moyen Âge

Abstract To bring out the demographic characteristics of populations from archaeological contexts, palaeodemographers have to determine their composition by sex and age without introducing any bias. The new Bayesian inference procedure proposed here for this purpose estimates the probabilities of death, for adult age groups, coupled with reliable margins of error. Some preliminaries have to be observed before undertaking this kind of analysis. First, it should be checked that differences identified between sites cannot be attributed to methodological artefacts, especially when observing the biological indicator. Second, the procedure rests on the assumption that the principle of uniformity among biological populations and historical preindustrial reference populations is accepted. To illustrate the usefulness of this approach, we applied it to three Merovingian sites in Lower Normandy that are likely to have been affected by the demographic crisis of the early Middle Ages described by chroniclers and historians. The results clearly show that the number of deaths is particularly high in the first age class, especially among males. While this could be explained in terms of mortality, the impact of migration could also be a factor, a hypothesis that is echoed in archaeological sources that consider the early Middle Ages to be a period of immigration into the Caen lowlands.

Keywords Palaeodemography · Bayesian inference · Migration · Mortality · Middle Ages

L. Buchet (✉)
Université Côte d'Azur, CNRS, CEPAM (UMR 7264,
cultures et environnements préhistoire, Antiquité, Moyen Âge),
pôle universitaire Saint-Jean-d'Angély SJA 3,
24 avenue des Diablos-Bleus, F-06357 Nice cedex 04, France
e-mail : luc.buchet@libertysurf.fr

H. Caussin
Institut de mathématiques, université Paul-Sabatier,
118 route de Narbonne, F-31062 Toulouse cedex 09, France

D. Courgeau · I. Seguy
Institut national d'études démographiques (INED),
133 boulevard Davout, F-75020 Paris, France

I. Seguy
UMR 7264 (CEPAM)

Introduction

L'objectif de cet article est de présenter aux anthropologues francophones une méthode bayésienne d'estimation de la structure par âge d'une population de squelettes, pour laquelle on ne dispose que de données anthropologiques. Cette méthode s'affranchit des erreurs méthodologiques dénoncées depuis 40 ans par Masset [1] et Bocquet-Appel [2] qu'entraînent les regroupements d'âges individuels, normalement assorties d'une marge d'incertitude, en groupes d'âges quinquennaux, décennaux ou d'autres amplitudes. Depuis 1992, la communauté internationale a rejoint le point de vue des paléodémographes français et, en 2002 est publié un manifeste qui définit les bases scientifiques de l'approche démographique des populations du passé [3]. Nos travaux ne visent donc, ni à étudier les biais dans le recrutement funéraire [4,5] ni à détecter les mortalités de crise [6], mais à rendre compte des événements démographiques qui ont affecté les populations étudiées sur les moyen et long termes.

Les crises démographiques, selon la définition du *Dictionnaire de démographie* [7], sont des événements de très court terme, tels que les ont étudiés les historiens économistes autour des années 1950 [8–10] et qui n'ont considéré que l'impact immédiat de la crise, à travers la forte augmentation de la mortalité et la baisse de la nuptialité et de la natalité. Cependant, ces crises à répétition dont ont souffert longtemps les populations préindustrielles avaient des impacts beaucoup plus profonds et durables que ne le traduit une observation ponctuelle et, pour éviter toute ambiguïté, nous précisons que notre étude porte sur *l'impact des crises de mortalité, et non sur les mortalités de crise*.

Éléments de base pour estimer la structure par âge d'une population adulte inhumée

Du fait de la médiocre corrélation statistique entre l'âge biologique, estimé par des indicateurs osseux, et l'âge réel du sujet, aucune méthode ne permet une détermination précise de l'âge individuel qui se trouve toujours affecté d'une marge d'erreur, de l'ordre de plusieurs années pour les adultes. Dans une approche démographique, il s'agit de répartir tous les individus dans des groupes d'âges qui couvrent la durée de vie adulte, sans renoncer à l'incertitude qui pèse sur la mesure. Il convient donc d'aborder l'estimation de la structure par âge d'un ensemble de squelettes dans une approche populationnelle et probabiliste et non par la simple addition des valeurs moyennes des estimations d'âge individuelles.

Choix de l'indicateur biologique d'âge et son codage

En l'absence de consensus sur la qualité respective des estimateurs existants, notamment pour une application paléodémographique [11, p. 76], notre choix s'est porté sur la synostose des sutures crâniennes, observée sur la face exocrânienne¹. Grâce au grand nombre d'analyses critiques qui lui ont été consacrées, c'est un indicateur dont on connaît bien les défauts et les avantages, ce qui en fait un outil bien maîtrisé. Tout autre indicateur qui fera la preuve de sa meilleure qualité pourra lui être substitué, sans modification de la méthode proposée.

L'état de la synostose des sutures crâniennes, noté sur dix segments suturaux, est traduit par un coefficient qui peut prendre 41 modalités (de 0,0 à 4). Travailler à ce niveau de détail poserait des problèmes en raison des faibles effectifs, c'est pourquoi les coefficients sont regroupés en « stades de synostose » (cf. infra).

Choix de la population de référence

Pour répartir les individus inhumés en fonction des stades d'évolution d'indicateurs biologiques, il est primordial de disposer d'une population de référence pour laquelle on dispose à la fois du stade biologique et de l'âge donné par l'état civil. La population de référence que nous avons constituée compte plus de 1 100 squelettes d'âge et sexe connus. Elle est issue de plusieurs collections ostéologiques portugaises présentant les caractéristiques d'une population à la démographie d'Ancien Régime (avant la transition épidémiologique et démographique) [11, chapitre III].

Le coefficient de synostose crânienne a été calculé pour les 509 hommes et 612 femmes âgés de 18 à 98 ans. Pour simplifier le tableau général qui en découle, les âges sont regroupés en classes (quinquennales ou décennales) et les coefficients en « stades de synostose ». Nous avons opté pour un regroupement en cinq stades équipondérés², chacun de ces stades correspondant peu ou prou à 20 % de l'effectif global de l'échantillon de référence³.

Nous obtenons ainsi, sous forme de tableaux de référence, hommes, femmes et sexes réunis, les caractéristiques chronobiologiques des trois populations de référence ($P_{\text{Référence}}$) indispensables à la méthode statistique proposée. Il semblerait

¹ Pour une discussion sur les qualités des différents indicateurs d'âge, nous renvoyons au chapitre II du *Manuel de paléodémographie* [11].

² D'autres regroupements avaient été proposés par Masset et Bocquet-Appel : en sept stades (de I à VII ; [12, p. 171 et 178] ou en quatre stades (de 0 à 4 ; [13]).

³ Ce découpage est quasi identique aux résultats obtenus avec une analyse statistique de distribution des observations en cinq groupes (nuées dynamiques) [11, p. 92].

naturel d'utiliser la population de référence masculine pour un ensemble de squelettes d'hommes et la population de référence féminine pour un groupe de femmes, mais une autre étude [14] montre qu'il est préférable de regrouper ces deux populations de référence, d'ailleurs très proches, afin de réduire les fluctuations aléatoires. Les caractéristiques de la population de référence sexes réunis sont données en matériel supplémentaire disponible en ligne (Tableau 1).

Rappel des principales méthodes statistiques d'estimation de la distribution

Une première méthode a consisté à estimer, à partir des fréquences des stades, une matrice dont chacune des cases soit la plus proche possible de celles de la matrice de la population de référence. C'est cette méthode qui a été appliquée en paléodémographie par Masset [12], qu'il appelle « méthode des vecteurs de probabilités », puis par Konigsberg et Frankenberg [15], qui l'appellent « méthode ALK » (Age Length Key). La distribution ainsi calculée se centre autant sur les probabilités en lignes que sur les probabilités en colonnes déduites de la matrice de référence, elle dépend donc fortement de la distribution des âges dans la population de référence, ce qui peut introduire des artefacts.

Une autre méthode consiste à estimer, à partir des fréquences des stades de la population archéologique, une matrice dont chaque colonne est la plus proche possible de la colonne correspondante de la matrice de référence. Initialement proposée par les ichtyologues [16,17], sous le nom d'IALK (Iterative Age Length Key), elle a été adaptée à la paléodémographie par Masset [12] sous le nom de « méthode des approximations successives » puis reprise par Konigsberg et Herrmann [18] sous le nom d'IALK. Cette méthode exige que le nombre de lignes (stades) soit supérieur ou égal au nombre de colonnes (âges), condition qui n'a pas toujours été prise en compte dans la construction des matrices de référence utilisées en paléodémographie. De plus, par la nature des équations à résoudre, cette méthode est assez instable, et une petite variation des fréquences relevées sur un

site peut amener des variations importantes de l'estimation, voire la création de groupes d'âges vides, ce qui est contraire à la réalité démographique.

Pour remédier à ce problème, Hoppa et Vaupel [3] ont proposé d'introduire un âge continu (groupes d'âges annuels), plutôt que discrétisé (groupes d'âges), et de recourir à des modèles de mortalité paramétriques utilisés par les démographes (de type Gompertz). Ces méthodes restent cependant très proches de la méthode IALK [18].

Toutes ces méthodes considèrent que les probabilités sont correctement estimées par les fréquences.

Bocquet-Appel [19–21] et Bocquet-Appel et Bacro [22] ont alors proposé de ne plus considérer la population de référence comme parfaitement estimée par les fréquences. Si cette méthode est intéressante dans son principe, elle pose des questions pour les intervalles de confiance qu'elle produit pour lesquels les auteurs ne donnent aucune validation théorique.

Choix du sens de lecture du tableau de référence

Estimer la distribution des âges au décès sur un site à partir des données ostéoarchéologiques observées et des données de référence pose deux problèmes majeurs qui n'ont pas été résolus par les méthodes décrites précédemment.

