

**XXVe Congrès International de la Population , Tours, 18-23 Juillet 2005**  
**Session « Paléodémographie », dirigée par Jean-Pierre Bocquet-Appel**  
**Français**

**Tables-types de mortalité pour les populations pré-industrielles  
et leurs applications en paléodémographie**

**I. Séguy<sup>iii</sup>, L. Buchet<sup>i,ii</sup>, M. Belaigues-Rossard<sup>i</sup>, N. Couvert<sup>i</sup>, Carole Perraut<sup>i</sup>,**  
Avec la collaboration de P. Beurmier<sup>i</sup>, A. Bringé<sup>i</sup>

Tenter de restituer les populations du passé dans une vision dynamique, rythmée par les naissances et les décès, voire les migrations, alors qu'on ne dispose, au mieux, que des restes osseux de ceux qui sont morts ; tel peut être l'enjeu d'une analyse paléodémographique.

Il faut cependant admettre que la plupart des mesures démographiques sont inaccessibles au paléodémographe qui n'a -sauf rares exceptions- aucun moyen de connaître la composition par sexes et par âges de la population étudiée. Faute de connaître le nombre de personnes soumises au risque de mourir entre deux âges donnés, il est impossible de calculer des quotients de mortalité et de recourir, partant de là, aux modèles de populations. Un certain nombre de propositions ont cependant été faites, en particulier celle qui consiste à calculer les quotients de mortalité selon la méthode dite « de Halley »<sup>1</sup>.

Les modèles de populations sont extrêmement attractifs pour les paléodémographes, car ils permettent d'estimer, à partir de données incomplètes ou lacunaires, les principaux indicateurs démographiques. Toutefois, aborder la dynamique des populations archéologiques ne va pas sans poser quelques problèmes. Nous avons tenté de remédier à certains d'entre eux.

***Modèles de mortalité et populations pré-industrielles***

***Population stable/population stationnaire***

Depuis Acsádi et Nemeskéri, en 1970, l'hypothèse d'une population à croissance nulle (population dite "stationnaire") est admise par la plupart des paléodémographes qui considèrent que, sur de longues périodes d'utilisation d'une nécropole (plusieurs générations, voire plusieurs siècles), les mécanismes de régulation des populations traditionnelles ont dû maintenir un niveau

---

<sup>I</sup> INED, 133 Bd Davout, 75980 Paris Cedex 20, France, email : [seguy@ined.fr](mailto:seguy@ined.fr) ou [seguy@cepam.cnrs.fr](mailto:seguy@cepam.cnrs.fr)

<sup>II</sup> CEPAM (UMR 6130, CNRS-Université de Nice Sophia Antipolis), 250 Avenue Albert Einstein, Sophia Antipolis, 06560 Valbonne, email : [buchet@cepam.cnrs.fr](mailto:buchet@cepam.cnrs.fr)

<sup>1</sup> Cette méthode dite "de Halley", ou "des décès cumulés", permet, sous certaines hypothèses (population stationnaire) de calculer la table de mortalité de la population considérée. Le nombre de naissances étant égal au nombre de décès, la pyramide des âges est identique à la répartition des survivants par âge. Partant de la répartition des décès par âges observés, il est alors possible de calculer les survivants à chaque âge et les quotients de mortalité associés.

de croissance proche de zéro, reflet de l'équilibre entre natalité et mortalité (Dupâquier, 1972 ; Bideau, 1983). Dans cette situation, la répartition par sexes et par âges de la population inhumée est identique à la structure de la population vivante. Il devient dès lors simple de calculer les différents paramètres démographiques qui correspondent à la population théorique associée à la table de mortalité.

Mais, dans la réalité, une telle hypothèse est difficilement défendable, car très éloignée des conditions de vie des populations pré-industrielles, régulièrement frappées par des crises de mortalité qui mettaient à l'épreuve leur capacité de récupération. Le modèle dynamique, proposé par J.-N. Biraben (1969), d'une croissance modérée, perturbée de temps à autre par des crises de mortalité, est certainement plus proche des réalités de l'ancien régime démographique. Considérer la population comme stationnaire alors qu'elle ne l'est pas introduit des biais sévères dans les résultats.

Il importe donc de disposer de **modèles qui prennent en compte un taux d'accroissement**, même si l'estimation de ce paramètre, à partir d'indicateurs ostéologiques fiables, reste difficile.

### *Un schéma de mortalité propre aux populations pré-industrielles*

J.-P. Bocquet-Appel a vu dès 1977 (Bocquet, 1977 ; Bocquet-Appel, Masset, 1977), que les modèles de mortalité proposés par les démographes (ONU, 1955 ; Ledermann, 1969, Coale et Demeny, 1966, 1983) étaient impropres à rendre compte des spécificités de la mortalité des populations préindustrielles.

Depuis, la démographie anthropologique (Howell, 1979 ; Robert-Lamblin, 1983, 1986 ; Pison, 1989) et de récents travaux en démographie historique (Woods, 1993 ; Wrigley, Schofield *et al.*, 1997) ont corroboré ce fait. En dépit de la disparité de leurs genres de vie, toutes les populations qui ont un mode de vie essentiellement agricole et qui ne bénéficient pas du recours de la médecine moderne présentent des paramètres démographiques communs : une mortalité infantile et juvénile élevée, une espérance de vie à la naissance faible, et dont la valeur approche celle de l'espérance de vie à 20 ans, une fécondité assurant tout juste le remplacement des générations, un équilibre précaire remis en cause par de fréquentes crises de mortalité.

A partir de cette observation, J.-P. Bocquet et C. Masset ont retenu, parmi l'ensemble des tables de mortalité disponibles en 1977, celles qui répondaient aux critères retenus<sup>2</sup>. Sur un échantillon de 40 tables, les auteurs ont établi les corrélations statistiques reliant l'indice de juvénilité à certains paramètres démographiques : espérance de vie à la naissance, quotient de mortalité infantile et quotient de mortalité entre 0 et 5 ans. Ces régressions, appelées "estimateurs paléodémographiques", ont été publiées en 1977 (Bocquet-Appel et Masset, 1977), puis améliorées en 1985, avec la prise en compte de la marge d'erreur de la régression (Masset, Parzys, 1985), et en 1996, par la combinaison de deux indicateurs : l'indice de juvénilité et l'âge moyen au décès des adultes (Bocquet-Appel, Masset, 1996).

Cependant, ce modèle présente un certain nombre de faiblesses (petit nombre de tables observées, étroitesse du champ géographique, rareté des tables antérieures à 1750) et l'inconvénient de ne pas fournir tous les paramètres de la table de mortalité<sup>3</sup>.

D'autres modèles ont tenté de s'appuyer sur des données non contemporaines (Acsádi et Nemeskéri, 1970 ; Weiss, 1973). Mais, directement bâties sur les données anthropologiques, ces

<sup>2</sup> Un rapport des décédés entre 5 à 14 ans aux décédés de 20 ans et plus (**indice de juvénilité**, noté : D5-14/D20-∞) supérieur ou égal à 0,100 et le rapport des décédés de 5 à 9 ans aux décédés de 10 à 14 ans (noté : D5-9/10-14) supérieur à 2.