Le premier concerne la lecture du tableau des données de référence : soit en ligne (estimation de la distribution des âges chronologiques pour chaque stade osseux), soit en colonne (estimation de la distribution des stades osseux pour chaque tranche d'âge chronologique).

La seconde difficulté vient du petit nombre d'individus observés dans les collections de référence et, plus encore, du faible nombre de squelettes archéologiques. Il faudra donc une méthode statistique aussi efficace que possible et qui permette d'évaluer le degré de précision des estimations obtenues.

Pour apporter la démonstration de l'importance du sens de lecture, considérons une population avec seulement, par souci de simplicité, deux groupes d'âges (jeune/vieux) et deux stades osseux 1 et 2 (Tableau 1). Si l'on fait varier l'effectif des jeunes du Tableau 1 en conservant une distribution proportionnelle des stades en fonction de l'âge, on constate aisément (Tableau 2) que, dans les deux cas, la probabilité d'un stade osseux « 2 », sachant que l'âge chronologique est « jeune » [lecture en colonne], est estimée par la même valeur $20/100 = 40/200 = 0,2$, alors que la probabilité d'un âge réel « jeune » sachant que l'âge osseux est « 2 » [lecture en ligne] passe de $20/100 = 0,2$ à $40/120 = 0,33$.

En d'autres termes, la lecture en ligne du tableau conduit à des estimations différentes, alors que la lecture en colonne

Tableau 1 Distribution par stade et par âge dans la population 1. Les âges biologiques sont donnés en ligne, les âges chronologiques en colonne (comme on le fera toujours par la suite) / *Distribution table by stage and age in Population 1. Biological ages are in rows, chronological ages in columns (ditto in all other tables)*

	Jeunes	Vieux	Total lignes
Stade 1	80	20	100
Stade 2	20	80	100
Total colonnes	100	100	200

Tableau 2 Distribution par stade et par âge avec l'effectif des jeunes doublé / *Distribution by stage and age, doubling the number of young individuals*

	Jeunes	Vieux	Total lignes
Stade 1	160	20	180
Stade 2	40	80	120
Total colonnes	200	100	300

conduit à des résultats équivalents. En fait, la lecture en ligne dépend de la distribution marginale des âges réels dont il est impossible de savoir si elle sera la même dans la population de référence et sur le site étudié, puisque c'est justement cette dernière distribution qui est inconnue et qui fait l'objet de l'étude. En revanche, la lecture en colonne consiste à évaluer la répartition des âges osseux pour chaque âge réel. Cette répartition est évidemment indépendante de la distribution des âges réels, et pour qu'elle soit utilisable sans biais, il suffit qu'elle soit la même pour la population de référence et pour la population à l'étude. C'est là une hypothèse réaliste, sous l'« hypothèse d'uniformité biologique » [23], ou « hypothèse d'invariance » [24], dont nous restreignons le postulat⁴ aux populations préindustrielles.

Il en résulte que le tableau de référence doit être lu en colonne pour estimer les probabilités d'un âge biologique donné chez un sujet ayant un certain âge réel. Faute de quoi, les données de référence impriment leur structure par âge sur la population archéologique⁵.

Méthode statistique proposée

La méthode statistique que nous préconisons pour estimer les probabilités de décéder dans les divers groupes d'âges, soit (p_1, p_2, \dots, p_c) , p exprimant les probabilités et c le nombre de classes retenu, est la méthode bayésienne introduite par Causinus et Courgeau [25,26], discutée plus avant par Séguéy et al. [27] et améliorée par Causinus et al. [14]. On trouvera dans ces articles la description technique précise de la méthode et de sa mise en œuvre pratique⁶. On verra aussi en quoi son efficacité est nettement meilleure que celle des méthodes anté-

rieures. Rappelons un point de vocabulaire à ce sujet : une fois assuré qu'une estimation est correctement centrée sur le paramètre à évaluer (fiabilité) les statisticiens la disent d'autant plus efficace que sa dispersion est plus faible. Les vérifications de fiabilité et d'efficacité ont été effectuées au moyen de nombreuses simulations dont l'essentiel est exposé dans les articles mentionnés ci-dessus.

Principe de la méthode

Comme toute méthode bayésienne, celle-ci part du principe que les probabilités p_i à estimer ($i = 1, 2, \dots, c$) sont aléatoires, c'est-à-dire qu'elles sont susceptibles de prendre diverses valeurs avec une certaine loi de probabilité. On leur assigne d'abord une loi de probabilité dite a priori exprimant ce que l'on peut savoir (ou ignorer) sur les paramètres inconnus avant même que des données statistiques soient disponibles, que ce soit les données de référence ou les données d'âge osseux recueillies sur le site étudié. Malgré leur caractère imprécis (aléatoire), ces données apportent une information que l'on utilise pour corriger la distribution a priori et aboutir à une distribution dite a posteriori puisqu'elle tient compte des observations faites pour le site étudié. Cette distribution a posteriori donne une idée des probabilités pour chaque classe d'âge. Pour chacune, on peut prendre sa moyenne comme estimation ponctuelle (semblable au concept classique d'estimation), mais, au-delà, on peut prendre en compte sa dispersion, qui indique la précision de cette estimation.

Illustrons cela sur deux exemples en examinant l'estimation de la probabilité de décès entre 18 et 24 ans (inclus) et entre 75 et 79 ans (inclus) sur le site d'époque mérovingienne de Frénoville (cf. infra). La Figure 1 montre la densité de la loi a posteriori (trait continu) et la densité de la loi a priori (en pointillés) pour ces deux groupes d'âges. Pour la première, on voit que les données observées sur ce site conduisent à corriger de façon très sensible la loi a priori. Cette distribution a posteriori est centrée sur la valeur 0,277 qui fournit une estimation « ponctuelle » de la probabilité de décès entre 18 et 24 ans pour des sujets ayant survécu au-delà de 18 ans. Mais on peut aussi déterminer une marge d'incertitude en calculant le risque que cette probabilité soit inférieure, ou supérieure, à une certaine valeur. Dans notre exemple, la probabilité a posteriori qu'elle soit inférieure à 0,157 est égale à 0,025, tout comme la probabilité de dépasser 0,370 (valeurs marquées par deux traits verticaux sur la figure, le trait central marquant la moyenne 0,277 de la distribution). On obtient donc un intervalle [0,157 ; 0,370] contenant le paramètre considéré avec une probabilité a posteriori de 95 %. Un tel intervalle, dit intervalle de crédibilité, joue en statistique bayésienne un rôle analogue à celui de l'intervalle de confiance en statistique classique. On note que, malgré une dispersion qui

⁴ Cette hypothèse postule que, pour tout reste biologique d'âge au décès donné, la probabilité pour qu'il soit classé dans un stade biologique donné ne dépend que de cet âge, indépendamment de la population d'où il est extrait.

⁵ Masset [12] a tenté de contourner le problème en proposant une population de référence « standardisée » (même effectif de décès dans chaque classe d'âge) peu satisfaisante, car la distribution des décès par âge n'est jamais plate.

⁶ Calculs et graphiques ont été réalisés avec le logiciel R. URL <http://www.R-project.org/>.

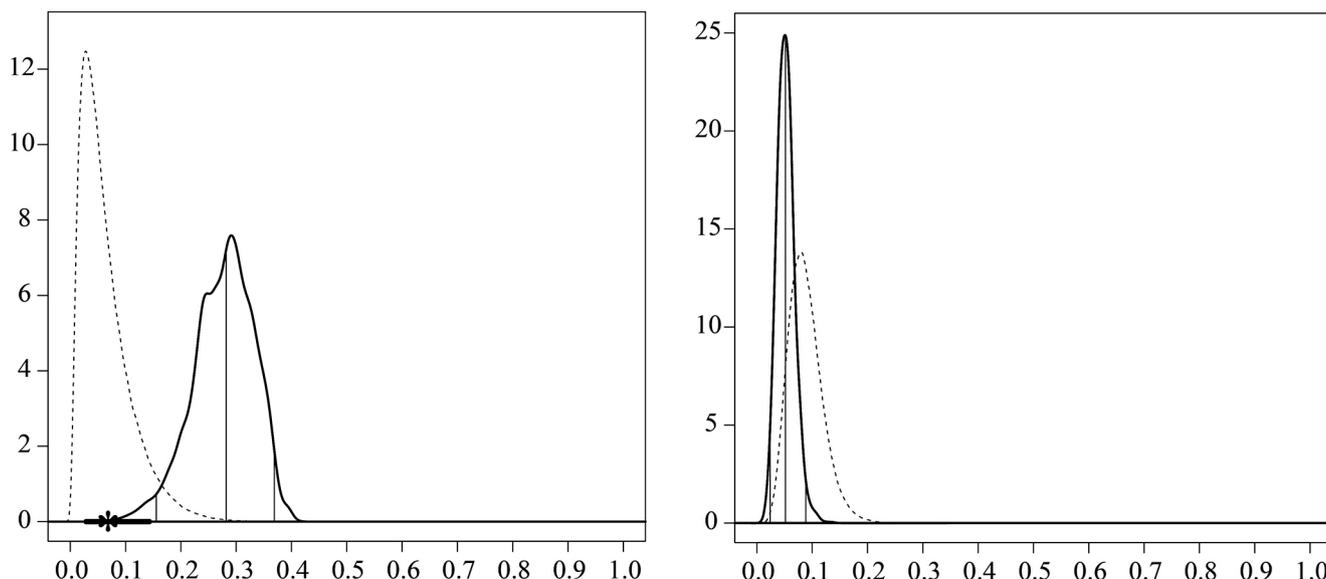


Fig. 1 Densités a priori (pointillés) et a posteriori (trait plein) de la probabilité de décéder entre 18 et 24 ans (à gauche) et entre 75 et 79 ans (à droite) pour un adulte à Frénouville, époque mérovingienne. Le trait vertical central marque la valeur moyenne de la loi, les autres traits verticaux fournissent les quantiles à 2,5 et 97,5 %. À gauche sont ajoutées la valeur du standard (astérisque) et la plage des valeurs observées sur les populations ayant servi à le calculer (trait gras) / A priori (dotted lines) and a posteriori (solid lines) densities of the probability of death between 18 and 24 years of age (left) and between 75 and 79 years of age (right) for adults in the Merovingian sector at Frénouville. The vertical line down the centre shows the mean value; the other lines show the quantiles at 2.5 and 97.5%. The value for the standard (asterisk) and the range of values observed in the populations used to calculate the standard (bold line) are shown on the left