<sup>3</sup> Deux d'entre nous (Buchet, Séguy, 2002) ont publié un complément aux estimateurs (pour 5q5 et 5q10), ainsi qu'une estimation des quotients suivants (5q15 et sq.) par la méthode du quotient précédent.

tables sont entachées des erreurs fatales liées à la détermination du sexe et de l'âge des squelettes. La plupart des chercheurs ont donc préféré recourir à des tables-types contemporaines, bien que l'utilisation de ces modèles suppose qu'il y ait continuité des comportements démographiques de la Préhistoire à nos jours et que les tables-types contemporaines rendent compte de tous les schémas de mortalité possibles, tant dans l'espace que dans le temps.

L'étude statistique à laquelle nous avons procédé (*cf. infra*), nous a convaincu que tel n'était pas le cas et qu'il y avait lieu de **mettre en œuvre des tables-types pour les populations pré-industrielles** (ce qui correspond peu ou prou au régime démographique pré-transitionnel). Car l'utilisation d'un modèle de mortalité inapproprié peut également entraîner des biais importants dans l'interprétation des résultats.

### ***Des modèles bâtis avec des entrées accessibles au paléodémographe et à l'historien-démographe***

Nous avons déjà souligné que, contrairement à la démographie historique qui s'appuie sur des documents écrits pré-statistiques, il n'est pas possible d'accéder, à partir des données ostéologiques, aux quotients de mortalité, du fait de la marge d'incertitude qui pèse sur la donnée biologique. Il est donc primordial de prévoir des **entrées spécifiques** dans les modèles de mortalité destinés aux paléodémographes, et pour que les modèles fonctionnent correctement, **ces mêmes entrées doivent constituer les variables sur lesquelles les régressions linéaires sont établies**.

Par ailleurs, des constantes archéologiques (sous-représentation quasi systématique des enfants de moins de 5 ans dans les nécropoles), les modalités de détermination de l'âge, différentes selon qu'il s'agit d'un enfant (phénomène biologique de croissance) ou d'un adulte (phénomène biologique de vieillissement), une segmentation nette de la courbe de mortalité entre les enfants d'une part et les adultes d'autre part<sup>4</sup>, rend nécessaire **la prise en compte de variables représentatives des deux groupes d'âges**. Il s'agira donc de choisir des variables à même de renseigner, d'une part sur les moins de 20 ans (en excluant les 0-4 ans en raison de leur sous-représentation) et d'autre part sur les âges adultes (20 ans et plus). Un certain nombre d'indicateurs ont déjà été proposés (Bocquet-Appel, Masset, 1977, 1996, 2002) ; nous avons élargi la palette des entrées, notamment à l'usage des historiens-démographes.

### ***De nouvelles tables-types de mortalité à l'usage des historiens-démographes et des paléodémographes***

A la demande de C. Masset, nous avons donc été conduits à proposer des modèles de mortalité qui répondent donc au triple objectif de :

- s'appuyer sur un corpus suffisamment important de tables de mortalité (172), statistiquement représentatives de la mortalité des populations pré-industrielles, couvrant toutes les régions du monde et s'échelonnant du XVI<sup>e</sup> au XX<sup>e</sup> siècle ;
- proposer des entrées aisément accessibles à partir des sources historiques ou ostéologiques, et sur lesquelles existe un large consensus. Les modèles pourraient s'avérer utiles en démographie historique pour les périodes antérieures à 1750 ;
- prendre en compte la croissance ou décroissance de la population.

<sup>4</sup> De récentes études ont montré que, dans le passé, la mortalité des enfants et celle des adultes pouvaient évoluer indépendamment l'une de l'autre, et que, plus le niveau général de la mortalité est élevé, plus la corrélation entre mortalité adulte et mortalité infantile est mauvaise (Woods, 1993 ; Wrigley, Schofield *et al.*, 1997).

## METHODOLOGIE

### *Constitution de l'échantillon de tables observées*

A partir d'un corpus initial d'un millier de tables, collectées dans les annuaires statistiques et les publications démographiques parues jusqu'en 1997, Nous avons constitué un échantillon raisonné de 292 tables de mortalité<sup>5</sup> correspondant à des populations répondant aux caractéristiques définies pour les populations pré-industrielles, tant en termes de mode de vie (populations agricoles, peu urbanisées, sans assistance médicale moderne) que de mortalité (forte mortalité infantile et juvénile).

Cet échantillon, couvrant diverses régions du monde, et dont la chronologie s'étend du début XVIIe au milieu du XXe siècle<sup>6</sup>, a été analysé pour mettre en évidence les changements intervenus dans la courbe de mortalité, entre les pays industrialisés et les pays en transition ou pré-transition. Les différences observées portent tant sur les *niveaux* que sur la *structure* de la mortalité, et sur la *mortalité différentielle*<sup>7</sup> (hommes/femmes). Ce dernier point nous a conduit à retenir trois échantillons : « hommes », « femmes », et « sexes réunis » lorsque les données ne se présentent que sous cette forme.

Au final, l'échantillon retenu pour les modélisations comporte 172<sup>8</sup> tables "sexes réunis" ; 139 tables pour l'échantillon "*sexe féminin*" et 147 pour l'échantillon "*sexe masculin*".

Le schéma moyen de notre échantillon (fig. 1) diffère sensiblement de celui des modèles existants. Il est plus proche des valeurs de l'*African Standard* (Brass, 1975) que de celles des « 40 tables » de J.-P. Bocquet-Appel et C. Masset (1977), dont les niveaux semblent très surestimés en raison des tables sélectionnées, ou des 154 tables sélectionnées par S. Ledermann (1969) qui sont à 93 % sont postérieures à 1890.

---

<sup>5</sup> L'échantillon «sexes réunis» est composé de 292 tables de mortalité, l'échantillon « sexe masculin » de 290 tables, l'échantillon « sexe féminin » contient 286 tables.

<sup>6</sup> Tables de pays en voie de développement (milieu XXe siècle), qui témoignent d'un niveau et d'une structure de mortalité proche de ceux de l'Europe pré-industrielle ; tables de pays développés (fin XIXe - début XXe siècle) et tables -locales- d'époque pré-statistique (milieu XVIIe-début XIXe siècle).

<sup>7</sup> Variables discriminantes retenues pour mesurer les changements de structure de mortalité : 1q0/4q1 ; 5q5/5q10 ; 20q20/20q40 ; 1Q0/e20 ; e 5-15/e20) ; les changements de niveaux : e5-15, e20-40, mais aussi les paramètres mis en évidence par J.-P. Bocquet-Appel et C. Masset (D5-14/D20+ et D5-9/D10-14, avec D= l'effectif des décédés de la table) ; la mortalité différentielle selon le sexe : 1q0, e20, e20-40, e40-60.

<sup>8</sup> L'échantillon est composé à 70% de tables historiques (allant du XVIIe au XIXe siècle) de pays industrialisés et 30% de tables contemporaines (fin XIXe siècle et XXe siècles) de pays en voie de développement, toutes sélectionnées selon la valeur de certains indicateurs démographiques.

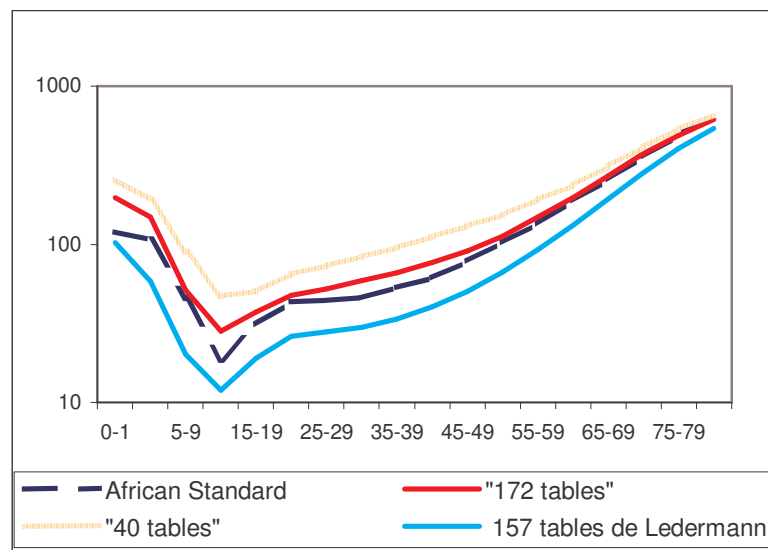


Fig 1 : Comparaison de différents univers de mortalité

### Choix du modèle mathématique

Sur cet échantillon, des régressions multiples ont été établies, reliant à une entrée donnée, l'ensemble des quotients de mortalité estimés. Plusieurs modèles mathématiques ont été mis en œuvre :

- un groupe de modèles relie le logarithme des quotients de mortalité à une variable donnée (exprimée soit sous sa forme logarithmique, soit en valeur simple) :
  - a. L'estimation par la méthode des quotients successifs reprend le modèle proposé par Ledermann (1969). Il est de forme :  $\log aQ(x+a) = a_0 + a_1 \cdot \log aQx (\pm 2\sigma)$ , avec  $aQx$ , la probabilité pour un individu d'âge  $x$ , de mourir dans l'intervalle d'âge  $(x, x+a)$  et  $\sigma$ , l'écart type résiduel, c'est-à-dire la dispersion des observations, donnée dans un intervalle de confiance à 95 %.
  - b. Plus spécifiquement, pour les premiers âges de la vie, nous proposons une régression inverse qui permet d'estimer le quotient précédent :  

$$\log aQ(x) = a_0 + a_1 \cdot \log aQ(x+a) (\pm 2\sigma).$$
  - c. Un dernier modèle relie le logarithme des quotients à un indicateur paléodémographique donné ( $X$ ), il est de forme :  

$$\log aQ(x+a) = a_0 + a_1 \cdot \log X (\pm 2\sigma), \text{ ou } \log aQ(x+a) = a_0 + a_1 \cdot X (\pm 2\sigma).$$
- un autre ensemble de modélisations utilise les logits. Il s'agit d'une adaptation de la méthode de Brass (1975), où la table moyenne de notre échantillon constitue la table de référence. Le modèle se définit de la manière suivante :  

$$\text{logit } xQ0 = \alpha + \beta \cdot \text{logit } xQ0'.$$

Le choix de l'un ou de l'autre modèle n'est pas neutre ; les informations qu'ils fournissent ne sont pas de même portée. Le premier groupe de modèles permet d'estimer les niveaux de mortalité, aux divers âges  $x$ , par référence à des données observées en d'autres temps et d'autres lieux (*i.e.* les 172 tables de référence). Ils impliquent d'accepter l'hypothèse que les populations antiques et médiévales relèvent d'une mortalité pré-jennérienne. Le deuxième groupe de modèles permet d'étudier l'échantillon, sans avoir à le soumettre à une loi de mortalité particulière. Nos

modèles logit, en cours de test sur des exemples historiques et archéologiques, feront l'objet d'un autre article.

Les modèles sont proposés sexes réunis ou sexes séparés. Toutefois, compte tenu des difficultés pour déterminer le sexe des enfants, l'utilisation d'un modèle "sexes réunis" s'impose, en paléodémographie, dès qu'il s'agit d'un modèle à double entrée ou dont l'entrée ne concerne que les immatures.

Les modèles tiennent compte d'une variation possible du taux d'accroissement de la population, dans un intervalle compris entre  $-0,03$  à  $+0,03$ , et par pas de  $0.0025$ . Dans la pratique, l'éventail des situations démographiques auxquelles étaient confrontées les populations pré-industrielles est beaucoup plus étroit, exception faite des crises de surmortalité et des années de récupération -ou de forte dépression- qui s'ensuivaient. Dans ces cas particuliers, mais récurrents, la ponction que subissaient les populations dépasse très largement les cadres retenus ici.

## MODELISATIONS

### *Estimations des quotients par régression linéaire sur le quotient précédent, en fonction du taux d'accroissement (tableau 1 de l'annexe)*

Ce modèle présente l'avantage de permettre l'accès à n'importe quel quotient de la table de mortalité : la connaissance d'un quotient de mortalité entre deux âges suffit.

La méthode consiste à construire une série d'équations de régression liant chaque quotient à son quotient précédent. Elle évite ainsi le problème du biais lié à l'estimation en chaîne (le quotient d'entrée ne permet une estimation correcte que du quotient qui le suit immédiatement ; la corrélation se dégrade rapidement pour les quotients ultérieurs). Les quotients se dispersant selon une loi de fréquence sensiblement log-normale, en utilisant le logarithme des quotients, on estime la valeur médiane des quotients, moins sujette à des erreurs d'estimation que la valeur moyenne du quotient

La première idée était d'intégrer directement le taux d'accroissement dans le modèle, sous forme d'un modèle de régression linéaire multiple de type :

$$\log(aq(x+a)) = a_0 + a_1 \log(aqx) + a_2 r + \varepsilon$$

où  $\varepsilon$  désigne un bruit blanc gaussien  
et  $r$  désigne le taux d'accroissement choisi

Mais la forte corrélation linéaire entre les 3 paramètres (quotients de mortalité observé et estimé et taux d'accroissement) rend un tel modèle instable et incertain dans son interprétation.

Un ajustement du modèle en deux temps a été tenté<sup>9</sup>, mais non retenu car le taux d'accroissement n'apporte que très peu d'informations, par rapport au quotient précédent.

Nous avons donc préféré modéliser la série des 18 quotients pour chaque taux d'accroissement retenu. Compte tenu du nombre de modèles estimés (75 au total), il n'est pas possible de les faire figurer intégralement ici. Nous en donnerons un aperçu, pour 3 valeurs de  $r$

<sup>9</sup> Avec une première régression consistant à exprimer un quotient de mortalité à l'aide du quotient précédent :

$$\log(aq(x+a)) = a_0 + a_1 \log(aqx) + e_1$$

où  $e_1$  désignent les résidus de la régression ;  
et la prise en compte du taux d'accroissement dans un second temps :  $e_1 = b_0 + b_1 r + \varepsilon$ , où  $\varepsilon$  désigne un bruit blanc gaussien.

choisies ( $r = 0$  ;  $r = 0,0025$ , proche du taux de croissance de la France d'Ancien Régime, et  $r = -0,0025$ ), dans le modèle « sexes réunis ».