reste élevée, la valeur du « standard préindustriel »⁷, 0,063, marquée par une étoile sur la figure, est très nettement en dehors de l'intervalle de crédibilité à 95 %. On peut même voir que toutes les valeurs « normales » ayant servi de base à l'établissement de ce standard (comprises entre 0,029 et 0,143, figurées par un trait gras sur l'axe des abscisses) sont elles aussi en dehors de cet intervalle (bien que centrales pour la loi a priori). On pourra ici affirmer sans grande crainte d'erreur statistique (mais moyennant évidemment l'absence d'un biais d'échantillonnage important) que la mortalité des jeunes est « anormalement » élevée sur ce site. Pour la classe d'âge 75–79 ans, les données recueillies forcent à réviser à la baisse la valeur 0,088 du standard préindustriel, la moyenne de la loi a posteriori étant seulement 0,052. La précision de cette estimation est assez bonne, correspondant à une densité a posteriori relativement « pointue » (intervalle de crédibilité à 95 % égal à [0,026 ; 0,086]).

La Figure 2 résume les résultats de l'estimation de la structure par âge montrant que la surmortalité des jeunes (de 18 à 34 ans) est à peu près uniformément compensée par la moindre mortalité des individus d'âge supérieur à

40 ans (les valeurs du standard préindustriel sont figurées par des étoiles).

Choix de la loi de probabilité a priori

Un point crucial est le choix de la loi de probabilité a priori. En effet, estimer une structure par âge avec les données disponibles (données de référence et fréquences de site) est un problème mathématiquement très instable : quelques unités de différence dans les données observées sur un site peuvent produire de grandes variations de l'estimation alors qu'elles sont très probables selon les lois de l'échantillonnage. On le voit en particulier si l'on utilise la méthode des approximations successives [12] appelée ailleurs IALK [15]. Pour pallier cette difficulté, il est indispensable de contenir l'estimation d'une manière ou d'une autre. En statistique classique, cela se fera en réduisant « l'espace paramétrique », c'est-à-dire en contraignant les probabilités estimées à satisfaire certaines conditions ; par exemple, on peut leur demander de suivre un modèle de mortalité (loi de Gompertz ou autre). Mais cette façon de faire est rigide, trop tributaire de l'adéquation du modèle à la réalité du terrain, toujours incertaine. C'est pourquoi nous nous sommes tournés vers une méthode bayésienne qui introduit la connaissance du terrain sous la forme

⁷ Comme il est précisé en [11, chapitre VIII], le standard préindustriel est obtenu comme moyenne d'une série de 167 lois de mortalité représentatives de situations naturelles de la période préindustrielle.

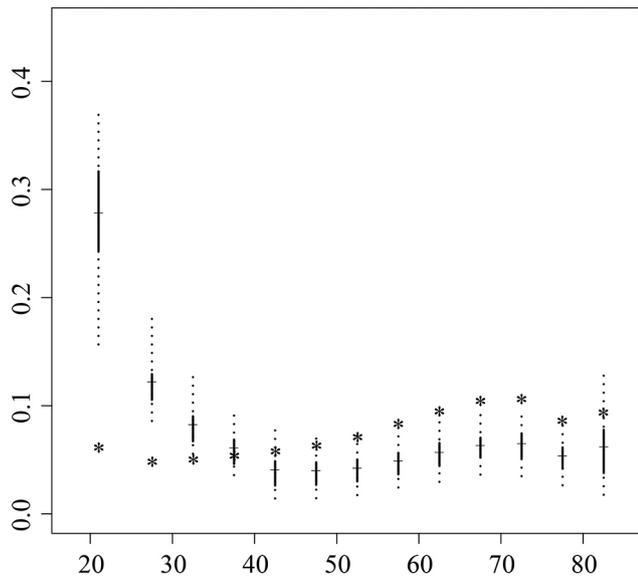


Fig. 2 Intervalles de crédibilité des probabilités de décès à Frénoyville, époque mérovingienne. Les abscisses correspondent aux groupes d'âges. Les ordonnées donnent pour chacune de ces classes la probabilité de décès estimée par la moyenne de la loi a posteriori (+), les intervalles de crédibilité à 95 % (traits pointillés) et 50 % (traits pleins) ainsi que le standard préindustriel (*) / *Credibility intervals of probabilities of death. Frénoyville, Merovingian sector. The X-axis corresponds to age groups and the Y-axis gives, for each class, the estimated probability of death (+), the standard (*) , the 95% (dotted lines) and 50% (solid lines) credibility intervals*

souple d'une distribution a priori. On exprime par là qu'il ne s'agit pas d'estimer n'importe quelles probabilités mais des probabilités correspondant à une structure par âge, à une certaine loi de mortalité. Or, en compilant un certain nombre de lois de mortalité de la période préindustrielle, nous avons observé que celles-ci se dispersaient autour d'une valeur moyenne « le standard préindustriel ». En dehors de toute autre information, il semble donc légitime de partir du principe que la loi de probabilité a priori est centrée sur le standard préindustriel. Les mathématiciens ont de bonnes raisons d'adopter alors une forme de loi bien précise « autour de cette moyenne » (loi dite de Dirichlet) dont le seul paramètre restant à définir est un paramètre de dispersion. Caussin et Courgeau ont étudié ce point au double plan théorique et pratique afin de proposer une valeur convenable pour celui-ci [25]. On peut aussi penser que la famille de lois de mortalité compilée pour l'obtention du standard préindustriel recouvre l'ensemble des possibilités et donne une bonne idée a priori du spectre de lois de mortalité que l'on est susceptible de rencontrer, autrement dit qu'elles fournissent une bonne façon d'exprimer la dispersion de la loi a priori. Il faut cependant noter que tous ces types de mortalité correspondent à des situations démographiques « normales », susceptibles de perdurer, ce

qui n'est pas nécessairement le cas pour un site donné et sur une période relativement brève. C'est pourquoi, historiquement, il serait regrettable de ne pas « découvrir » de telles situations « anormales ». L'idée d'exprimer ainsi une dispersion a priori a donc été rejetée. Finalement, une autre piste a été explorée : le simple bon sens. Comme toutes les études démographiques disent que la probabilité de décès ne varie pas brutalement avec l'âge, il y a une corrélation positive entre les p_i successifs ; cette corrélation est observable et quantifiable sur la série de tables compilées. Nous sommes ainsi arrivés [14] à une loi a priori qui semble convenir pour nos études, loi qui s'obtient par lissage des lois de Dirichlet proposées en premier lieu. C'est cette dernière loi qui est utilisée dans le présent article.

Remarques complémentaires

La loi a priori retenue étant centrée sur le standard préindustriel, celui-ci joue le rôle d'un référent duquel s'éloignent plus ou moins les données observées sur un site. La révision de la loi a priori à partir de ces données dépend de leur taille. Plus celle-ci est grande et plus l'échantillon contient des informations susceptibles d'éloigner la loi a posteriori de la loi a priori, en particulier d'éloigner la moyenne de la loi a posteriori du standard préindustriel si la réalité (sa spécificité inconnue) est telle. On notera ce phénomène, en particulier, en comparant les estimations obtenues sexes réunis ou séparés.

La façon la plus usuelle de mesurer la précision d'une estimation m est de donner un écart-type s . On déduit alors un intervalle de confiance de la forme $m \pm k \times s$ où la constante k dépend du coefficient de sécurité choisi, par exemple 1,96 pour 95 %. Mais il ne faut pas oublier que le calcul de k est lié à une distribution « normale » de l'incertitude ; la méthode peut encore fournir des résultats acceptables dans certains cas où la distribution est assez proche de la normale, en particulier symétrique, mais doit être formellement déconseillée dans le cas d'une distribution dissymétrique, fréquent dans l'estimation d'une petite probabilité. Pour quantifier la précision de l'estimation, il est donc bien préférable d'utiliser les quantiles, comme plus haut et dans toute la suite de cet article.

Nous avons considéré l'estimation des probabilités de décès p_i dans chaque classe d'âge. Mais il est possible de caractériser la loi de mortalité par d'autres paramètres fonctions des p_i . Par exemple, on peut s'intéresser aux probabilités cumulées de décès ($p_1, p_1+p_2, p_1+p_2+p_3, \dots$) ou aux probabilités de décès au-delà d'un certain âge ($1-p_1, 1-p_1-p_2, 1-p_1-p_2-p_3, \dots$), c'est-à-dire aux probabilités de survie au-delà de certains âges pour un sujet adulte. On peut aussi s'intéresser à l'âge moyen de décès pour des individus ayant atteint 18 ans ($\sum a_i p_i$ où les a_i sont les centres des groupes

d'âges — noter que ce calcul nécessite des classes suffisamment petites, comme c'est le cas des classes quinquennales que notre méthode permet de traiter). Pour chacun de ces nouveaux paramètres, il est facile de donner une estimation ponctuelle à partir des estimations des paramètres initiaux, mais la méthode fournit aussi leur distribution a posteriori permettant encore de caractériser la précision des estimations au moyen des quantiles. Par exemple, à Frénoville, époque mérovingienne, l'âge moyen de décès des individus ayant atteint l'âge adulte est estimé à 42,3 ans avec l'intervalle de crédibilité à 95 % [38,0 ; 46,9].

Application à la mise en évidence de crises démographiques durant le haut Moyen Âge

Contexte économique et social du haut Moyen Âge

Le peuplement et l'occupation du sol ont été profondément remodelés entre l'Antiquité et le Moyen Âge. La déprise agricole, qui débute au ^v siècle et atteint son maximum au ^{vi} siècle, s'explique par une conjonction de facteurs endogènes (évolution des paysages ruraux) et exogènes (catastrophes climatiques, enchaînement d'épidémies — tuberculose, variole, lèpre, peste — mais aussi raids guerriers et famines.). Cette contraction de la surface des sols occupés s'accompagne d'un déclin progressif de la population [28,29].

En dépit des progrès de la recherche historique, il est difficile de se représenter ce que pouvaient être les conditions de vie pendant ce très haut Moyen Âge. Pour décrire la population et appréhender le milieu dans lequel celle-ci évoluait, les sources écrites sont rares, et souvent contestées. Certains récits hagiographiques soulignent le caractère redoutable de la nature [30] et évoquent le mauvais état de santé général de la population. Les sources narratives, et notamment les textes de Grégoire de Tours, rapportent également des événements catastrophiques qui marquèrent les esprits, comme les inondations de 583 [31].

Dans l'Europe du Nord-Ouest, le climat devient, à la fin de l'Antiquité, plus froid et plus humide. Ces oscillations ont un impact certain sur l'économie et la société médiévale, favorisant les famines et les disettes, tout comme les épidémies [28,32].

Dans le courant du ^{vii} siècle, apparaissent les premiers signes de reprise des défrichements et de croissance économique en même temps que les atteintes épidémiques semblent se faire moins fréquentes [29,33].

Notre objectif est maintenant de voir si ces événements que nous rapportent les textes et les historiens ont eu un impact sur les structures démographiques de trois populations du haut Moyen Âge de Normandie.

Mesure de l'impact des crises démographiques

Grâce aux données d'âge et de sexe, l'incidence démographique de ces conditions de vie désastreuses peut être recherchée, sans que l'on puisse en attribuer la cause à tel ou tel phénomène.

La Basse-Normandie se prête à l'analyse du phénomène car on dispose, notamment dans la plaine de Caen, de grandes nécropoles comme celles de Frénoville « Le Drouly », Lisieux « Michelet » et Verson « Delle Saint-Martin », les deux premières offrant une longue séquence chronologique, de l'Antiquité au Moyen Âge (Fig. 3).

Après avoir présenté brièvement ces trois sites, nous verrons comment les résultats des analyses statistiques peuvent contribuer à la réflexion autour de la crise engendrée par les catastrophes de la fin du ^{vi} siècle.

Description des trois sites bas-normands étudiés et des données disponibles

La nécropole rurale de Frénoville⁸ (Calvados, lieu-dit « Le Drouly »), fouillée intégralement, a livré 650 sépultures datées de la fin du ⁱⁱⁱ à la fin du ^{vii} siècle qui se répartissent en deux grandes phases chronologiques : une période gallo-romaine, jusqu'au milieu du ^v siècle et, lui succédant, une période mérovingienne. La nécropole a ensuite été abandonnée.

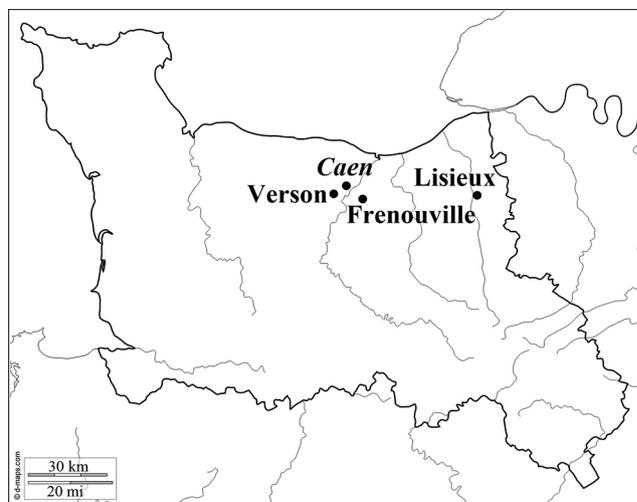


Fig. 3 Carte de situation des trois nécropoles étudiées / Location map of the three cemeteries studied

⁸ Fouille dirigée par C. Pilet (CRAHAM, Caen, France), étude anthropologique : L. Buchet (CEPAM, Nice, France).

Les restes des 163 Gallo-Romains se répartissent en 26 adolescents et 137 adultes, dont 69 d'âge estimable⁹ et 58 de sexe déterminé¹⁰ ; les restes des 638 Mérovingiens se répartissent en 21 adolescents et 617 adultes dont 200 d'âge estimé et 135 de sexe déterminé.

L'étude anthropologique a mis en évidence une hétérogénéité de la population à toutes les périodes. Pendant la période gallo-romaine, cette diversité est attribuée à l'installation de groupes étrangers à la région venus se mêler aux populations locales [40–42]. L'étude du mobilier funéraire atteste le rôle joué par l'armée romaine dans ces premières installations, et l'analyse des données archéologiques, anthropologiques et paléodémographiques [11,27,43] montre que de nouvelles arrivées se sont poursuivies pendant l'époque mérovingienne.

Une grande zone funéraire, découverte fortuitement dans la cour de l'ancienne école Michelet, à 250 m du castrum antique de Lisieux (Calvados), a fait l'objet d'une fouille exhaustive au début des années 1990¹¹. Elle a livré plus de 1 000 squelettes répartis en deux ensembles distincts datés du Bas-Empire et du haut Moyen Âge [11,44,45]. La seule phase du IV^e siècle comptait 793 sépultures, et celle allant de la fin du VI^e au VIII^e siècle, 221 sépultures dont, respectivement, 747 et 217 étaient étudiables anthropologiquement.

La nécropole médiévale de Michelet pourrait correspondre à l'installation, à la charnière des VI^e–VII^e siècles, d'un petit groupe d'habitants, probablement sans liens directs avec la population du IV^e siècle. Ce groupe se caractérise par une surreprésentation apparente des hommes et un effectif de sujets immatures élevé en comparaison de ce que l'on trouve le plus souvent dans les nécropoles de cette époque : 79 hommes, 60 femmes et 62 sujets immatures.

Lors de leur installation, les habitants ont été confrontés à des conditions de vie précaires et à une violence latente semblant toucher presque exclusivement les hommes. La seconde moitié du VII^e siècle, démographiquement stable, rend compte d'une relative prospérité de cette petite communauté suburbaine, tandis que le VIII^e siècle est marqué par une désaffection progressive de la nécropole.

La nécropole de la « Delle Saint-Martin », située à 2 km du village actuel de Verson, Calvados, a été utilisée de la fin

du VII^e siècle au milieu du VIII^e. La fouille menée au début des années 1970 [46] a livré près de 300 squelettes ; l'analyse anthropologique [47] a fait apparaître une forte hétérogénéité due à un dimorphisme sexuel très marqué. L'anthropologue a attribué cette particularité à la présence, au sein du groupe masculin, d'individus se distinguant de l'ensemble par leur robustesse. Elle a observé, dans le même temps, une grande similitude entre les données morphologiques moyennes des sites de Verson et de Frénoville.

Analyse des données paléodémographiques, approche comparative

Observons dans un premier temps la fiabilité des données observées.

Dans le paragraphe illustrant le principe de notre méthode statistique, nous avons obtenu une estimation très élevée de la probabilité de décès des 18–24 ans sur le site mérovingien de Frénoville. Avant d'interpréter un tel résultat, il convient d'examiner la fiabilité des données analysées. Pour rechercher l'éventualité d'un biais (lors de la collecte des données par exemple), nous pouvons comparer les résultats obtenus respectivement pour l'époque mérovingienne et l'époque gallo-romaine puisque la fouille des deux ensembles a été menée par la même équipe et le codage des synostoses effectué par la même personne¹². Les estimations pour chaque période sont présentées dans le Tableau 3, et leur précision est illustrée par les intervalles de crédibilité présentés sur la Figure 4. On voit que les deux séries d'estimation sont nettement séparées, la forte mortalité de la première classe d'âge constatée à l'époque mérovingienne ne se retrouvant pas à l'époque gallo-romaine. Malgré la faible précision des estimations due à la petite taille des échantillons, on peut conclure à des lois de mortalité nettement différentes, particulièrement si l'on examine les probabilités de survie.

Pour mettre en évidence une éventuelle mortalité différentielle entre les deux périodes, on peut se contenter d'un simple Chi² comparant les fréquences observées des stades osseux aux fréquences théoriques du standard préindustriel. Ces dernières (disons π_i) s'obtiennent facilement à partir des probabilités p_j des groupes d'âges selon le standard et des probabilités conditionnelles p_{ij} du stade i sachant que la classe d'âge est j par la formule

$$\sum_j p_j p_{ij} = \pi_i$$

⁹ D'après la synostose des sutures crâniennes, nous renvoyons à la discussion sur les estimateurs biologiques de l'âge dans le *Manuel de paléodémographie* [11, p. 76].