L'estimation des quotients de mortalité infantile et juvénile est toujours délicate, compte tenu de l'extrême diversité des situations observées (estimations en grisé dans le tableau 1 de l'annexe : avec un  $R^2$  inférieur à 0.8) : il conviendra de recourir à des entrées plus spécifiques pour ces jeunes âges.

***Estimations des quotients par régression linéaire sur le quotient suivant  
(tableau 2 de l'annexe)***

La méthode du quotient précédent ne donne pas, par construction, d'ajustement du premier quotient  $1q_0$ . Il convient donc d'ajuster le quotient de mortalité infantile à partir du, ou des, quotient(s) suivant(s) ( $4q_1$  ou  $5q_5$ ), sachant que les meilleures estimations sont fournies par  $5q_5$  et non par  $4q_1$ . Cela est dû à la variabilité de  $4q_1$  qui peut prendre des modalités supérieures à celles de  $4q_1$ <sup>10</sup>.

Le modèle d'estimation de  $1q_0$  est donc :  $\log({}_1q_0) = a_0 + a_1 \log({}_5q_5) + \varepsilon$

et celui estimant  $4q_1$  est :  $\log({}_4q_1) = a_0 + a_1 \log({}_5q_5) + \varepsilon$ .

***Estimations des quotients par régression linéaire à partir de variables spécifiques  
(tableaux 3 à 7 de l'annexe)***

Les méthodes du quotient précédent et du quotient suivant ne sont pas directement utilisables avec les données de la paléodémographie et de la démographie historique<sup>11</sup>. En ce qui concerne la paléodémographie, les paramètres d'entrée dans les tables doivent être compatibles avec des indicateurs ostéologiques fiables, parmi lesquels nous avons retenu :

- l'indice de juvénilité, tel que défini par J.-P. Bocquet-Appel et C. Masset (1977, 1996) :  $\frac{D(5,14)}{D_{20+}}$  et noté "IJ",
- le rapport proposé par J.-P. Bocquet-Appel (2002) :  $\frac{D(5,19)}{D_{5+}}$  et noté "P",
- l'âge moyen au décès des adultes<sup>12</sup> ; noté "a 20- $\omega$ ".
- l'âge moyen au décès des enfants entre 5 et 15 ans (Buchet, Séguy, 2001) ; noté "a5-15",
- l'espérance de vie entre 5 et 15 ans :  $e5_{15}$ ,
- l'espérance de vie à 20 ans :  $e20$ .

Comme précédemment, le fait que le taux d'accroissement reste fortement corrélé à chacune des entrées spécifiques nous empêche de l'intégrer directement dans les régressions linéaires. La méthode consistant à intégrer successivement l'entrée spécifique puis le taux d'accroissement n'est pas concluante ici non plus. Il faut donc calculer les régressions qui lient

<sup>10</sup> Si  $1q_0 < 4q_1$  : Les résultats obtenus pour les paramètres du modèle sont très proches de ceux trouvés dans le modèle général ; ils ne sont que légèrement améliorés

Si  $1q_0 > 4q_1$  : la modélisation apporte un gain de précision (d'après les données dont nous disposons) mais elle est à utiliser avec précaution, selon les tables étudiées et le taux d'accroissement associé.

<sup>11</sup> Les variables retenues pour la démographie historique sont : les espérances de vie entre deux âges :  $e0_{5}$ ,  $e0_{15}$ ,  $e15_{25}$ ,  $e20_{40}$  et  $e40_{60}$ . Nous ne développerons pas ce point ici.

<sup>12</sup> Que nous estimons selon une formule différente de celle proposée par J.-P. Bocquet-Appel et C. Masset, en 1996.

les quotients de mortalité aux différentes entrées spécifiques **pour chacune des valeurs de r (taux d'accroissement) retenues.**

L'espérance de vie à 20 ans (e20) et l'âge moyen au décès des adultes (a20)  
(tableau 3 de l'annexe)

L'espérance de vie à 20 ans (e20) est fortement et linéairement corrélée avec le taux d'accroissement. Elle peut néanmoins prendre un champ de valeurs relativement important pour un taux d'accroissement donné. Le lien linéaire entre l'espérance de vie à 20 ans et les différents quotients de mortalité est suffisamment net pour qu'il ne soit pas nécessaire d'utiliser le logarithme de cette variable.

Quel que soit le taux d'accroissement considéré, la valeur de l'âge moyen au décès (a20) est très proche de celle de l'espérance de vie à 20 ans (e20) augmentée de 20 ans : on admettra donc l'équivalence des deux indices et l'entrée dans les tables sera **l'espérance de vie à 20 ans (e20)**.

La qualité des ajustements est bonne et cette variable permet d'expliquer très correctement les quotients de  $q_{20}$  à  $q_{60}$ . Mais la qualité diminue pour les quotients non couverts par e20 ( $1q_0$  à  $5q_{10}$ ) ; ces premiers quotients sont à la fois médiocrement corrélés à l'espérance de vie à 20 ans et très sensibles au taux d'accroissement.

L'indice de juvénilité (IJ) et l'indicateur P  
(tableaux 4 et 5 de l'annexe)

Ces indicateurs sont fortement corrélés au taux d'accroissement, et également aux premiers quotients de mortalité. Le passage au logarithme pour exprimer la variable explicative dans le modèle de régression linéaire est justifié<sup>13</sup>.

Très logiquement, ils n'apportent d'informations que sur les premiers quotients ( $1q_0$  à  $5q_{10}$ ). L'indicateur P présente les mêmes faiblesses que l'indice de juvénilité sans apporter d'amélioration sensible à l'estimation des premiers quotients.

L'âge moyen au décès entre 5 et 15 ans (a5-14) et l'espérance de vie entre deux âges (e5-15)  
(tableau 6 de l'annexe)

L'âge moyen au décès entre 5 et 15 ans (14 ans révolus) n'est pas bien corrélé au taux d'accroissement et ses corrélations avec les quotients de mortalité sont faibles, voire inexistantes. Il ne peut donc pas constituer une variable d'entrée dans les tables de mortalité.

Cependant, nous avons recherché s'il présentait un lien avec une autre entrée dans les tables, couvrant la même tranche d'âge. Bien qu'il ne soit pas très fortement corrélé, ni linéairement, ni à un degré supérieur, à l'espérance de vie entre 5 et 15 ans, nous pouvons cependant envisager de modéliser  $e5_{15}$  en fonction de  $a5_{14}$  et de  $r$ .

---

<sup>13</sup> La relation entre les quotients de mortalité et le logarithme de ces indices est graphiquement linéaire ; alors qu'il n'en est pas de même entre ces mêmes quotients et l'indice brut.



Tables	Variable à expliquer	constante	a5_14	r	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type	Nombre initial de tables	Nombre final de tables
Femmes	e5_15	7,08	0,26	14,12	0,81	0,13	3475	2911
Hommes	e5_15	7,22	0,25	11,65	0,80	0,11	3675	2838
Sexes réunis	e5_15	6,78	0,30	12,96	0,83	0,11	4300	3599

Tableau I : Résultats de la régression expliquant e5\_15 à l'aide de a5\_14 et de r.

L'espérance de vie entre 5 et 15 ans<sup>14</sup> fournit, elle, de bonnes estimations de la mortalité aux jeunes âges ; d'autant plus si l'on se place dans l'intervalle d'âge considéré. Comme pour l'espérance de vie à 20 ans, la qualité du modèle diminue en dehors du groupe d'âges couvert par la variable (grande sensibilité au taux d'accroissement).

On notera que l'estimation à partir de l'indice de juvénilité est de meilleure qualité, et plus aisément accessible que l'âge moyen au décès des enfants qui requiert une estimation en chaîne. L'entrée e5-15 garde cependant toute sa pertinence pour les études de démographie historique.

### ***Modélisations avec une double entrée pour chacun des taux d'accroissement (tableau 7 de l'annexe)***

Comme nous avons pu le constater avec les modélisations à entrée simple, les variables fournissent des informations sur différentes tranches d'âges. L'intérêt d'une modélisation à double entrée est de recouvrir un champ plus large. Toutefois, ces modélisations ne sont valables que si les deux variables explicatives ne sont pas fortement corrélées, ce qui est le cas pour e5-15 et e20, par exemple, mais moins vrai pour IJ et e20.

En fonction des entrées spécifiques disponibles, il est possible de choisir le modèle le plus adapté aux données, tout en tenant compte de sa qualité. Nous avons défini la « qualité » des modèles en comparant les R<sup>2</sup> ajustés et en considérant aussi les écarts types. Nous avons, en principe, retenu les **modèles présentant le plus grand R<sup>2</sup> ajusté et les plus petits écarts-types**, avec une préférence pour les modèles ayant le moins de paramètres et n'ayant pas nécessité le retrait de nombreuses tables atypiques.

Contrairement à ce qui était attendu, le modèle à double entrée « IJ et e20 » n'améliore pas la qualité de l'ajustement par rapport aux entrées simples correspondantes. Mieux vaut donc estimer les premiers quotients (1q0 à 5q10) à partir du modèle utilisant la seule entrée IJ, et estimer les quotients suivants (5q15 à 5q75), à partir du modèle à simple entrée e20 (et éventuellement recourir au modèle général –estimation par le quotient précédent– pour les derniers âges de la vie).

D'une façon générale, les modèles à double entrée ne trouvent leur intérêt que dans l'estimation des quotients de mortalité des groupes d'âges non couverts par les entrées spécifiques, ce qui limite leur intérêt en paléodémographie.

<sup>14</sup> Cette variable est intégrée dans le modèle sous forme de :  $\log(10-e5-15)$ .

***Applications à des données archéologiques issues de sites français d'époque antique et médiévale.***

Disposer de telles tables-types permet de relancer l'approche paléodémographique des populations inhumées. Les modèles proposés seront appliqués à des séries de squelettes datés de l'Antiquité tardive et/ou du haut Moyen Age pour développer quelques-unes des questions récurrentes en paléodémographie :

- L'estimation de la part des sujets de moins de 20 ans et celle des 0-4 ans. De façon générale, les squelettes de jeunes enfants sont sous-représentés, voire inexistants, dans les nécropoles anciennes. Les modèles permettent d'estimer la part des immatures à partir de l'âge moyen au décès des plus de 20 ans et la part des 0-4 ans à partir des indicateurs IJ ou P5-19/P5+.
- L'évolution démographique intra site. Des hypothèses de croissance ou décroissance peuvent être prises en compte dans le choix des modèles, à l'échelle de la génération (25 ans) ou du siècle selon la précision des datations archéologiques.

Les ensembles funéraires retenus concernent des cimetières fouillés exhaustivement et ayant fait l'objet d'études archéologiques, anthropologiques complètes<sup>15</sup>. Ils sont comparables entre eux car étudiés selon les mêmes méthodes (même population de référence, mêmes indicateurs biologiques d'âge, même méthode d'estimation de l'âge au décès), en accord avec les travaux pionniers de Jean-Pierre Bocquet-Appel et de Claude Masset (Bocquet-Appel, Masset, 1977, 1982, 1996 ; Masset, 1982).

Certains d'entre eux ont fait l'objet d'une précédente étude paléodémographique, sous l'hypothèse de stationnarité de la population (Séguy *et al.*, 2001 ; Séguy *et al.*, à paraître 2005). Il restait à intégrer la variation de la population dans les analyses.

## CONCLUSION

Les modèles proposés s'adressent tout particulièrement aux paléodémographes et aux historiens-démographes. Ils permettent, à partir de données incomplètes, d'estimer les principaux indicateurs démographiques de la population théorique associée à la table de mortalité (espérance de vie à l'âge  $x$ , quotient de mortalité, nombre de décédés et nombre de survivants par âges).

Comparés aux autres modèles, ils présentent l'avantage de s'appuyer sur un important corpus de tables de mortalité, statistiquement représentatives des populations pré-industrielles ; d'être accessibles à partir d'indicateurs anthropologiques (ou démographiques) sur lesquels existe un large consensus ; de préciser la marge d'erreur de chaque régression ; de proposer divers taux d'accroissement permettant d'aborder la dynamique des populations archéologiques.

---

<sup>15</sup> Frénouville (Calvados, France) : fouille dirigée par C. Pilet (CRAHM, Caen, France), (Pilet, 1980) ; étude anthropologique : L. Buchet (CEPAM, Valbonne, France), (Buchet, 1978). Lisieux-Michelet (Calvados, France) : fouille dirigée par D. Paillard (SDAC, Caen, France) ; étude anthropologique : A. Alduc-Le Bagousse (CRAHM, Caen, France) et L. Buchet (CEPAM, Valbonne, France). Saint-Martin-de-Fontenay (Calvados, France) : fouille dirigée par C. Pilet (CRAHM, Caen, France) ; étude anthropologique : A. Alduc-Le Bagousse (CRAHM, Caen, France) et L. Buchet (CEPAM, Valbonne, France), (Pilet *et al.*, 1994).

### **Remerciements :**

Nous souhaitons remercier ici toutes les personnes qui, à un moment ou à un autre, ont collaboré à cette étude : Bertrand Buffière, Luc di Benedetto, Magali Belaigues-Rossard, Nadège Couvert, Benoît Haudidier, Carole Perraut, sur vacations INED ; Paul Beurmier, sur vacations CNRS (dans le cadre d'une ACI dirigée par Jean-Pierre Bocquet-Appel) ; sans oublier Arnaud Bringé, service informatique de l'INED.