¹⁰ La question de la détermination du sexe ne fait plus débat depuis plus de 20 ans. La méthode initiée par Bruzek en 1991 [34], reprise et adaptée [35–37], qui s'appuie sur des critères scopiques ou métriques du coxal, est actuellement la plus souvent recommandée. Pour les caractères « extracoxaux », une première synthèse a été publiée par Ferembach et al. en 1979 [38] et une plus récente par Castex et al. en 1993 [39].

¹¹ La fouille de la nécropole s'est déroulée durant quatre campagnes successives de 1990 à 1993. Responsable d'opération : Didier Paillard. Étude anthropologique : A. Alduc-Le Bagousse et L. Buchet.

¹² Nous remercions Armelle Alduc-Le Bagousse de nous avoir transmis les données qu'elle a recueillies à Lisieux et à Verson et d'avoir actualisé l'étude de l'un de nous (LB) sur Frénoville. Ce travail a été mené dans le cadre du centre Michel-de-Boüard, CRAHAM, à Caen.

Tableau 3 Estimation (moyenne de la distribution a posteriori) des probabilités de décès par classe d'âge pour Frénouville, époque mérovingienne (M) et époque gallo-romaine (GR) / *Estimated (mean of the a posteriori distribution) probabilities of death by age class for the Merovingian (M) and Gallo-Roman (GR) sectors at Frénouville*

Âge	18–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70–74	75–79	≥ 80
M	0,277	0,121	0,081	0,06	0,039	0,039	0,041	0,048	0,056	0,062	0,064	0,052	0,061
GR	0,086	0,063	0,061	0,06	0,061	0,064	0,07	0,08	0,09	0,098	0,099	0,081	0,088

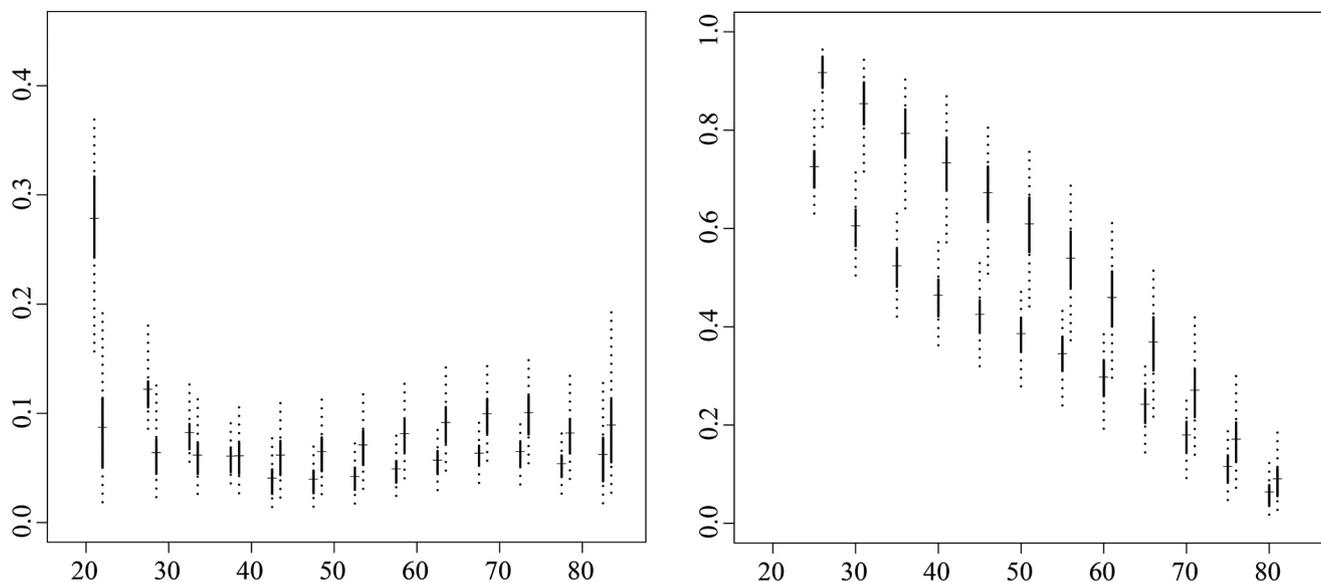


Fig. 4 Probabilités de décès par groupes d'âges (à gauche) et probabilités de survie (à droite) pour Frénouville, époques mérovingienne et gallo-romaine (décalées sur la droite dans les deux graphiques). Les signes + marquent les valeurs estimées (moyennes), les traits verticaux figurent les intervalles de crédibilité à 50 % (traits pleins) et 95 % (traits pointillés) / *Probability of death by age class (left) and survival probabilities (right) in the Merovingian and Gallo-Roman sectors (moved to the right in both graphs) at Frénouville. The + signs show the estimated values (mean); the vertical lines show the 50% (solid lines) and 95% (dotted lines) credibility intervals*

les probabilités p_{ij} étant approchées à partir des données de référence. On obtient les probabilités théoriques suivantes pour les stades 1 à 5 : 0,213, 0,216, 0,188, 0,210, 0,173

Les résultats du test sont :

- pour l'époque gallo-romaine : $\text{Chi}^2 = 3,778$, avec 4 ddl, soit une probabilité de dépassement¹³ de 0,437 ;
- pour l'époque mérovingienne : $\text{Chi}^2 = 74,560$, avec 4 ddl, soit une probabilité de dépassement pratiquement nulle.

Toutefois, si ces résultats élémentaires montrent une nette différence entre les deux époques, ils ne précisent pas la nature de celle-ci.

¹³ C'est la probabilité que la valeur observée soit dépassée par le jeu du hasard si la loi de mortalité du site considéré est standard, c'est-à-dire le niveau auquel le test de cette hypothèse serait significatif (*p-value* dans la terminologie anglo-saxonne).

Résultats statistiques

Frénouville (répartition par stade : matériel supplémentaire, Tableau 2a,b)

Les résultats statistiques ont montré une forte mortalité significative des jeunes à Frénouville à l'époque mérovingienne. Pour fonder l'analyse sur une quantité aussi importante que possible de données, nous avons estimé une loi de mortalité sexes réunis. Nous pouvons toutefois essayer de reprendre les calculs statistiques pour chaque sexe à partir de la répartition par stade osseux. On obtient les estimations ponctuelles présentées dans le Tableau 4.

La différence entre les deux estimations est assez importante, mais la précision est faible, si bien que les intervalles de crédibilité se recoupent assez largement, aussi bien en probabilités de décès par groupes d'âges qu'en survies (Fig. 5). Cependant, le fait que les survies des femmes soient

Tableau 4 Estimation (moyenne de la distribution a posteriori) des probabilités de décès par classe d'âge selon le sexe pour Frénouville, époque mérovingienne / *Estimated (mean of the a posteriori distribution) of probabilities of death by age class and by sex for the Merovingian sector at Frénouville*

Âge	18–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70–74	75–79	≥ 80
H	0,155	0,092	0,076	0,066	0,058	0,057	0,06	0,067	0,075	0,08	0,08	0,065	0,07
F	0,232	0,116	0,085	0,067	0,05	0,047	0,048	0,053	0,059	0,064	0,065	0,053	0,06

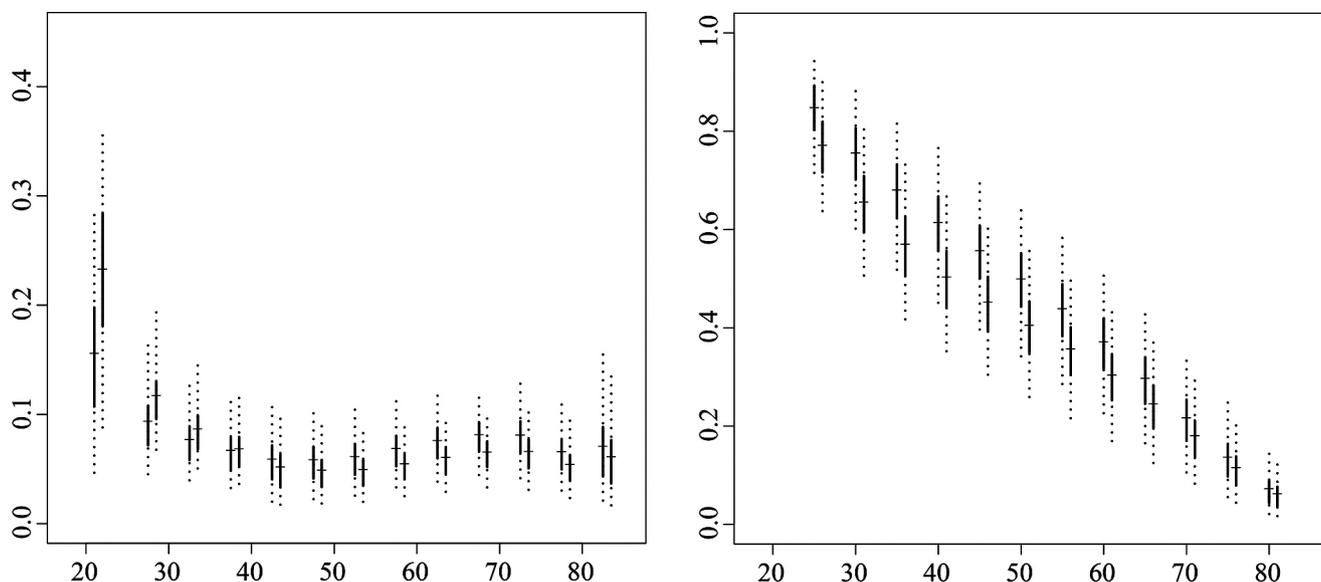


Fig. 5 Probabilités de décès par groupes d'âges (à gauche) et probabilités de survie (à droite) pour Frénouville, époque mérovingienne, hommes et femmes (décalées sur la droite dans les deux graphiques). Les signes + marquent les valeurs estimées (moyennes) et les traits verticaux figurent les intervalles de crédibilité à 50 % (traits pleins) et 95 % (traits pointillés) / *Probabilities of death by age class (left) and survival probabilities (right) for males and females (moved to the right in both graphs) in the Merovingian sector at Frénouville. The + signs show the estimated values (mean); the vertical lines show the 50% (solid lines) and 95% (dotted lines) credibility intervals*

systématiquement au-dessous des survies des hommes plaide en faveur d'un écart sensible entre les deux lois de mortalité, comme le suggère d'ailleurs un test du χ^2 entre les fréquences des stades ([30, 9, 11, 15, 9] pour les hommes et [33, 6, 6, 3, 13] pour les femmes) qui donne une probabilité de dépassement de 0,044 et se montre donc significatif au niveau 5 % ($\chi^2 = 9,780$ pour 4 ddl).

Remarque

Dans la mesure où les deux sexes n'ont pas des lois de mortalité parfaitement homogènes, on doit se demander s'il était légitime de les réunir comme on l'a fait afin d'augmenter la taille de l'échantillon étudié. La réponse nous semble positive, d'une part parce que cette hétérogénéité est relativement faible, d'autre part, et surtout, parce que les effectifs des deux groupes sont proches et que l'on peut penser avoir ainsi estimé une mortalité globale qui fait sens.

Verson (répartition par stade : matériel supplémentaire, Tableau 3)

Les estimations ponctuelles des probabilités de décès par groupes d'âges (sexes réunis) sont présentées dans le Tableau 5. La Figure 6 les assortit d'intervalles de crédibilité à 50 et 95 %. On voit immédiatement que la situation est tout à fait comparable à celle du site de Frénouville, époque mérovingienne (ce qui est confirmé par la comparaison des séries de fréquences correspondantes : $\chi^2 = 4,701$, avec une probabilité de dépassement de 0,319 pour 4 ddl).

L'estimation ponctuelle des probabilités de décès par classe d'âge et par sexe conduit aux résultats du Tableau 6, représentés graphiquement sur la Figure 7, assortis des intervalles de crédibilité à 50 et 95 %. On voit que les deux profils sont très proches et statistiquement indiscernables ; en fait, le χ^2 comparant les deux séries de fréquences vaut 5,903, d'où la probabilité de dépassement de 0,206 pour 4 ddl.

Tableau 5 Estimation (moyenne de la distribution a posteriori) des probabilités de décès par classe d'âge, sexes réunis, pour Verson / <i>Estimated (mean of the a posteriori distribution) probabilities of death by age class, both sexes combined, at Verson</i>													
Âge	18–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70–74	75–79	≥ 80
S.R.	0,256	0,113	0,077	0,056	0,037	0,037	0,04	0,049	0,059	0,069	0,072	0,061	0,074

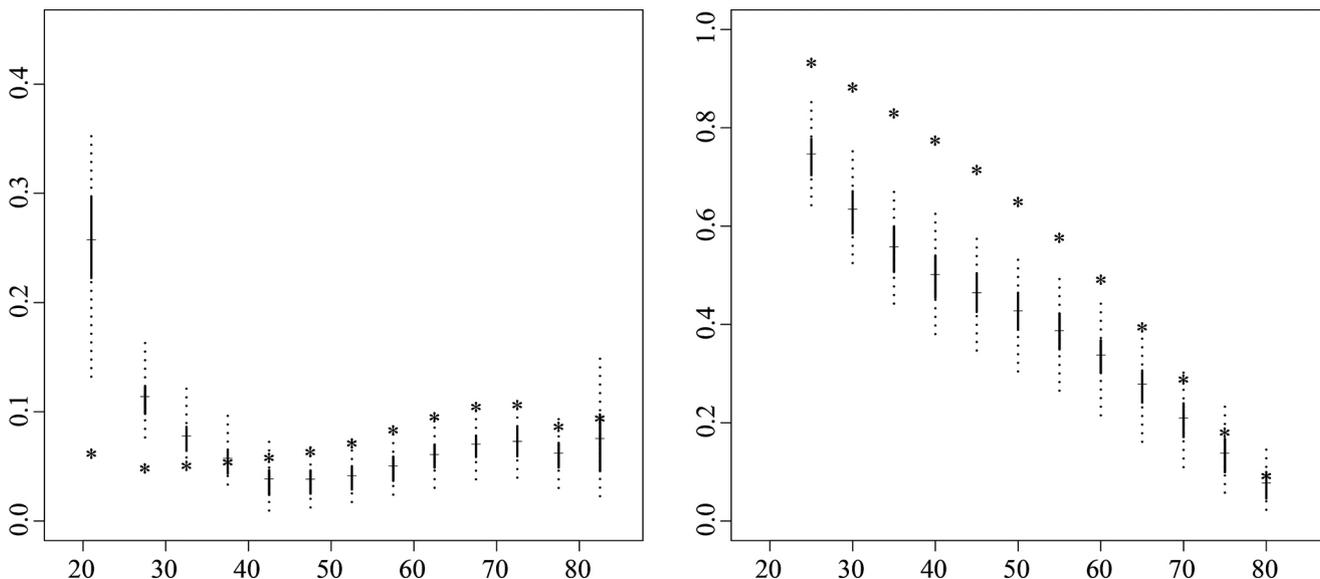


Fig. 6 Probabilités de décès par groupes d'âges (à gauche) et probabilités de survie (à droite) pour Verson. Les signes + marquent les valeurs estimées (moyennes), les traits verticaux figurent les intervalles de crédibilité à 50 % (traits pleins) et 95 % (traits pointillés), les étoiles rappellent les valeurs du standard préindustriel / *Probability of death by age class (left) and survival probabilities (right) for the Verson site. The + signs show the estimated values (mean); the vertical lines show the 50% (solid lines) and 95% (dotted lines) credibility intervals; stars give the values for the pre-industrial standard*

L'étude comparative des mortalités par sexe conduit donc à un résultat qui semble légèrement différent de celui de Frénoeuville. Bien entendu, cette différence peut très bien être le fruit d'un hasard d'échantillonnage. On doit cependant chercher à en approfondir l'analyse, ne serait-ce qu'à titre heuristique. Pour une première approche simpliste, comparons les deux sites pour chaque sexe au moyen d'un χ^2 . Nous obtenons :

- pour les hommes : $\chi^2 = 9,690$, soit une probabilité de dépassement de 0,046 (4 ddl) ;
- pour les femmes : $\chi^2 = 3,165$, soit une probabilité de dépassement de 0,531 (4 ddl).

Cela peut suggérer une différence entre les deux sites concernant la mortalité des hommes, celles des femmes restant similaires. La Figure 8 montre de façon plus précise la nature de cette différence (la survie estimée des hommes est systématiquement plus faible à Verson qu'à Frénoeuville) mais aussi la fragilité de ce diagnostic (large chevauchement des intervalles de crédibilité). Toute conclusion concrète ne saurait donc être tirée qu'avec une infinie précaution.

Lisieux, VII^e et VIII^e siècles (répartition par stade : matériel supplémentaire, Tableau 4)

Les stades sont donnés pour cinq tranches chronologiques (VII^e s.-1, VII^e s.-2, VII^e s. global, VIII^e s. global, VII^e et VIII^e s.). Nous avons d'abord examiné, au moyen de tests de χ^2 , s'il était légitime de regrouper ces tranches, c'est-à-dire vérifier si elles pouvaient être regardées comme homogènes et, par suite, regroupées.

Pour les cinq cas des VII^e et VIII^e siècles, on obtient : $\chi^2 = 20,481$ pour 16 ddl et une probabilité de dépassement de 0,199.

Les différences ne sont donc significatives à aucun des niveaux usuels, et il est légitime de grouper les données.

L'estimation des probabilités de décès par notre méthode est donnée dans le Tableau 7.

On peut entrer dans des comparaisons plus fines des diverses fréquences des stades, par exemple en désignant par P la probabilité de dépassement :

- pour l'ensemble du VII^e siècle, $P = 0,073$ indique une certaine hétérogénéité ;

Tableau 6 Estimation (moyenne de la distribution a posteriori) des probabilités de décès par classe d'âge et par sexe pour Verson / *Estimated (mean of the a posteriori distribution) probabilities of death by age class and by sex at Verson*

Âge	18–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70–74	75–79	≥ 80
H	0,182	0,102	0,083	0,07	0,058	0,055	0,056	0,061	0,067	0,072	0,072	0,058	0,065
F	0,180	0,096	0,074	0,061	0,049	0,049	0,053	0,062	0,071	0,079	0,081	0,067	0,077