### **Références citées :**

- ACSÁDI (G.), NEMESKÉRI (J.), 1970.- *History of human life span and mortality*. Budapest, Akademiai Kiado, 346 p.
- BIDEAU (A.), 1983.- Les mécanismes régulateurs des populations traditionnelles. *Annales E.S.C.*, 38, 1040-1057.
- BIRABEN (J.-N.), 1969.- Durée de la vie dans la population de Columnata. *Population*, 3, 487-500.
- BOCQUET (J.-P.), 1977. Paléodémographie : ce que nous apprend la Nubie soudanaise. *Annales E.S.C.* p. 54-69. (<http://www.ivry.cnrs.fr/deh/bocquet/annaes77.pdf>)
- BOCQUET-APPEL (J.-P.), 2002.- Paleoanthropological Traces of a Neolithic Demographic Transition. *Current Anthropology*, 43, 4, p. 637-650.
- BOCQUET-APPEL (J.-P.), MASSET (C.), 1977.- Estimateurs en paléodémographie. *L'Homme*, 17, 4, p. 65-90.
- BOCQUET-APPEL (J.-P.), MASSET (C.), 1996.- Paleodemography : Expectancy and False Hope. *Am. Jour. Phys. Anthropol.*, 99, p. 571-583.
- BRASS (W.), 1975.- *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*. Chapel Hill : Carolina population center. 160 p.
- BUCHET (L.), 1978.- La nécropole gallo-romaine et mérovingienne de Frénoville (Calvados). Étude anthropologique. *Archéologie Médiévale*, VIII, p. 5-53, 21 fig.
- BUCHET (L.), SÉGUY (I.), BELAIGUES-ROSSARD (M.), *et al.*, 2001. L'âge au décès des enfants : nouvelles approches paléodémographiques. *Communication affichée au XXIV<sup>e</sup> Congrès Général de la Population* (Salvador de Bahia).
- BUCHET (L.), SÉGUY (I.), 2002.- La paléodémographie : bilan et perspectives. *Annales de démographie historique*, 2, p. 161-212, Paris.
- BUCHET (L.), DAUPHIN (C.), SÉGUY (I.), (Dir.), à paraître 2005.- *La paléodémographie*. Éd. APDCA, Valbonne.
- COALE (A.J.), DEMENY (P.), 1966.- *Regional Model Life-tables and Stable Populations*. Princeton, Princeton University Press, 871.
- COALE (A.J.), DEMENY (P.), VAUGHAN (P.), 1983.- *Regional Model Life-tables and Stable Populations*. New York, Academic Press (2<sup>ème</sup> édition), 496 p.
- DUPÂQUIER (J.), 1972.- De l'animal à l'homme : le mécanisme autorégulateur des populations traditionnelles. *Revue de l'Institut de sociologie*, 2, 177-211.
- HOWELL (N.), 1979.- *Demography of the Dobe !Kung*. New York, Academic Press, 389 p.

- LEDERMANN (S.), 1969.- *Nouvelles tables-types de mortalité*. Paris, INED-PUF (Cahiers et documents n° 53), 260 p.
- MASSET (C.), 1982.- *Estimation de l'âge au décès par les sutures crâniennes*. Thèse de Doctorat, Université Paris VII, 298 p.
- MASSET (C.), PARZYSZ (B.), 1985.- Démographie des cimetières ? Incertitude statistique des estimateurs en paléodémographie. *L'Homme*, XXV, 2, 147-154.
- ONU, 1955.- *CCCC*. New York, Publications de l'ONU, X p.
- PILET (C.), 1980.- La nécropole de Frénoville. *BAR, International Series*, 83, 3 vol.
- PILET (C.), ALDUC-LE BAGOUSSE (A.), BUCHET (L.) *et al.*, 1994. La nécropole de Saint-Martin-de-Fontenay (Calvados). Recherches sur le peuplement de la plaine de Caen du Ve siècle avant J.-C. au VIIe siècle après J.-C. *Gallia*, 54e supplément, 550 p, 139 fig., 128 pl.
- PISON (G.), 1989.- *Dynamique d'une population traditionnelle. Démographie, apparemment, et mariage dans une population d'effectif limité : les Peul Bandé (Sénégal oriental)*. Paris, INED (Travaux et documents, 99). 278 p.
- ROBERT-LAMBLIN (J.), 1983.- *Ammassalik (Groenland oriental) : fin ou persistance d'un isolat ? Étude anthropo-démographique du changement*. Thèse de doctorat d'État, Université René Descartes (Paris).
- ROBERT-LAMBLIN (J.), 1986.- *Les Ammassalimint au XXe siècle : analyse du changement social au Groenland oriental*. Bordeaux, Centre d'études et de recherches ethnologiques. Mémoires des Cahiers ethnologiques, 1, 518 p.
- SÉGUY (I.), BUCHET (L.), BELAIGUES-ROSSARD (M.), 2001. Nouvelles tables de mortalité (life table) pour paléodémographes. Présentation - Discussion - Applications. *Communication affichée au XXIVe Congrès Général de la Population* (Salvador de Bahia).
- SÉGUY (I.), COUVERT (N.), BELAIGUES-ROSSARD (M.), BRINGÉ (A.), à paraître 2005.- Des tables-types de mortalité pour les populations pré-industrielles. In : L. Buchet *et al.* (Dir.). *La paléodémographie*. Actes des 8<sup>e</sup> Journées Anthropologiques de Valbonne (juin 2003), APDCA éd.
- WEISS (K.M.), 1973.- *Demographic models for Archaeology*. Washington, Society for American Archaeology, (Memoirs of the Society for American Archaeology, 27 ; American Antiquity, 38).
- WOODS (R.), 1993.- On the historical relationship between infant and adult mortality. *Population Studies*, 47, 193-219.
- WRIGLEY (E.A.), DAVIES (R.S.), OEPPEN (J.E.), SCHOFFIELD (R.S.), 1997.- *English population history from family reconstitution, 1580-1837*. Cambridge, Cambridge University Press. 657 p.