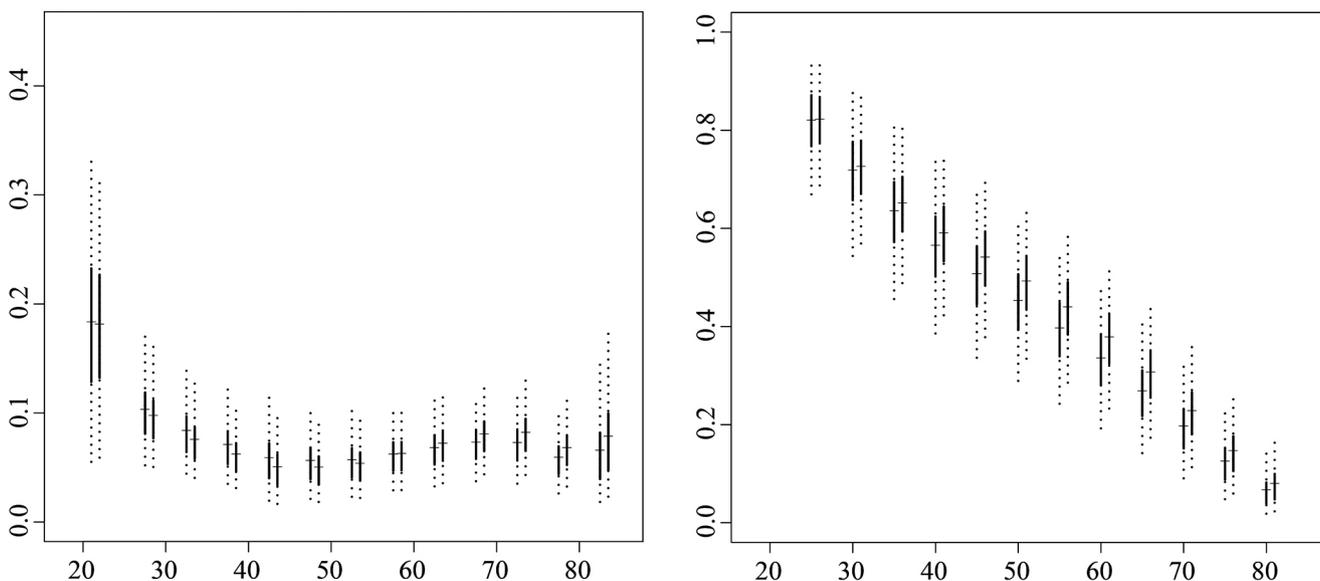


Fig. 7 Probabilités de décès pour le site de Verson par groupes d'âges et par sexe (femmes décalées vers la droite). Les signes + marquent les valeurs estimées (moyennes), les traits verticaux figurent les intervalles de crédibilité à 50 % (traits pleins) et 95 % (traits pointillés) / *Probability of death for the Verson site by age class and sex (females to the right). The + signs show the estimated values (mean); the vertical lines show the 50% (solid lines) and 95% (dotted lines) credibility intervals*

- si l'on regroupe la seconde période du VII^e siècle avec tout le VIII^e siècle et que l'on compare à la première période du VII^e siècle, on doit conclure à l'homogénéité ($P = 0,422$) ; c'est le regroupement du VIII^e siècle avec la première période du VII^e siècle qui donne une différence significative avec la seconde période du VII^e siècle ($P = 0,01$).

Ce serait donc la seconde moitié du VII^e siècle qui serait « différente ». Il peut s'agir d'une réalité « historique » comme d'un hasard de l'échantillonnage.

Comparaison de ces résultats avec ceux de Frénoville et de Verson

Les estimations ponctuelles de Lisieux sont très proches de celles de Frénoville mérovingien et de Verson. Cependant, si la mortalité des jeunes est forte à Lisieux, elle l'est un peu moins que dans les deux autres sites. Un χ^2 entre la somme des fréquences sur Frénoville et Verson, d'une part, et la somme des fréquences sur les VII^e et VIII^e siècles de Lisieux, d'autre part, est égal à 9,80, ce qui fait, avec 4 ddl, une probabilité de dépassement à peine égale à 0,044 (hétérogénéité

tout juste significative au niveau 5 %). On peut donc penser que la surmortalité des jeunes adultes perçue sur les deux premiers sites se manifeste aussi sur le troisième mais de façon légèrement atténuée.

Conclusion

La nouvelle procédure d'inférence bayésienne offre la possibilité d'estimer des probabilités de décès, assorties de marges d'erreur fiables, et permet de comparer des sites entre eux. Au vu des résultats discutés ci-dessus, les trois sites bas-normands ont subi une série de crises démographiques à fort impact durant l'époque mérovingienne qui se traduit sous la forme d'une surmortalité chez les jeunes. Les estimations révèlent des situations très voisines entre Frénoville et Verson mais un peu différentes (atténuées ?) à Lisieux. La spécificité serait alors plus rurale qu'urbaine et plus mérovingienne que gallo-romaine.

Plusieurs hypothèses peuvent être envisagées pour tenter d'expliquer cette surmortalité chez les hommes jeunes, et chacune d'elles est soumise à des contraintes incontournables.

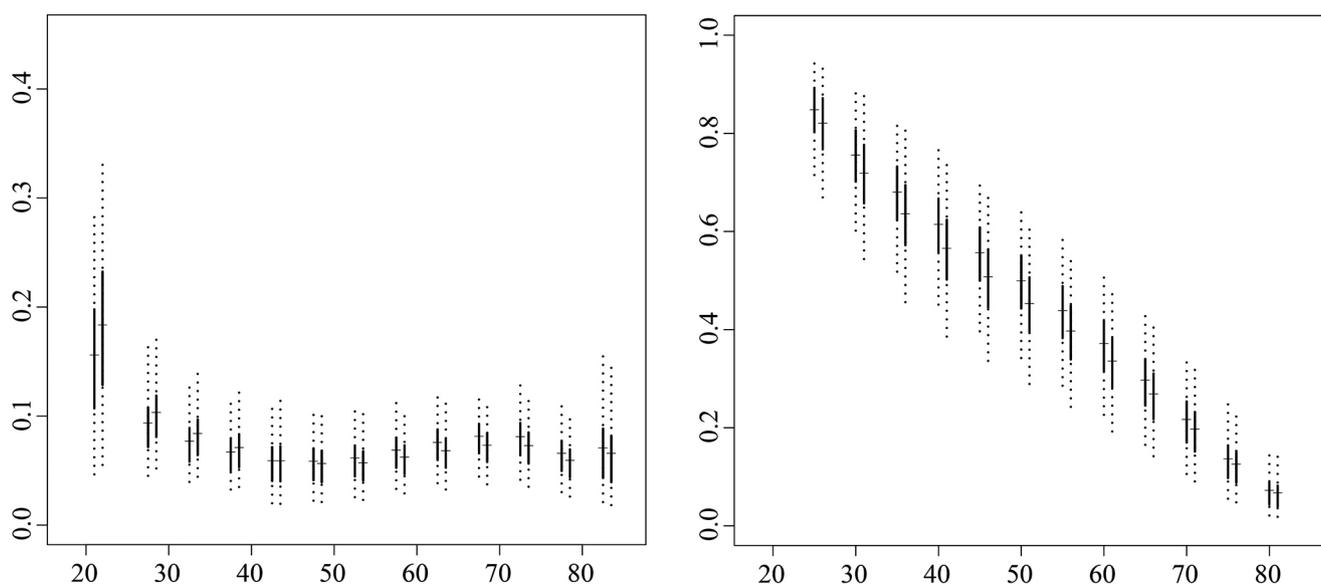


Fig. 8 Probabilités estimées de décès (à gauche) et de survie (à droite) par groupes d'âges pour les individus de sexe masculin ; comparaison de Frénouville, époque mérovingienne, et Verson (décalées sur la droite dans les deux graphiques). Les signes + marquent les valeurs estimées (moyennes), les traits verticaux figurent les intervalles de crédibilité à 50 % (traits pleins) et 95 % (traits pointillés) / *Estimated probabilities of death (left) and survival probabilities (right) by age class for males; comparison between the Merovingian sectors at Frénouville and Verson (to the right in both graphs). The + signs show the estimated values (mean); the vertical lines show the 50% (solid lines) and 95% (dotted lines) credibility intervals*

Tableau 7 Estimation des probabilités de décès par classe d'âge à Lisieux aux VII^e et VIII^e siècles / *Estimated probabilities of death by age class at Lisieux in the 7th and 8th centuries*

Âge	18–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70–74	75–79	≥ 80
VII ^e –VIII ^e	0,210	0,113	0,084	0,067	0,054	0,052	0,054	0,059	0,064	0,068	0,066	0,053	0,055

Tout d'abord, il convient de vérifier que les différences mises en évidence entre les sites ne peuvent pas être attribuées à des artefacts méthodologiques intervenant lors de la collecte des données. La méthode d'observation doit être rigoureuse et ne pas varier d'un opérateur à l'autre. Dans les trois cas présentés, le codage des synostoses a été effectué par la même personne.

Par ailleurs, il ne faut pas perdre de vue que toute méthode anthropologique et paléodémographique repose sur l'acceptation du principe d'uniformité biologique qui stipule qu'il n'existe aucune différence biologique entre les populations historiques, dont nous étudions les squelettes, et les populations préindustrielles qui ont servi de référence pour l'établissement des méthodes d'analyse. Aucune conclusion ne pourrait être tirée sans l'acceptation de ce principe.

Il ne faut pas non plus oublier que les séries archéologiques sont sur le temps long, le découpage chronologique étant exprimé le plus souvent en siècles. Ces longues séquences peuvent être trompeuses et cacher des cas particuliers.

Enfin, si l'analyse paléodémographique montre clairement que le nombre de décédés est particulièrement élevé dans la première classe d'âge, notamment à Frénouville et à Verson, l'explication ne doit pas être envisagée uniquement en termes de mortalité ; on peut y voir aussi l'incidence de mouvements migratoires qui mobilisent essentiellement des sujets jeunes. En effet, la composition par groupes d'âges d'une population à un moment donné est déterminée par le taux d'accroissement de l'effectif de chacun de ses groupes, ce taux dépendant de l'accroissement naturel mais aussi du solde migratoire. Il ne faut donc pas attribuer trop rapidement à une péjoration des conditions de vie un nombre inhabituel de décès dans une classe d'âge. La surmortalité observée chez les jeunes dans les sites analysés ci-dessus pourrait en être l'exemple. En effet, l'hypothèse que l'accroissement du nombre d'individus soumis à la probabilité de décéder jeunes soit dû à une forte immigration trouve un écho dans les sources archéologiques qui voient le haut Moyen Âge comme une période d'immigration dans la plaine de Caen.