Tableau 1

## Méthode du quotient précédent

FORMULE :  $\log(aq(x+a)) = a0 + a1 \cdot \log(aqx)$ 

log aqx	variable explicative	a0	a1	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r
log 1q4	log 1q0	-0,099	1,056	0,733	0,073	152	r = -0,0025
log 5q5	log 1q4	-0,353	1,146	0,768	0,095	149	
log 5q10	log 5q5	-0,675	0,669	0,817	0,064	161	
log 5q15	log 5q10	-0,542	0,582	0,677	0,068	139	
log 5q20	log 5q15	-0,140	0,825	0,860	0,047	158	
log 5q25	log 5q20		0,969	0,999	0,043	161	
log 5q30	log 5q25	-0,072	0,907	0,902	0,039	159	
log 5q35	log 5q30		0,959	0,999	0,039	159	
log 5q40	log 5q35		0,942	0,999	0,039	158	
log 5q45	log 5q40		0,935	0,999	0,034	157	
log 5q50	log 5q45		0,907	0,999	0,031	159	
log 5q55	log 5q50		0,878	0,999	0,029	154	
log 5q60	log 5q55	-0,082	0,742	0,914	0,024	155	
log 5q65	log 5q60		0,809	0,998	0,023	147	
log 5q70	log 5q65		0,752	0,996	0,027	160	
log 5q75	log 5q70		0,719	0,996	0,020	144	
log 1q4	log 1q0	-0,109	1,050	0,749	0,074	152	r = 0
log 5q5	log 1q4	-0,345	1,149	0,780	0,094	148	
log 5q10	log 5q5	-0,687	0,671	0,815	0,066	162	
log 5q15	log 5q10	-0,543	0,591	0,689	0,068	139	
log 5q20	log 5q15	-0,139	0,828	0,866	0,048	158	
log 5q25	log 5q20		0,967	0,999	0,044	161	
log 5q30	log 5q25	-0,070	0,908	0,906	0,039	159	
log 5q35	log 5q30		0,957	0,999	0,039	159	
log 5q40	log 5q35		0,940	0,999	0,039	158	
log 5q45	log 5q40		0,934	0,999	0,034	157	
log 5q50	log 5q45		0,906	0,999	0,031	159	
log 5q55	log 5q50		0,875	0,999	0,031	157	
log 5q60	log 5q55	-0,082	0,743	0,915	0,024	155	
log 5q65	log 5q60		0,809	0,998	0,024	148	
log 5q70	log 5q65		0,752	0,996	0,027	160	
log 5q75	log 5q70		0,721	0,996	0,020	144	
log 1q4	log 1q0	-0,120	1,042	0,763	0,074	152	r = 0,0025
log 5q5	log 1q4	-0,353	1,134	0,788	0,094	148	
log 5q10	log 5q5	-0,695	0,675	0,818	0,067	162	
log 5q15	log 5q10	-0,544	0,599	0,701	0,069	139	
log 5q20	log 5q15	-0,129	0,836	0,876	0,047	157	
log 5q25	log 5q20		0,966	0,999	0,044	161	
log 5q30	log 5q25	-0,079	0,901	0,902	0,041	161	
log 5q35	log 5q30		0,954	0,999	0,039	159	
log 5q40	log 5q35		0,939	0,999	0,039	158	
log 5q45	log 5q40		0,931	0,999	0,038	161	
log 5q50	log 5q45		0,904	0,999	0,031	159	
log 5q55	log 5q50		0,874	0,999	0,032	157	
log 5q60	log 5q55	-0,082	0,744	0,917	0,024	155	
log 5q65	log 5q60		0,805	0,998	0,027	155	
log 5q70	log 5q65		0,753	0,996	0,027	160	
log 5q75	log 5q70		0,722	0,996	0,020	144	

Tableau 2

## Méthode du quotient suivant

entrée : 5q5

FORMULE :  $\log(aqx) = a_0 + a_1 \cdot \log(5q5)$ 

log aqx	variable explicative	a0	a1	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r
log 1q0	log 5q5	-0,189	0,386	0,819	0,038	126	r = -0,0025
log 1q4	log 5q5	-0,141	0,532	0,792	0,056	138	
log 1q0	log 5q5	-0,183	0,407	0,808	0,043	131	r = 0
log 1q4	log 5q5	-0,142	0,547	0,802	0,057	138	
log 1q0	log 5q5	-0,155	0,444	0,817	0,047	135	r = 0,0025
log 1q4	log 5q5	-0,126	0,573	0,802	0,060	142	

Tableau 4

## entrée

indice IJ ==&gt; log(IJ)

FORMULE :  $\log(aqx) = a_0 + a_1 \cdot \log(IJP)$ 

log aqx	variable explicative	a0	a1	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r
log 1q0	IJ	-0,285	0,387	0,810	0,039	130	-0,0025
log 1q4	IJ	-0,265	0,543	0,807	0,054	133	
log 5q5	IJ	-0,235	1,012	0,967	0,037	171	
log 5q10	IJ	-0,752	0,750	0,911	0,047	167	
log 1q0	IJ	-0,272	0,419	0,809	0,043	135	0
log 1q4	IJ	-0,253	0,568	0,806	0,057	136	
log 5q5	IJ	-0,222	1,019	0,968	0,037	171	
log 5q10	IJ	-0,750	0,758	0,913	0,048	167	
log 1q0	IJ	-0,260	0,445	0,823	0,044	135	0,0025
log 1q4	IJ	-0,259	0,580	0,821	0,056	134	
log 5q5	IJ	-0,209	1,027	0,969	0,037	171	
log 5q10	IJ	-0,747	0,766	0,915	0,048	167	

Tableau 5

## entrée

indice P ==&gt; log(P)

FORMULE :  $\log(aqx) = a_0 + a_1 \cdot \log(P)$ 

log aqx	variable explicative	a0	a1	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r
log 1q0	P	-0,189	0,533	0,802	0,040	124	-0,0025
log 1q4	P	-0,194	0,680	0,653	0,074	144	
log 5q5	P		1,378	0,997	0,067	164	
log 5q10	P	-0,571	1,036	0,914	0,046	168	
log 5q5	P		1,370	0,997	0,073	168	0
log 5q10	P	-0,576	1,032	0,917	0,046	168	
log 1q0	P	-0,180	0,573	0,790	0,047	131	0,0025
log 1q4	P	-0,258	0,660	0,685	0,070	136	
log 5q5	P		1,358	0,997	0,075	168	
log 5q10	P	-0,580	1,028	0,920	0,046	168	

Tableau 3

entrée  
e20

FORMULE :  $\log(aqx) = a_0 + a_1 \cdot e20$

log aqx	variable explicative	a0	a1	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r
log 1q0	e20		-0,018	0,993	0,057	128	-0,0025
log 1q4	e20	-0,517	-0,009	0,149	0,080	128	
log 5q5	e20		-0,035	0,985	0,158	165	
log 5q10	e20	-0,480	-0,028	0,506	0,099	156	
log 5q15	e20	-0,388	-0,027	0,695	0,069	148	
log 5q20	e20	-0,217	-0,029	0,826	0,051	147	
log 5q25	e20	-0,123	-0,031	0,822	0,054	162	
log 5q30	e20	-0,085	-0,030	0,886	0,041	164	
log 5q35	e20		-0,031	0,999	0,036	168	
log 5q40	e20		-0,030	0,999	0,036	164	
log 5q45	e20	0,083	-0,030	0,907	0,036	165	
log 5q50	e20	0,107	-0,028	0,878	0,039	164	
log 5q55	e20	0,116	-0,025	0,844	0,040	159	
log 5q60	e20		-0,019	0,998	0,032	145	
log 5q65	e20		-0,015	0,997	0,029	137	
log 5q70	e20		-0,011	0,994	0,032	135	
log 5q75	e20		-0,008	0,986	0,035	148	
log 1q0	e20		-0,019	0,993	0,058	127	0
log 1q4	e20	-0,509	-0,010	0,182	0,082	128	
log 5q5	e20		-0,035	0,986	0,159	165	
log 5q10	e20	-0,476	-0,029	0,506	0,101	158	
log 5q15	e20	-0,361	-0,029	0,814	0,052	123	
log 5q20	e20	-0,201	-0,030	0,828	0,052	147	
log 5q25	e20	-0,110	-0,031	0,821	0,055	162	
log 5q30	e20		-0,033	0,999	0,044	167	
log 5q35	e20		-0,031	0,999	0,037	168	
log 5q40	e20		-0,030	0,999	0,037	164	
log 5q45	e20	0,090	-0,030	0,903	0,037	167	
log 5q50	e20	0,130	-0,029	0,885	0,038	164	
log 5q55	e20	0,153	-0,026	0,846	0,042	162	
log 5q60	e20		-0,019	0,998	0,032	144	
log 5q65	e20		-0,015	0,997	0,029	138	
log 5q70	e20	0,070	-0,013	0,684	0,032	135	
log 5q75	e20		-0,008	0,987	0,036	148	
log 1q0	e20		-0,020	0,994	0,062	128	0,0025
log 1q4	e20	-0,473	-0,012	0,230	0,086	130	
log 5q5	e20		-0,036	0,987	0,157	163	
log 5q10	e20	-0,461	-0,030	0,521	0,102	158	
log 5q15	e20	-0,399	-0,028	0,801	0,056	126	
log 5q20	e20	-0,183	-0,031	0,830	0,054	147	
log 5q25	e20	-0,101	-0,032	0,823	0,056	161	
log 5q30	e20		-0,033	0,999	0,044	165	
log 5q35	e20		-0,031	0,999	0,039	168	
log 5q40	e20	0,080	-0,032	0,909	0,037	163	
log 5q45	e20	0,114	-0,031	0,908	0,037	167	
log 5q50	e20	0,154	-0,029	0,895	0,037	163	
log 5q55	e20	0,200	-0,027	0,835	0,045	169	
log 5q60	e20		-0,018	0,997	0,037	155	
log 5q65	e20		-0,015	0,997	0,030	139	
log 5q70	e20	0,082	-0,013	0,694	0,032	135	
log 5q75	e20		-0,008	0,987	0,036	148	