Liens d'intérêts : Les auteurs déclarent ne pas avoir de lien d'intérêt.

Références

- Masset C (1971) Erreurs systématiques dans la détermination de l'âge par les sutures crâniennes. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 7:85–105
- Bocquet-Appel JP (1977) Perspectives paléodémographiques. Thèse d'Anthropologie historique, EHESS, Paris, 206 p
- Hoppa RD, Vaupel JW (eds) (2002) *Paleodemography: age distributions from skeletal samples*. Cambridge University Press, Cambridge, 259 p
- Sellier P (1996) La mise en évidence d'anomalies démographiques et leur interprétation : population, recrutement et pratiques funéraires du tumulus de Courtesoult. In: Piningre JF (ed) *Nécropoles et société au premier âge du fer : le tumulus de Courtesoult (Haute-Saône)*. MSH, DAF, Paris, pp 136–42 et 188–200
- Sellier P (2011) Tous les morts ? Regroupement et sélection des inhumés : les deux pôles du « recrutement funéraire ». In: Castex C, Courtaud P, Duday H, et al (eds) *Le regroupement des morts. Genèse et diversité archéologique*. Ausonius, Éditions MSHA (Thanat'Os, 1), Bordeaux, pp 83–94
- Castex D, Cartron I (2007) Épidémies et crises de mortalité du passé. Ausonius, De Boccard, Bordeaux, Paris, 248 p
- Meslé F, Toulemon L, Véron J (eds) (2011) *Dictionnaire de démographie et des sciences de la population*. INED, Colin, Paris, 258 p
- Meuvret J (1946) Les crises de subsistance et la démographie de la France d'Ancien Régime. *Population* 4:643–50
- Goubert P (1960) Beauvais et le Beauvaisis de 1600 à 1730. Contribution à l'histoire sociale de la France du XVII^e siècle, École pratique des hautes études, VI^e section, SEVPEN, Paris, 653 p et 1 vol de cartes et graphiques, 119 p
- Labrousse E (1944) La crise de l'économie française à la fin de l'Ancien Régime et au début de la Révolution. Puf, Paris, 665 p
- Séguy I, Buchet L (2011) *Manuel de paléodémographie*. INED, collection Manuels, Paris, 431 p
- Masset C (1982) Estimation de l'âge au décès par les sutures crâniennes. Thèse Univ Paris-VII, 298 p
- Bocquet-Appel JP, Masset C (1995) L'âge au décès des populations inhumées : comparaison de méthodes et de résultats. *Antropologia Portuguesa* 13:39–48
- Caussinus H, Buchet L, Courgeau D, Séguy I (2017) Un problème clé de la paléodémographie : comment estimer l'âge au décès ? *J Soc Fr Stat* (à paraître)
- Konigsberg LW, Frankenberg SR (1992) Estimation of age structure in anthropological demography. *Am J Phys Anthropol* 89:235–56
- Hasselblad V (1966) Estimation of parameters for a mixture of normal distribution. *Technometrics* 8:431–44
- Kimura DK, Chikuni S (1987) Mixture of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43:23–35
- Konigsberg LW, Herrmann NP (2002) Markov Chain Monte Carlo estimation of hazard models parameters in demography. In: Hoppa RD, Vaupel JW (eds) *Paleodemography. Age distribution from skeleton samples*. Cambridge University Press, Cambridge, pp 222–42
- Bocquet-Appel JP (2005) La paléodémographie. In: Dutour O, Hublin B, Vandermeersch B (eds) *Objets et méthodes en paléodémographie*. Éditions du Comité des travaux historiques et scientifiques, Paris, pp 271–313
- Bocquet-Appel JP (ed) (2008) *Recent advances in paleodemography*. Springer, Dordrecht, 294 p
- Bocquet-Appel JP (2008) *La paléodémographie*. Éditions Errance, Paris, 192 p
- Bocquet-Appel JP, Bacro JN (2008) Estimation of an age distribution with its confidence intervals using an iterative Bayesian procedure and a bootstrap sampling approach. In: Bocquet-Appel JP (ed) *Recent advances in Paleodemography: data, techniques, patterns*. Springer, Netherlands, pp 63–82
- Howell N (1976) Towards an uniformitarian theory of human paleodemography. *J Hum Evol* 5:25–40
- Müller HG, Love B, Hoppa RD (2002) Semiparametric methods for estimating paleodemographic profiles from age indicator data. *Am J Phys Anthropol* 117:1–14
- Caussinus H, Courgeau D (2010) Estimer l'âge sans le mesurer en paléodémographie. *Population* 1–2:117–45
- Caussinus H, Courgeau D (2011) Estimation de la structure par âge des décès : nouvelles propositions. In: Séguy I, Buchet L (eds) *Manuel de paléodémographie*. INED, collection Manuels, Paris, pp 291–325
- Séguy I, Caussinus H, Courgeau D, Buchet L (2013) Estimating the age structure of a buried adult population: a new statistical approach applied to archaeological digs in France. *Am J Phys Anthropol* 150:170–83
- Devroey JP (2003) Économie rurale et société dans l'Europe franque (VI^e–IX^e s.), 1, *Fondements matériels, échanges et lien social*. Belin sup, Paris, 381 p
- Devroey JP (2009) Catastrophe, crise et changement social : à propos des paradigmes d'interprétation du développement médiéval (500–1100). In: Buchet L, Rigeade C, Séguy I, Signoli M (eds) *Vers une anthropologie des catastrophes, actes des IX^{es} Journées anthropologiques de Valbonne*. Éditions APDCA, INED, Antibes, Paris, pp 139–61
- Lebecqz S (1995) Les saints anglais et le milieu marin. Contribution de quelques textes hagiographiques à la connaissance du milieu littoral dans l'Angleterre du début du Moyen Âge. *CR de l'Académie des Inscriptions et Belles-Lettres*, pp 43–56 (citation p. 47)
- de Tours G (1963) *Histoire des Francs*, trad. Latouche R, II, Paris (VI, 25)
- Depreux P (2002) Les sociétés occidentales du milieu du VI^e à la fin du IX^e siècle, PUR « Histoire », Rennes, 304 p
- Toubert P (2004) *L'Europe dans sa première croissance*. De Charlemagne à l'an mil, Fayard, Paris, 484 p
- Bruzek J (1991) Fiabilité des procédés de détermination du sexe à partir de l'os coxal. Application à l'étude du dimorphisme sexuel de l'homme fossile. Thèse de doctorat, Museum d'histoire naturelle, Institut de paléontologie humaine, Paris
- Bruzek J (2002) A method for visual determination of sex using the human hip bone. *Am J Phys Anthropol* 117:157–68
- Murail P, Bruzek J, Houët F, Cunha E (2005) DSP: a tool for probabilistic sex diagnosis using worldwide variability in hip bone measurements. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 17:167–76
- Bruzek J, Murail P (2006) Methodology and reliability of sex determination from the skeleton. In: Schmitt A, Cunha E, Pinheiro J (eds) *Forensic anthropology and medicine: complementary sciences from recovery to cause of death*. Humana Press, Totowa, (Chap. 9), pp 225–42
- Ferembach D, Schwidetsky I, Stloukal M (1979) Recommandations pour déterminer l'âge et le sexe sur le squelette. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 6:7–45
- Castex D, Courtaud P, Hambucken-Bontempi A (1993) La détermination sexuelle des séries archéologiques : la validité de certains caractères osseux « extracoxaux ». *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 5:225–35

40. Pilet C (1980) La nécropole de Frénouville : étude d'une population de la fin du III^e à la fin du VII^e s. BAR International Series 83, Oxford, 3 vol, 225 p, 339 p, 217 planches
41. Buchet L (1978) La nécropole gallo-romaine et mérovingienne de Frénouville (Calvados). Étude anthropologique. *Archéologie Médiévale* VIII:5–53
42. Buchet L (1998) Les habitants de la Gaule du I^{er} au VIII^e siècle. Apports de l'anthropologie physique. Mémoire d'habilitation à diriger des recherches, Univ Paris-I, Panthéon-Sorbonne, 569 p
43. Pilet C, Buchet L, Pilet-Lemière J (1993) L'apport de l'archéologie funéraire à l'étude de la présence militaire sur le limes saxon, le long des côtes de l'actuelle Basse-Normandie. In: Vallet F, Kazanski M (eds) *L'armée romaine et les Barbares du III^e au VII^e siècle*. Actes du Colloque international de Saint-Germain-en-Laye, 24–28 février 1990, Association française d'archéologie mérovingienne, Musée des Antiquités nationales, Saint-Germain-en-Laye, pp 157–73
44. Paillard D (1994) Lisieux de la fin de l'Antiquité au haut Moyen Âge. In: *Lisieux avant l'An Mil*, Musées de la ville de Lisieux, pp 62–99
45. Paillard D, Buchet L, Alduc-Le Bagousse A (2006) Nombre d'inhumés, nombre d'habitants. Estimations archéologiques et anthropologiques : Lisieux Calvados, IV^e s. de notre ère. In: Buchet L, Dauphin C, Séguy I (eds) *La paléodémographie. Mémoire d'os, mémoire d'hommes*. (Actes des VIII^{es} Journées anthropologiques de Valbonne, juin 2003). APDCA Éd, Antibes, pp 209–23
46. Lemière J, Levalet D (1980) Saint-Martin-de-Verson (Calvados), nécropole des VII^e et VIII^e siècles. *Archéologie Médiévale* X: 59–104
47. Alduc-Le Bagousse A (1980) Contribution à l'étude des populations médiévales de Basse-Normandie : anthropologie du cimetière mérovingien de Verson (Calvados). Thèse pour le doctorat de 3^e cycle, Univ. Caen, 161 p