Tableau 6

e5\_15 ==> log(10-e5\_15)  
 FORMULE :  $\log(aqx) = a0 + a1 \cdot \log(10-e5\_15)$

log aqx	variable explicative	a0	a1	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r
log 1q0	e5_15	-0,547	0,415	0,812	0,040	131	-0,0025
log 1q4	e5_15	-0,631	0,576	0,800	0,055	138	
log 5q5	e5_15	-0,927	1,060	0,996	0,012	169	
log 5q10	e5_15	-1,276	0,756	0,860	0,060	164	
log 1q0	e5_15	-0,557	0,439	0,826	0,041	131	0
log 1q4	e5_15	-0,641	0,602	0,803	0,059	141	
log 5q5	e5_15	-0,925	1,059	0,996	0,013	169	
log 5q10	e5_15	-1,285	0,758	0,864	0,060	164	
log 1q0	e5_15	-0,571	0,465	0,807	0,048	139	0,0025
log 1q4	e5_15	-0,657	0,607	0,814	0,058	139	
log 5q5	e5_15	-0,924	1,058	0,996	0,013	169	
log 5q10	e5_15	-1,293	0,761	0,867	0,061	164	



Tableau 7 : modèle Puissance – double entrée

entrées										
IJ	==>	log(IJ)								
e20	==>	e20								
FORMULE : $\log(aqx) = a0 + a1 \cdot \log(IJ) + a2 \cdot e20$										
log aqx	variable explicative	variable explicative 2 (facultatif)	a0	a1	a2 (facultatif)	R <sup>2</sup> ajusté	Ecart type du log aqx	Nombre final de tables	valeur de r	
log 1q0	IJ	e20	-0,283	0,389		0,831	0,037	126	-0,0025	
log 1q4	IJ	e20	-0,424	0,615	0,006	0,802	0,055	138		
log 5q5	IJ	e20	-0,384	1,075	0,006	0,978	0,031	168		
log 5q10	IJ	e20	-0,574	0,679	-0,007	0,934	0,041	165		
log 5q15	IJ	e20	-0,451	0,196	-0,021	0,821	0,051	130		
log 5q20	IJ	e20	-0,217		-0,029	0,826	0,051	147		
log 5q25	IJ	e20	-0,131		-0,030	0,823	0,053	161		
log 5q30	IJ	e20	-0,095	0,059	-0,028	0,895	0,039	163		
log 5q35	IJ	e20		0,034	-0,030	0,999	0,036	167		
log 5q40	IJ	e20		0,057	-0,028	0,999	0,036	164		
log 5q45	IJ	e20	0,073		-0,030	0,903	0,036	166		
log 5q50	IJ	e20	0,120	-0,043	-0,030	0,878	0,039	165		
log 5q55	IJ	e20	0,152	-0,079	-0,028	0,866	0,039	159		
log 5q60	IJ	e20		-0,060	-0,020	0,997	0,036	153		
log 5q65	IJ	e20			-0,015	0,998	0,028	133		
log 5q70	IJ	e20		0,044	-0,010	0,993	0,035	143		
log 5q75	IJ	e20			-0,008	0,986	0,035	147		
log 1q0	IJ	e20	-0,279	0,409		0,812	0,041	132	0	
log 1q4	IJ	e20	-0,405	0,632	0,006	0,801	0,058	140		
log 5q5	IJ	e20	-0,372	1,083	0,006	0,978	0,031	168		
log 5q10	IJ	e20	-0,566	0,684	-0,007	0,935	0,041	165		
log 5q15	IJ	e20	-0,435	0,193	-0,022	0,814	0,054	132		
log 5q20	IJ	e20	-0,201		-0,030	0,828	0,052	147		
log 5q25	IJ	e20	-0,117		-0,031	0,822	0,054	161		
log 5q30	IJ	e20	-0,086	0,063	-0,029	0,890	0,041	164		
log 5q35	IJ	e20		0,038	-0,030	0,999	0,037	167		
log 5q40	IJ	e20		0,060	-0,028	0,999	0,037	164		
log 5q45	IJ	e20	0,090		-0,030	0,903	0,037	167		
log 5q50	IJ	e20	0,144	-0,045	-0,030	0,886	0,038	165		
log 5q55	IJ	e20	0,175	-0,080	-0,029	0,874	0,038	159		
log 5q60	IJ	e20		-0,067	-0,020	0,997	0,036	154		
log 5q65	IJ	e20			-0,015	0,997	0,030	138		
log 5q70	IJ	e20		0,040	-0,010	0,994	0,034	140		
log 5q75	IJ	e20			-0,008	0,987	0,036	147		
log 1q0	IJ	e20	-0,259	0,445		0,828	0,044	134	0,0025	
log 1q4	IJ	e20	-0,398	0,651	0,006	0,809	0,059	140		
log 5q5	IJ	e20	-0,360	1,091	0,006	0,979	0,031	168		
log 5q10	IJ	e20	-0,557	0,690	-0,007	0,937	0,042	165		
log 5q15	IJ	e20	-0,425	0,198	-0,022	0,817	0,055	132		
log 5q20	IJ	e20	-0,183		-0,031	0,830	0,054	147		
log 5q25	IJ	e20	-0,095		-0,032	0,819	0,057	162		
log 5q30	IJ	e20	-0,071	0,069	-0,029	0,885	0,043	165		
log 5q35	IJ	e20		0,043	-0,030	0,999	0,038	167		
log 5q40	IJ	e20		0,064	-0,028	0,999	0,037	164		
log 5q45	IJ	e20	0,114		-0,031	0,908	0,037	167		
log 5q50	IJ	e20	0,164	-0,043	-0,031	0,895	0,037	164		
log 5q55	IJ	e20	0,199	-0,081	-0,029	0,857	0,041	165		
log 5q60	IJ	e20	0,068	-0,072	-0,022	0,823	0,036	154		
log 5q65	IJ	e20			-0,015	0,997	0,030	138		
log 5q70	IJ	e20	0,070		-0,013	0,683	0,032	136		
log 5q75	IJ	e20			-0,008	0,987	0,036	147		